

BC-628
Tesis-2010

XX (179059.1)



CINVESTAV
BIBLIOTECA CENTRAL



SSIT000009570

TK165 G8

R59

2010



**CINVESTAV
IPN
ADQUISICIÓN
DE LIBROS**

Centro de Investigación y de Estudios Avanzados del I. P. N.
Unidad Guadalajara

Modelado de jitter en redes IP mediante procesos de cola pesada

Tesis que presenta:
Luis Rizo Domínguez

Para obtener el grado de:
Doctor en ciencias

En la especialidad de:
Ingeniería eléctrica

Directores de tesis:
**Dr. Deni Torres Román
Dr. David Muñoz Rodríguez**



**CENTRO DE INVESTIGACIÓN Y
DE ESTUDIOS AVANZADOS DEL
INSTITUTO POLITÉCNICO
NACIONAL**

**COORDINACIÓN GENERAL DE
SERVICIOS BIBLIOGRÁFICOS**

Guadalajara, Jalisco, Abril de 2010

CLASIF.: TK165.68 R59 2010
ADQUIS.: 551-628
FECHA: 4-Enero 2011
F. 2011 Tesis-2010

ID: 167492-1001

Modelado de jitter en redes IP mediante procesos de cola pesada

**Tesis de Doctorado en Ciencias
Ingeniería Eléctrica**

Por:

Luis Rizo Domínguez

Maestro en Ciencias con especialidad en Ingeniería Eléctrica
CINVESTAV, Unidad Guadalajara 2002 – 2004

Becario de Conacyt expediente no. 175941

Directores de Tesis
Dr. Deni Torres Román
Dr. David Muñoz Rodríguez

CINVESTAV del IPN Unidad Guadalajara, Abril de 2010

AGRADECIMIENTOS

Este largo trabajo no hubiera sido posible sin:

- El consentimiento de Dios
- La incondicional de Rocio
- El apoyo y consejo de mis Padres, Hermanos y Tíos
- La motivación de mis hijos

La orientación de mis directores de tesis

Durante esta experiencia quedan momentos inolvidables como la convivencia entre los compañeros, en especial Marco y Marlene, Pablo Velarde, Pacheco, Homero, Leopoldo, José Dehesa, Victor, Omar y todos los compañeros de la maestría. Se agradece el apoyo del Dr. Deni, Dr. Muñoz, Dr. Vargas, Mto. Jorge Pardiñas y el Dr. Parra, quienes con su orientación han favorecido el término de este trabajo. En este trabajo colegas en su maestría apoyaron directamente ellos son: Leopoldo Estrada y José Dehesa. Por último se agradece el apoyo económico de CONACYT y PROMEP.

GLOSARIO Y ACRONIMOS

ACK: Mensaje/Paquete de acuse de recibo (Acknowledgment)

BTC: Información enviada por unidad de tiempo (Bulk Transfer Capacity)

FGM: Función Generadora de Momentos (MGF Moment Generation Function)

ICMP: Protocolo de mensajes de control en Internet (Internet Control Message Protocol)

IP: Protocolo de Internet (Internet Protocol)

MSE: Error cuadrático medio (Mean Square Error)

OS: Sistema operativo (Operative System)

PLR: Tasa de paquetes perdidos (Packet Loss Rate)

QoS: Calidad de servicio (Quality of Service)

RAM: Memoria de acceso aleatorio (Random Access Memory)

RTO: Tiempo de espera para la retransmisión de paquetes perdidos en el protocolo TCP (Retransmission Time Out)

RTT: Tiempo de ida y vuelta de un paquete entre 2 puntos de Internet (Round Trip Time)

TCP: Protocolo de control de transmisión (Transmission Control Protocol)

UDP: Protocolo de datagramas de usuario. (User Data Protocol)

RESUMEN

Uno de los parámetros que degrada el desempeño de la comunicación en Internet es el jitter. Las aplicaciones con mayor sensibilidad al jitter son el video y voz sobre IP. En esta tesis se capturan millones de mediciones de jitter, se analizan mediciones de otros sitios y se encuentra que el jitter tiene un comportamiento diferente a los modelos propuestos en la literatura. El resultado de este análisis muestra que el modelo alpha-estable y en algunos casos la distribución de Cauchy capturan su alta variabilidad. En esta tesis también se muestra que el jitter incrementa su dispersión con el índice de nodo. Además, la relación entre la dispersión el índice del nodo sigue una ley de potencia con exponente $1/E\{\alpha\}$. Esta relación nos permite predecir la dispersión jitter en función del número de nodos y el índice de estabilidad. Como consecuencia del modelado presentado en este trabajo, se proponen 2 estimadores de RTO que mejoran la tasa de transferencia por unidad de tiempo en el protocolo TCP.

ABSTRACT

Jitter is recognized as an important phenomenon that degrades the communication performance, particularly in real time services such as voice and video over the Internet. The analysis of millions of jitter measurements captured shows that jitter departs from already proposed Laplacian models and that it has a heavy tail behavior. This thesis shows that an Alpha-Stable jitter model is adequate, and that in some cases the Cauchy distribution provides a satisfactory approximation. Furthermore, this thesis shows how the jitter dispersion increases with the number of hops in the path, following a power law with scaling exponent dependent on the index of stability α . This allows us to predict the expected QoS in terms of the number of nodes and traffic parameters. Finally, the jitter modeling is the motivation of two RTO estimators based on Alpha-stable and Cauchy models, where both estimators improve the BTC in TCP implementation.

CONTENIDO

1	Introducción	1
1.1	Objetivos	2
2	Conceptos matemáticos	3
2.1	Distribuciones de cola pesada	3
2.2	Comparación de las colas de las distribuciones	3
2.3	Distribución de Pareto	4
2.4	Teorema del límite central	4
2.5	Distribuciones estables y alpha-estables	5
2.5.1	Propiedades de las distribuciones alpha-estables	6
2.5.1.1	Propiedad: suma de variables aleatorias alpha-estables	6
2.5.1.2	Propiedad: producto de un escalar por una variable aleatoria alpha-estable	7
2.5.1.3	Propiedad: suma de una constante y una variable aleatoria alpha-estable	7
2.6	Teorema generalizado del límite central	7
2.6.1	Estructura de varianza	8
2.6.2	Procesos auto-similares	8
3	Las definiciones del jitter y su estado del arte	11
3.1	Primera definición de jitter:	11
3.2	Segunda definición de jitter	12
3.3	Tercera definición de jitter	12
3.4	Cuarta definición de jitter	12
3.5	Análisis crítico a los trabajos orientados a la simulación	13
3.6	Análisis crítico a los trabajos sobre modelado, con tráfico de fondo conocido	14
3.7	Resumen de los trabajos orientados al diseño de búferes	15
3.8	Análisis crítico a los trabajos de modelado de jitter basado en mediciones	15
3.8.1	Diferencia entre jitter correlacionado y su modelado	19
4	Metodología de medición en Internet y sus simulaciones	21
4.1	Mediciones de Round Trip Time (RTT) en Internet sobre ICMP	22
4.1.1	Entorno de medición	22
4.1.2	Características de las trazas de retardo	23
4.2	Mediciones de One Way Delay (OWD) en Internet sobre UDP	24
4.2.1	Entorno de medición	25
4.2.1.1	Entorno de medición y envío de paquetes UDP.	25
4.3	Metodología de medición de jitter en un ruta de Internet	26
4.4	Simulaciones en NS-2	27
5	El modelo alpha-estable y la ley de acumulación del jitter	31
5.1	Motivación del modelo alpha-estable	31

5.2	Dependencia del retardo de paquetes consecutivos	32
5.3	Alpha-estabilidad del jitter	33
5.4	Estimación de los parámetros de las distribuciones por medio de verosimilitud	34
5.5	Validación de Alpha-estabilidad bajo el criterio de la distancia de Kullback-Leiber	35
5.6	Validación de alpha-estabilidad bajo el criterio de P-P Plot y coeficiente de correlación	36
5.7	Comportamiento de los parámetros alpha y gamma	38
5.7.1.1	Histogramas de alpha de las mediciones	38
5.7.1.2	Histogramas de alpha y gamma para las simulaciones	39
5.7.1.3	Comportamiento de los parámetros γ y α en la ruta Mexico-EUA-Argentina	40
5.8	Ley de acumulación del jitter	41
5.8.1	Correlación del jitter entre nodos	41
5.8.2	Acumulación de jitter para escenario homogéneo	43
5.8.3	Acumulación de jitter para escenario no homogéneo	45
5.8.4	Aproximación de la dispersión del jitter para el caso QUE EL PARÁMETRO ALPHA de LA ruta ES no homogéneo	47
5.9	QoS en función de los parámetros alpha-estables	50
5.9.1	Modelo generalizado de jitter en redes IP	50
5.9.2	Modelo simplificado: Cauchy	53
5.9.3	Comparación del modelo generalizado (alpha-estable) y simplificado (Cauchy) contra mediciones en Internet	54
5.9.4	Región de red identificados con los parámetros alpha y gamma	55
6	Estimación del RTT en el protocolo TCP	57
6.1	Estimación del RTO con el método de Jacobson	58
6.2	Estimación del RTO mediante filtros de medianas ponderadas	58
6.3	Estimación del RTO basado en la desigualdad de chebyshev	60
6.4	Estimador de RTO propuesto basado en el modelado Cauchy y alpha-estable	61
6.4.1	Estimación del RTO basado en la distribución Cauchy	62
6.4.2	Estimación Propuesto de RTO basado en Distribuciones Alpha-Estables	64
6.4.3	Estimador de índice estabilidad y dispersión de McCulloch	67
6.4.4	Planteamiento de un estimador basado en la cota de Chernoff	68
6.5	Comparación en desempeño de los estimadores	69
7	Conclusiones	73
7.1	Trabajo Futuro	74
7.2	Publicaciones generadas	74
8	Anexos	75
8.1	Resumen detallado	75
8.1.1	Del estado del arte	75
8.1.2	Jitter modelado en función del tráfico de fondo	75
8.1.3	Trabajos relacionados directa/indirecta	76
8.1.4	Trabajos de QoS para RTT/jitter	76
8.1.5	Sobre el trabajo realizado para las mediciones:	76
8.1.6	Contribuciones	77
8.2	Anexo I: Relación entre la autosimilitud y la estructura de varianza:	78
8.3	Anexo II: Procesos MA (Moving Average)	80

8.4	Anexo III: Distribuciones con y sin memoria	82
8.5	Anexo III: Código y formato de archivo de las mediciones	84
8.5.1	Algoritmo de envío de paquetes:	84
8.5.2	Instalación del software de medición (UDP):	84
8.5.3	Formato del archivo de salida (UDP):	85
8.5.3.1	Para el cliente:	86
8.5.3.2	Para el servidor:	86
8.6	Anexo IV: Relación entre el retardo y el jitter en el dominio de la frecuencia	89
8.7	Anexo V: Procesos de Bernoulli	91
8.8	Anexo VI: Estadísticas del jitter	92
8.8.1.1	Comportamiento de los parámetros γ y α en la ruta Mexico-EUA-Australia	92
8.8.1.2	Comportamiento de los parámetros γ y α en la ruta Mexico-EUA-Japón	92
8.8.1.3	Comportamiento de los parámetros γ y α en la ruta Mexico-EUA-Francia	93
8.9	Artículo- Heavy Tailed Network Delay: An Alpha-Stable	98
8.10	Artículo- Jitter in IP Networks: A Cauchy Approach	109
8.11	Artículo- Cauchy Distribution for Jitter in IP Networks	112
9	Referencias	117

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Métricas de calidad de red	1
Figura 2. Suma de variables aleatorias con distribución de Pareto	8
Figura 3. Ilustración del jitter	11
Figura 4. Esquema de generación de jitter propuesto por Daniel et. al.	14
Figura 5. RTT de una medición a Google al hop 05, el viernes 30 de junio a las 10:49 am, 500 muestras	16
Figura 6. Patrón de estructura de varianza para el jitter	17
Figura 7. Izquierda: Estructura de varianza de una traza de RTT tomada a una medición al MIT, con intervalo de 10 ms entre muestra y muestra. Derecha: Estructura de varianza de una traza de RTT tomada a una medición a Australia, con intervalo de 210 ms entre muestra y muestra. Al hop 5°	17
Figura 8. Estructura de varianza de una traza de RTT tomada a una medición a Google, considerando el 5° hop. Estas muestras son realizadas con 2ms de separación entre muestras.....	18
Figura 9. Traza de RTT similar a la utilizada por LI, para analiza la dependencia de corto y largo rango. 18	
Figura 10. Esquema de red sobre el cual se realizaron las mediciones del 1 de Febrero al 15 de Mayo del 2006	23
Figura 11. Entrono de medición para paquetes UDP	25
Figura 12. Escenario de simulación	28
Figura 13. Medición de RTT donde se muestran el comportamiento de cola pesada del jitter.	31
Figura 14. Medición de RTT donde se muestran las cargas y descargas de los búferes.	32
Figura 15. Dada la tasa constante de descarga de los búferes, El Jitter negativo tiende a ser constante.33	
Figura 16. Gráfico de P-P Plot donde se comparan diferentes distribuciones con la referencia	37
Figura 17. Histograma de alpha para las mediciones	38
Figura 18. Histogramas de las simulaciones de la dispersión del jitter diferencial γ ,	39
Figura 19. Comportamiento del jitter medido a Argentina expresado en términos de los parámetros alpha y gamma de las distribuciones alpha-estables. Izquierda: lunes día de tráfico local alto, derecha: domingo día de bajo tráfico	40
Figura 20. Coeficiente de correlación	42
Figura 21. Ilustración de dependencia entre nodos	42
Figura 22. Comportamiento de gamma para escenario de Mexico-EUA-Francia a las 20 hrs; 14 Mayo de 2008	44
Figura 23. Comportamiento de gamma para escenario de Mexico-EUA-Argentina a las 20 hrs; 5 de Mayo de 2008.....	44
Figura 24. Simulación en NS-2 donde se observa el comportamiento	45
Figura 25. Aproximación gráfica del parámetro de dispersión	48
Figura 26. Descripción del ángulo φ	48
Figura 27. Gráfica de ecuación (45), $\vartheta(\alpha)$	49
Figura 28. Dispersión del jitter para escenario no homogenero	50
Figura 29. Aproximaciones mediante series alpha-estables vs Software de Nolan	53
Figura 30. $QoS = P(J \leq \xi)$ vs N.....	54
Figura 31. Diferencia entre modelo alpha-stable y el simplificado (Cauchy)	55
Figura 32. Comparación del modelo generalizado y el modelo simplificado	55
Figura 33. Las regiones de medición pueden ser observables por medio de pares (alpha,gamma). Izquierda: bajo tráfico, derecha: alto tráfico respectivamente.	56
Figura 34. Cisco determina una cota de 20 ms para tener una buena QoS, la figura muestra como se relaciona el valor de gamma con $P(jitter \leq 30ms)$. Se observa que todas las mediciones estan contenidas en las regiones modeladas por las distribuciones alpha-estables	56
Figura 35. Patologías en la predicción del RTO	59
Figura 36. Comparación de estimaciones de RTO	61
Figura 37. Comparación de estimaciones de RTO	62
Figura 38. Ilustración de la distribución de Cauchy $p(J \leq \alpha\gamma)$ con $\alpha=1,2,...,8$	64

Figura 39. Comparación de estimadores de RTO	65
Figura 40. Aproximación de la función de densidad alpha-estable por el método de transformada inversa de Fourier	66
Figura 41. Estimación del RTO para el SET G.....	67
Figura 42. Estimación de Alpha y Gamma de una traza alpha estable generada con el software de Nolan por el método de McCulloch.....	69
Figura 43. Comparación de BTC	71
Figura 44. Comparación de pérdida de paquetes y número de retransmisiones	72
Figura 45. Generación de un proceso MA (Moving Average), alusión a la estructura del jitter propuesto por Li.....	81
Figura 46. Izquierda: distribución exponencial sin memoria; derecha: distribución de Pareto con memoria	82
Figura 47. Diagrama de flujo para la medición con protocolo ICMP, basado en MPING.....	84
Figura 48. Formato de archivo con mediciones UDP.....	85
Figura 49. Relación entre el retardo D(k) y el jitter J(k) en el dominio de la frecuencia;.....	89
Figura 50. Izquierda: Relación frecuencial del delay y el Jitter, para una medición de 300 mil muestras, con destino a Japón con 29 hops en su trayectoria. La figura muestra el hop # 29, tomado el 23 de Abril/2006. Las muestras están separadas 290 ms; derecha: Relación frecuencial del delay y el Jitter, para una medición de 400 mil muestras, con destino a Francia con 21 hops en su trayectoria. La figura muestra el hop # 21, tomado el 14 de Mayo/2006. Las muestras están separadas 210 ms.....	90
Figura 51. Comportamiento del jitter medido a Australia expresado en términos de los parámetros alpha y gamma de las distribuciones alpha-estables. Izquierda: lunes día de tráfico local alto, derecha: domingo día de bajo tráfico	92
Figura 52. Comportamiento del jitter medido a Japón expresado en términos de los parámetros alpha y gamma de las distribuciones alpha-estables. Izquierda: lunes día de tráfico local alto, derecha: domingo día de bajo tráfico	92
Figura 53. Comportamiento del jitter medido a Francia expresado en términos de los parámetros alpha y gamma de las distribuciones alpha-estables. Izquierda: lunes día de tráfico local alto, derecha: domingo día de bajo tráfico	93
Figura 54. Histograma del comportamiento de alpha en la ruta de Francia para: a) bajo tráfico y b) alto tráfico	93
Figura 55. Histograma del comportamiento de alpha en la ruta de Japon para: a) bajo tráfico y b) alto tráfico	94
Figura 56. Histograma del comportamiento de alpha en la ruta de Mex-USA-Argentina para: a) bajo tráfico y b) alto tráfico.....	94
Figura 57. Histograma del comportamiento de alpha en la ruta de Mex-USA-Australia para: a) bajo tráfico y b) alto tráfico.....	94
Figura 58. Comportamiento de alpha en la ruta de Mex-USA-Argentina vs tiempo: a) bajo tráfico y b) alto tráfico	95
Figura 59. Comportamiento de alpha en la ruta de Japón-USA-Argentina vs tiempo: a) bajo tráfico y b) alto tráfico.....	95
Figura 60. Comportamiento de alpha en la ruta de Japan-USA-Australia vs tiempo: a) bajo tráfico y b) alto tráfico.....	96
Figura 61. Comportamiento de alpha en la ruta de Japan-USA-Argentina vs tiempo: a) bajo tráfico y b) alto tráfico.....	96

LISTA DE TABLAS

<i>Tabla 1. Conjunto de las mediciones realizadas</i>	24
<i>Tabla 2. Comparativa de distancias de Kullback-Leiber de distintas distribuciones.</i>	36
<i>Tabla 3. Coeficiente de correlación. Comparación de mediciones vs modelo Alpha-Estable en gráfico P-P Plot</i>	37
<i>Tabla 4. Índice de estabilidad para la suma de variables aleatorias alpha-estables independientes con diferente índice.</i>	47
<i>Tabla 5. Aproximación de valores de gamma</i>	50
<i>Tabla 6. Comparación cuantitativa de los estimadores</i>	71
<i>Tabla 7. Comportamiento de los parámetros alpha y gamma</i>	97

1 INTRODUCCIÓN

La década de los noventa fue un bing bang para las redes de computadoras. El crecimiento del número de redes conectadas a Internet salió de los objetivos iniciales de Arpanet. La cantidad de aplicaciones fue creciendo en variedad y cantidad, esto produjo que el comportamiento del tráfico y del retardo en Internet difiera del presentado en los sistemas convencionales de comunicación. Los modelos probabilísticos utilizados hasta entonces en la teoría de teletráfico no fueron aplicables a esta mezcla de aplicaciones [108][109]. Así como en la telefonía convencional y en los servicios existe el concepto de calidad de servicio, los diseñadores de Internet propusieron métricas para evaluar la calidad de servicio prestada por la red.

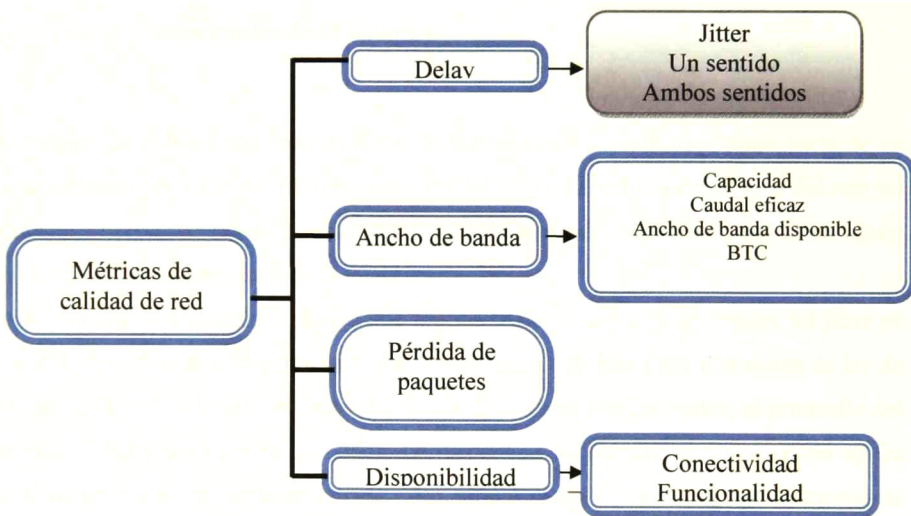


Figura 1. Métricas de calidad de red

Dentro del conjunto de métricas que califican la QoS en una red una de las más importantes es el jitter. El jitter es la variación de los tiempos de arribo respecto a los tiempos de salida, esta variación afecta directamente al desempeño de aplicaciones en tiempo real como: voz sobre Internet (VoIP), video sobre Internet (VIP). El jitter ha sido modelado: como una variable aleatoria con distribución de Laplace, analíticamente con tráfico de fondo conocido y por medio de la estructura de varianza. Sin embargo, en las mediciones realizadas para fines del modelado del jitter se encuentran comportamientos de alta variabilidad. Estos comportamientos son capturados mediante distribuciones de cola pesada.

1.1 OBJETIVOS

Los **objetivos** de este trabajo son:

- Realizar un **análisis crítico a la literatura** relacionada con el modelado del jitter.
- **Proponer un modelo** probabilístico que capture el comportamiento del jitter.
- Determinar la QoS ($P(\text{jitter} < \text{umbral})$) basado en el modelo propuesto; dado el carácter acumulativo del jitter en las rutas de Internet, mostrar el **impacto** del jitter para en las aplicaciones de Internet y como este modelo lo representa.
- Desarrollar una metodología con el fin de **medir el jitter** en Internet para dos puntos cualesquiera de Internet, analizar una cantidad significativa de mediciones y con ellas **publicar una base de datos** con el registro de los paquetes medidos, además, colaborar con grupos internacionales de mediciones.

En este trabajo se publica una base de datos de las mediciones realizadas como parte de un proyecto patrocinado por CONACYT (proyecto P52943325). El análisis estadístico del retardo de los paquetes observados revela que las distribuciones alpha-estables tienen un mejor ajuste que otras distribuciones propuestas en la literatura.

Con los parámetros del modelo alpha-estable propuesto se describe la dispersión del jitter en una ruta de N nodos. Además, se demuestra que la dispersión del jitter tiene una forma de ley de potencia y que está en función de: el promedio de las dispersiones en los nodos, el promedio del índice de estabilidad y del número de nodos. La dispersión encontrada para cada nodo aplica cuando α tiene un valor constante en la ruta. Por último se da una ecuación para determinar $P(\text{jitter} < \text{umbral})$ para cada nodo de una ruta específica.

El documento se encuentra organizado de la siguiente manera: en la sección 2 se muestran los conceptos matemáticos utilizados a lo largo de todo el documento. En la sección 3, se encuentran las definiciones de jitter, una breve interpretación de cada una y las relaciones entre ellas. Además, se muestra el estado actual del jitter de paquetes en redes IP y se realiza una discusión sobre las limitaciones de los modelos actuales. En la sección 4, se detallan las mediciones que se realizaron para modelar el jitter. En la sección 5, se propone un modelo probabilístico que captura el comportamiento de cola pesada del jitter, se valida el modelo con mediciones y simulaciones, se encuentra la ley de acumulación del jitter para k nodos en una red, y se propone un modelo simplificado basado en la distribución de Cauchy. La sección 6, muestra algunas de las aplicaciones donde los efectos del jitter son dañinos y finalmente en la sección 7, se concluyen los resultados obtenidos.

2 CONCEPTOS MATEMÁTICOS

En este capítulo se definen los conceptos matemáticos utilizados en el documento. Se describe cuando una distribución es de cola pesada y se toma como ejemplo la distribución de Pareto que es un caso clásico de este tópico. También se describe el criterio de comparación entre las colas de las distribuciones y la implicación de la varianza infinita en el teorema del límite central; posteriormente se aborda el concepto central del documento: las distribuciones alpha-estables. Se presenta el teorema generalizado del límite central y la herramienta estadística de la estructura de varianza. Por último se define cuando un proceso es autosimilar.

2.1 DISTRIBUCIONES DE COLA PESADA

Definición: se dice que una variable aleatoria X , tiene distribución de cola pesada si:

$$P(X > x) = x^{-\alpha}, 0 < \alpha < 2, x \rightarrow \infty \quad (1)$$

El comportamiento de cola pesada implica que para valores relativamente grandes de la variable aleatoria tienen probabilidades no despreciables. Este comportamiento es visto en varios aspectos de las redes como: tiempo de interarribo de los paquetes en redes LAN (Local Area Network) [32], tamaño de los archivos en WWW (World Wide Web) y las longitudes de las colas en los routers de Internet [103]. Una forma de comprar las colas de las distribuciones se presenta a continuación.

2.2 COMPARACIÓN DE LAS COLAS DE LAS DISTRIBUCIONES

Las colas de las distribuciones son comparadas acorde con el siguiente criterio; sean X y Y variables aleatorias con sus Funciones Complementarias de Distribución (CCDF) dadas por $S_x = P(X > x)$ y $S_y = P(Y > y)$ respectivamente, entonces la cola de la distribución de X es más pesada que la cola de la distribución Y si:

$$\lim_{\xi \rightarrow \infty} \frac{S_x(\xi)}{S_y(\xi)} > 1 \quad (2)$$

2.3 DISTRIBUCIÓN DE PARETO

Una distribución clásica dentro de la teoría de colas pesada es la distribución de Pareto que se define a continuación.

Definición: se dice que una variable aleatoria X tiene distribución de Pareto si su función de densidad presenta la siguiente ecuación:

$$f(x; \alpha, x_0) = \alpha x_0^\alpha x^{-(\alpha+1)} \quad x \geq x_0 > 0, \quad 0 < \alpha < 2 \quad (3)$$

Donde: α es el índice de estabilidad o índice de la cola y x_0 es el parámetro de localización. El momento n -ésimo de la variable aleatoria X se define como:

$$E(x^n) = \int_{x_0}^{\infty} x^n f(x) dx = \quad (4)$$

El primer momento de la distribución de Pareto está dado por la siguiente ecuación:

$$E(x) = \int_{x_0}^{\infty} x \alpha x_0^\alpha x^{-(\alpha+1)} dx = \begin{cases} \frac{\alpha x_0}{\alpha - 1} & \alpha > 1 \\ \infty & \alpha \leq 1 \end{cases} \quad (5)$$

El valor medio es finito si $\alpha > 1$. La siguiente ecuación calcula el segundo momento de la distribución de Pareto.

$$E(x^2) = \int_{x_0}^{\infty} x^2 \alpha x_0^\alpha x^{-(\alpha+1)} dx = \begin{cases} \frac{\alpha x_0^2}{\alpha - 2} & \alpha > 2 \\ \infty & \alpha \leq 2 \end{cases} \quad (6)$$

De la ecuación (6) se puede concluir que la varianza de una variable aleatoria con distribución de Pareto es infinita. Se pueden obtener los momentos para cualquier variable aleatoria con distribución de cola pesada, el resultado de ellos es igual al obtenido en las ecuaciones (4) y (6), la varianza es infinita y si $\alpha > 1$ el valor medio también. Existen implicaciones teóricas para distribuciones con momentos infinitos como se describen en las siguientes secciones.

2.4 TEOREMA DEL LÍMITE CENTRAL

Teorema: si $\{X_i\}, i = 1, \dots, n$, es una secuencia de variables aleatorias i.i.d. con media μ y varianza $\sigma^2 < \infty$, entonces cuando $n \rightarrow \infty$

$$P\left\{\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^{n \rightarrow \infty} \frac{X_i - n\mu}{\sigma} < x\right\} = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} \quad (7)$$

Este teorema en general extiende la utilización de la función de distribución acumulativa Gaussiana. Es importante notar en este punto que: el teorema del límite central es válido bajo las siguientes **condiciones**:

- Variables aleatorias independientes e igualmente distribuidas (**i.i.d**)
- La **varianza** de las variables aleatorias es **finita**

Cuando las variables aleatorias son de cola pesada su varianza es infinita, para su manejo se emplea el teorema generalizado del límite central que se presenta en la sección 2.6.

2.5 DISTRIBUCIONES ESTABLES Y ALPHA-ESTABLES

Definición: se dice que una variable aleatoria X tiene distribución estable si, para un número positivo $n \geq 2$, existen constantes $a_n > 0$ y $b_n \in \mathfrak{R}$ tales que:

$$X_1 + \dots + X_n \stackrel{d}{=} a_n X + b_n \quad (8)$$

Donde X_1, \dots, X_n son copias independientes e idénticas de X . Ejemplos de distribuciones estables son: la distribución de Poisson, distribución de Gauss, distribución de Cauchy, la familia de distribuciones sub-exponenciales,..etc. Un subconjunto de las distribuciones estables son las alpha-estables.

Definición 1 de alpha-estabilidad: Si existe un $\alpha \in (0,2]$ tal que:

$$aX_1^\alpha + bX_2^\alpha = cX_3^\alpha + d, \quad (9)$$

entonces, X es alpha-estable. Otra definición equivalente mediante la ecuación característica es presentada a continuación.

Definición 2 de alpha-estabilidad: Una variable aleatoria tiene distribución alpha-estable si su función característica, tiene la forma:

$$C_{\alpha,\beta}^{\gamma,\mu}(\xi) = \exp\{j\mu\xi - \gamma^\alpha |\xi|^\alpha [1 - j\beta \text{sign}(\beta)w(\xi, \alpha)]\} \quad (10)$$

$$\text{Para } w(\xi, \alpha) = \begin{cases} \tan \frac{\alpha\pi}{2} & \text{para } \alpha \neq 1 \\ \frac{2}{\pi} \log|\xi| & \text{si } \alpha = 1 \end{cases}, \text{sign}(\xi) = \begin{cases} 1 & \text{para } \xi > 0 \\ 0 & \text{si } \xi = 0 \\ -1 & \text{para } \xi < 0 \end{cases}$$

Donde: $\alpha \in (0,2]$ es el índice de la cola, β es el parámetro de simetría, γ parámetro de dispersión y μ parámetro de localización. Existen 3 casos donde las distribuciones alpha-estables tienen forma cerrada: el **primer** caso cuando $\alpha = 2$ la ecuación característica de las distribuciones alpha-estables es $S_2(0, \gamma = \sigma, \mu), E\{\exp(j\mu\xi - \gamma^2 \xi^2)\}$ la cual corresponde a distribución Normal con media = μ y varianza = $2\gamma^2$. El **segundo** caso es la distribución de

Cauchy $S_1(0, \gamma, 0), P(X \leq x) = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arctan\left(\frac{x}{\gamma}\right)$. Y el **tercer** caso: la distribución de Levy

$$S_{1/2}(1, \gamma, \mu), P(X = x) = \left(\frac{\gamma}{2\pi}\right)^{1/2} \frac{1}{(x-\mu)^{3/2}} \exp\left\{-\frac{\gamma}{2(x-\mu)}\right\}.$$

En el caso de las telecomunicaciones, las distribuciones alpha-estables han sido empleadas para el modelado de fenómenos en Internet como: el tiempo de interarribo de paquetes en redes Ethernet [32], el modelado del trafico en redes Ethernet [103] y por último el retardo de los paquetes en una red IP [24]

2.5.1 PROPIEDADES DE LAS DISTRIBUCIONES ALPHA-ESTABLES

En esta sección se muestran un conjunto selecto de propiedades de las distribuciones alpha-estables que se emplearán en el resto del documento. Para ver más detalles sobre las distribuciones alpha-estables véase [31].

2.5.1.1 Propiedad: suma de variables aleatorias alpha-estables

Propiedad: Si X_1 y X_2 son variables aleatorias independientes con parámetros $X_i \approx S_\alpha(\beta_i, \gamma_i, \mu_i)$, entonces la suma también es alpha-estable y está dada por:

$$X_1 + X_2 = X_3 \approx S_\alpha\left(\frac{\beta_1\gamma_1^\alpha + \beta_2\gamma_2^\alpha}{\gamma_1^\alpha + \gamma_2^\alpha}, (\gamma_1^\alpha + \gamma_2^\alpha)^{1/\alpha}, \mu_1 + \mu_2\right) \quad (11)$$

El caso particular cuando $\alpha_1 \neq \alpha_2$ X_3 no es alpha-estable.

2.5.1.2 Propiedad: producto de un escalar por una variable aleatoria alpha-estable

Propiedad: si $X \approx S_\alpha(\beta, \gamma, \mu)$ y $a \neq 0$ es un escalar real, entonces

$$\begin{aligned} aX &\approx S_\alpha(\text{sign}(a)\beta, |a|\gamma, a\mu), \alpha \neq 1 \\ aX &\approx S_\alpha\left(\text{sign}(a)\beta, |a|\gamma, a\mu - \frac{2\ln(a)\gamma\beta}{\pi}\right), \alpha = 1 \end{aligned} \tag{12}$$

2.5.1.3 Propiedad: suma de una constante y una variable aleatoria alpha-estable

Propiedad: si $X \approx S_\alpha(\beta, \gamma, \mu)$ y $a \neq 0$ es un escalar real, entonces

$$(X + a) \approx S_\alpha(\beta, \gamma, \mu + a) \tag{13}$$

2.6 TEOREMA GENERALIZADO DEL LÍMITE CENTRAL

Teorema: si $\{X_i\}, i=1, \dots, n$ son variables aleatorias i.i.d. con distribución de cola pesada (1) y existen secuencias $a_n > 0$ y $b_n > 0$ tales que la suma

$$\frac{1}{b_n} \left(\sum_{i=1}^n X_i - a_n \right) = Z_n \tag{14}$$

entonces, Z_n converge débilmente a una variable aleatoria con distribución estable. Si además $n \rightarrow \infty$, entonces $Z_n \sim S_\alpha(\beta, \gamma, \mu)$.

Ejemplo: Para X_1, X_2, \dots, X_n variables aleatorias con distribución de Pareto, en la figura 2 se muestra la suma de variables aleatorias $\sum_{i=1}^n X_i$ con distribución de Pareto comparadas en un gráfico P-P Plot con una distribución alpha-estable.

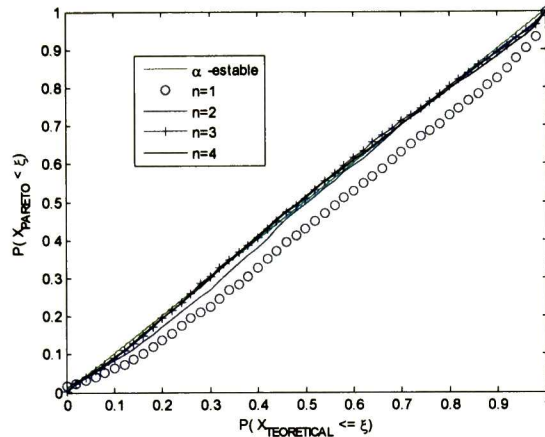


Figura 2. Suma de variables aleatorias con distribución de Pareto

La figura 2 presenta la simulación 40,000 valores de la variable aleatoria $Y_n = \sum_{i=1}^n X_i$ y se puede observar que cuando $n=4$ la suma de variables aleatorias con distribución de Pareto tiende a alpha-estable.

2.6.1 ESTRUCTURA DE VARIANZA

La estructura de varianza es una herramienta probabilística-estadística conocida también como función de correlación diferencial y está definida como:

$$C(\tau) = \sqrt{E\{[X(t+\tau) - X(t)]^2\}} \tag{15}$$

La $C(\tau)$ arroja la varianza del proceso en diferentes escalas (τ), adicionalmente, la estructura de varianza visualizada en ejes log-log muestra si la función de autocorrelación tiene decaimientos en forma de ley de potencia.

2.6.2 PROCESOS AUTO-SIMILARES

El término auto-similar, fue acuñado inicialmente por Mandelbrot para caracterizar ciertas propiedades de escalabilidad en algunos procesos.

Definición: Un proceso estocástico $Y(t)$ se define estrictamente auto-similar con índice H si satisface la siguiente ecuación:

$$\{ Y(at), t \in \mathfrak{R} \} \stackrel{d}{=} \{ a^H Y(t), t \in \mathfrak{R} \} \quad \forall a > 0 \in \mathfrak{R} \tag{16}$$

El símbolo $\stackrel{d}{=}$ en la ecuación (16) denota igualdad en distribución. El parámetro de auto-similitud H , también conocido como parámetro Hurst es positivo. Los procesos auto-similares son no estacionarios, pero, algunos procesos auto-similares pueden tener incrementos estacionarios.

Dado $Y(t)$ un proceso auto-similar (16), se dice que tiene incrementos estacionarios (H -sssi) si cumple con la siguiente ecuación:

$$\{Y(t + \tau) - Y(t), t \in \mathfrak{R}\} \stackrel{d}{=} \{Y(\tau) - Y(0), t \in \mathfrak{R}\} \quad \forall \tau \in \mathfrak{R} \quad (17)$$

En resumen, en este capítulo se han presentado los conceptos de: variable aleatoria de cola pesada, distribución de Pareto, distribución de cola pesada, teorema del límite central, el teorema generalizado del límite central, estabilidad y alpha-estabilidad. Finalmente, se complementa el catálogo de conceptos con las definiciones de estructura de varianza y proceso estocástico autosimilar.

3 LAS DEFINICIONES DEL JITTER Y SU ESTADO DEL ARTE

Teóricamente, el retardo en la transmisión de paquetes en la red es variable debido a los encolamientos y cambios de ruta; estas variaciones del retardo son capturadas por el jitter. La variación del retardo puede ser respecto a: el primer paquete, el promedio del retardo, el mínimo retardo o entre paquetes consecutivos, esta es la razón por la que existen diferentes definiciones de jitter. En este capítulo se presentan: las definiciones de jitter publicadas por la ITU y el estado del arte en cuanto al modelado del jitter. El estudio del arte que aborda esta tesis considera trabajos de: modelado del jitter, diseño de buffer y mejoramiento del algoritmo de estimación del RTO (Retransmisi3n Time Out) en TCP.

3.1 PRIMERA DEFINICI3N DE JITTER:

Definici3n: Si $D(k)$ es el retardo del paquete k entre dos puntos de una red IP, entonces el jitter $J(k)$ se define como la diferencia entre el retardo del k -3simo y el $k-1$ 3simo paquete:

$$J(k) = J^1(k) = D(k) - D(k-1) \quad (18)$$

donde $J^1(k)$ es el jitter relativo a primera definici3n. Si $J^1(k)$ es igual a cero, el paquete $k+1$ y el k demoraron el mismo tiempo (caso ideal). Cuando el jitter es menor que cero implica que existe un incremento temporal de la tasa de arribo de paquetes respecto a la de salida, por otro lado, cuando el jitter es mayor que cero hay una disminuci3n temporal en la tasa de arribo de paquetes respecto al env3o. El decremento en la tasa de arribo requerir3 un incremento en el buffer o cola para contrarrestar los efectos del jitter. La Figura 3, muestra el fen3meno a modelar. El incremento/decremento temporal de la tasa de paquetes afecta la QoS de la red.

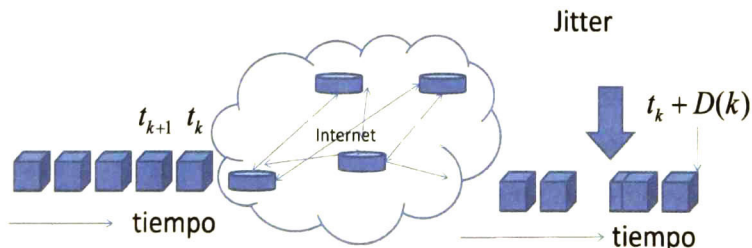


Figura 3. Ilustraci3n del jitter

Al utilizar la primera definición de jitter se eliminan todas las componentes de los retardos fijos (retardo en líneas de transmisión, procesamiento...etc), quedando exclusivamente los encolamientos en los routers y los cambios de ruta (según el comportamiento observado en nuestras mediciones el jitter generado por los cambios de ruta tienden a ser despreciables).

3.2 SEGUNDA DEFINICIÓN DE JITTER

La ITU [36] tiene una segunda definición dada por:

$$J_2(k) = D(k) - E\{D(k)\}. \quad (19)$$

Donde: $E\{D(k)\}$ es el valor medio de $D(k)$. La segunda definición es empleada para el diseño de buffer estático [30], ya que $E\{D(k)\}$ produce una estimación burda del comportamiento del retardo.

3.3 TERCERA DEFINICIÓN DE JITTER

Como la tercera definición de jitter calcula la variación de los retardos respecto al primer paquete del flujo es poco considerada, ya que se ha reportado que el primer paquete de un flujo presenta retardos superiores a los del resto del flujo[81], esto se debe a que este paquete establece la ruta al resto del flujo y se afecta por la demora del ruteo en cada nodo.

$$J_3(k) = D(k) - D(1). \quad (20)$$

La relación matemática que existe entre la primera y la tercera es presentada en la siguiente ecuación:

$$J_3(k) = \sum_{i=1}^k J_1(i) = D(k) - D(1). \quad (21)$$

3.4 CUARTA DEFINICIÓN DE JITTER

En esta definición se obtiene la variación del retardo respecto al $\min\{D(k)\}$. Se considera que el paquete del flujo con menor retardo no sufre idealmente ningún encolamiento

$$J(k) = D(k) - \min\{D(k)\}. \quad (22)$$

En este capítulo además de las definiciones de jitter se presenta su estado del arte. Se clasificaron los trabajos que tratan el jitter según sus objetivos, los cuales son: simulación de

jitter, modelado de jitter con tráfico de fondo conocido, diseño de búferes y modelado del jitter en base a mediciones:

- Trabajados orientados a la simulación del jitter
 - ‘Generador de Jitter’ realizado por Daniel et al.[26]
- Trabajos sobre modelado, con tráfico de fondo conocido
 - Jitter para redes ATM Fulton et al[13].
 - Efectos del jitter en aplicaciones de voz y video, Zhang et al[61].
- Trabajos orientados al diseño de búffers
 - Choudhry ‘Diseño de búffers adaptivos óptimos para el jitter’[30]
 - Sprinet ‘ Efectos del jitter en VoIP’[95]
- Trabajos orientados al modelado sobre mediciones.
 - Q. Li y David Mills ‘Prediccion del jitter (Estructura de varianza)’[59]
 - Li ‘Corto y largo rango de dependencias’[89]

3.5 ANÁLISIS CRÍTICO A LOS TRABAJOS ORIENTADOS A LA SIMULACIÓN

En el 2003 un grupo de trabajo de la Universidad de Oklahoma proponen un generador de jitter [26] basado en un modelo tipo multi-estructura. La Figura 4 muestra la estructura del generador de jitter, el generador presenta las siguientes características:

- 1) Se genera una traza de jitter con distribución de Laplace
- 2) A la traza generada se le agrega ruido aditivo Gausiano
- 3) Y por último, se agregan “spikes”

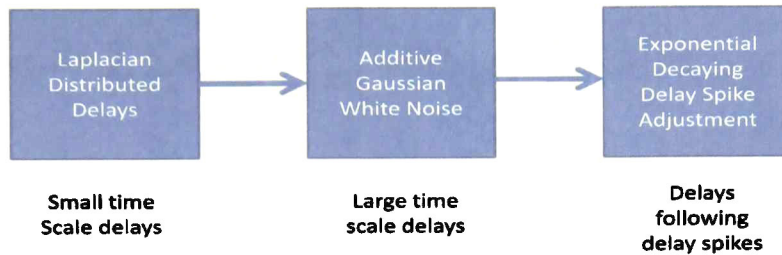


Figura 4. Esquema de generación de jitter propuesto por Daniel et. al.

Los spikes son generados de la siguiente forma: $J(k) = J(k-1) + \sum_{i=1}^4 a_i E\{J(k)\}$, donde:

$a_1 = e^{-\tau}$, $a_2 = e^{-2\tau}$, $a_3 = e^{-3\tau}$, y τ es constante. La comparación entre el generador de jitter y paquetes de VoIP se realizó utilizando la herramienta de NetPerf. El escenario de simulación es una oficina conectada a una red WAN. Los paquetes fueron generados cada 45 ms, con una carga útil por paquete (payload) de 14 bytes. Una comparación de la pdf del jitter simulado vs una secuencia de flujo generador propuesto generador de Daniel et. al.[26] donde se muestra se presenta en la su artículo.

En los resultados obtenidos por Daniel et. al. se puede observar que: la distribución de Laplace está centrada en 0 ms, mientras que los resultados de la figura están centrados en 45 ms, una observación cualitativa de la función de densidad no es una prueba de bondad de ajuste y los datos son pocos para hacer una comparación entre el jitter del modelo propuesto y el jitter medido.

3.6 ANÁLISIS CRÍTICO A LOS TRABAJOS SOBRE MODELADO, CON TRÁFICO DE FONDO CONOCIDO

En 1998 Fulton y Li [13] proponen un modelo probabilístico basado en las estadísticas de primer y segundo orden. Estos resultados son encontrados analíticamente y aplicables para redes ATM (por su siglas en inglés Asynchronous Transfer Mode) con CBR (Constant Bit Rate). Se mencionan en este trabajo debido a que fue la primera publicación sobre jitter (1998).

En el 2002 Zheng y Zhang publicaron el trabajo “Effects of delay and jitter delay on voice/video over IP” [60] donde se modela el tráfico de fondo por medio un proceso de Bernoulli.

$$jitter_{pdf} = \sum_{q_0=0}^k \sum_{i_0=0}^H q_{i_0,0}^n(q_0) \otimes \left\{ \sum_{l=0}^H \left[b_{i_0}(l) \sum_{k=1}^K \left(f(k) \sum_{i_k=0}^H q_{i_k,k} \right) \right] \right\} \quad (23)$$

Donde: H es el número máximo de procesos IBP (Interrupt Bernoulli Process) con el que se modela el tráfico de fondo, q_0 es el número de paquetes antes del arribo del proceso $n-1$, b_{i_0} es una variable aleatoria que representa el número de arribos al tiempo i_0 , el operador \otimes denota la convolucion, $q_{i_k,k} = q_{i_k} - q_k$, y finalmente $f(k) = P$ (Tiempo entre paquetes de arribo es de k -slots).

En el trabajo se muestra que VoIP se sugiere un jitter menor que 20 ms para evitar que los paquetes dejen de ser útiles para el de-codificador, mientras que para VIP (Video IP) se requiere un jitter menor que 40ms. La comparación entre el modelo obtenido y las simulaciones se presentan en el artículo [61]. Estos resultados son validados con simulaciones de tráfico VoIP y VIP. Es de notar, como se observa en la ecuación (23) que el cómputo de la distribución obtenida es muy complejo y sus simulaciones no reflejan toda la dinámica de Internet.

3.7 RESUMEN DE LOS TRABAJOS ORIENTADOS AL DISEÑO DE BÚFERES

La ITU propone el “E-model” donde se establece una relación entre los desperfectos (Impairments) de la red y el MOS (Mean Opinión Score). El MOS tiene un rango de 1-5, donde 1 es pésima calidad y 5 excelente calidad. Una propuesta para el diseño de búferes dinámicos y estáticos es hecha por Choudhury[27][30], el algoritmo propuesto utiliza la definición 4 de jitter y se optimiza el tamaño del buffer para obtener el mejor MOS posible. Para más detalles ver la sección; **Error! No se encuentra el origen de la referencia..**

3.8 ANÁLISIS CRÍTICO A LOS TRABAJOS DE MODELADO DE JITTER BASADO EN MEDICIONES

Li y Mills en el 2002 [59] publicaron un algoritmo para predecir los retardos RTT. Previo al algoritmo modelaron el jitter mediante la estructura de varianza. La predicción de los límites de variación del jitter se basan en 2 principios: el cálculo de la estructura de varianza y la desigualdad de Chebyshev.

La predicción del jitter es aplicada para el protocolo TCP, el cual espera un mensaje de “acknowledgment” La pregunta por responder es: ¿Qué tanto se tiene que esperar el protocolo para considerar el paquete enviado como perdido? Para esto el algoritmo inicial fue desarrollado

por Jacobson el cual estima y predice cotas de RTT basado en un filtro pasa-bajas. Por otro lado, el algoritmo propuesto por Li y Mills los supera en precisión. Para el fin de este trabajo tomaremos la parte del modelado del jitter del trabajo de [58][59].

En el trabajo realizado por Mills y Li se muestra que la principal causa del jitter son los encolamientos que sufre durante su trayectoria. Si aplicamos la estructura de varianza a las mediciones de RTT observaremos dos partes: una plana (paquetes no correlacionados) y una recta con cierta inclinación (encolamientos) como se muestra en la siguiente figura.

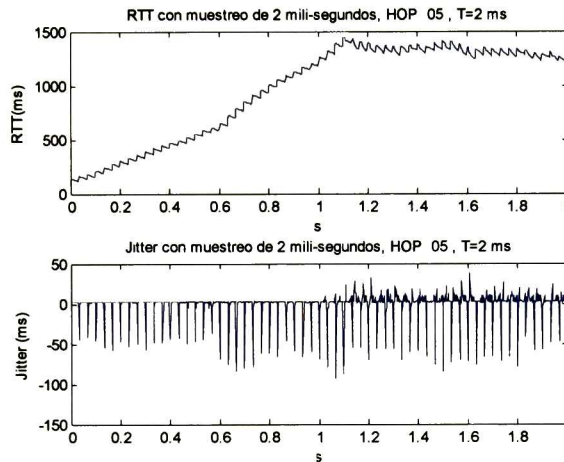


Figura 5. RTT de una medición a Google al hop 05, el viernes 30 de junio a las 10:49 am, 500 muestras

La estructura de varianza tiene similitud con la función de autocorrelación. En la Figura 5 se grafica la estructura de varianza en escala logarítmica y muestra el comportamiento de la varianza del jitter. Por otro lado, en el modelado de jitter de Li se considera un movimiento Browniano del retardo para escalas pequeñas, mientras que para el caso de escalas grandes se inclina hacia un proceso estacionario (varianza constante), mas detalles en Anexo I. Para efectos prácticos la estructura de varianza es:

$$C(k) = \sqrt{\frac{1}{(N-k)} \sum_{n=1}^{N-k} (RTT(n+k) - RTT(n))^2} \tag{24}$$

Donde: N es el número total de muestras analizar. Como lo muestra el Anexo I, cuando el $RTT(k)$ es estacionario, $C(k) = const$ mientras que si es un movimiento Browniano $C(k) \approx k^{2H}$ donde H es el parámetro de Hurst. Entonces, la estructura de varianza deberá de tener el siguiente patrón:

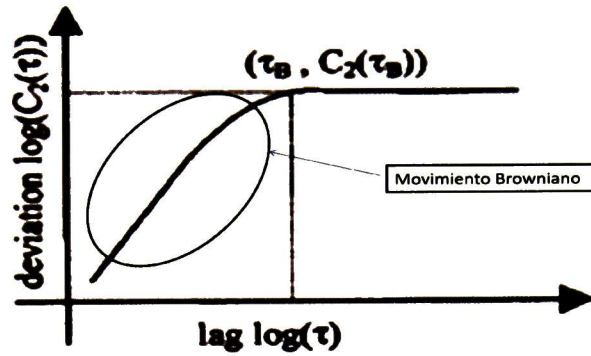


Figura 6. Patrón de estructura de varianza para el jitter

Dentro del modelo propuesto existe un punto τ_B , donde el proceso a esa escala pasa de ser un movimiento Browniano a un proceso estacionario más detalles ver [89]. Con el afán de mostrar visualmente que tan parecido es el modelo propuesto a la realidad se repitió el experimento, con mediciones realizadas desde GDL al MIT, con tiempo entre paquetes enviados de 10 ms.

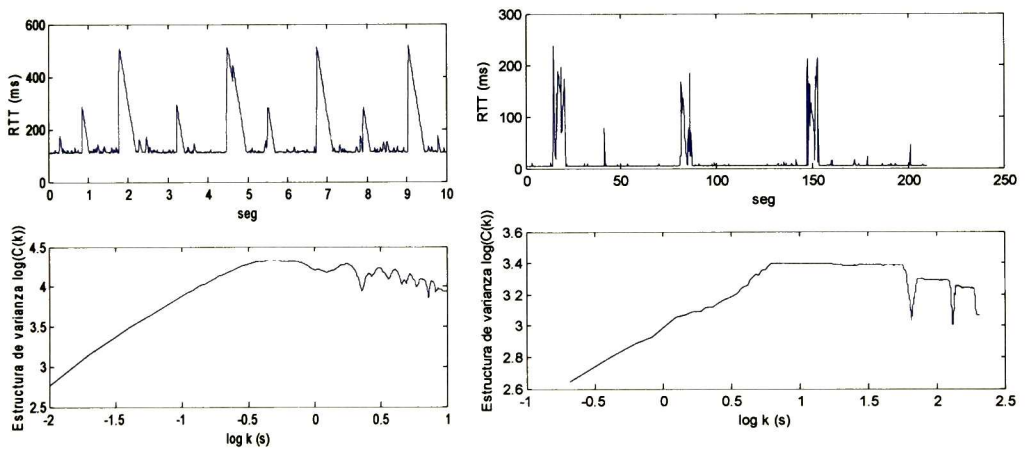


Figura 7. **Izquierda:** Estructura de varianza de una traza de RTT tomada a una medición al MIT, con intervalo de 10 ms entre muestra y muestra. **Derecha:** Estructura de varianza de una traza de RTT tomada a una medición a Australia, con intervalo de 210 ms entre muestra y muestra. Al hop 5°.

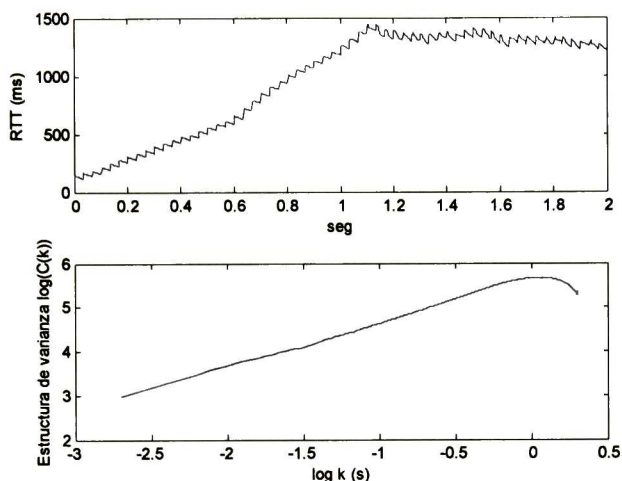


Figura 8. Estructura de varianza de una traza de RTT tomada a una medición a Google, considerando el 5º hop. Estas muestras son realizadas con 2ms de separación entre muestras.

Si los paquetes enviados son encolados en un periodo de ocupación τ_B , en la cola de los routers, entonces el retardo de los paquetes tendrá dependencia. Por otro lado, si las muestras son enviadas con un tiempo $> \tau_B$ estas pueden encontrarse correlacionadas o no; esto dependerá únicamente de la correlación que exista en el tráfico de fondo. Una pregunta que resulta es ¿Cuál es el tiempo promedio de ocupación de una cola? Para este objetivo se utiliza la estructura de varianza.

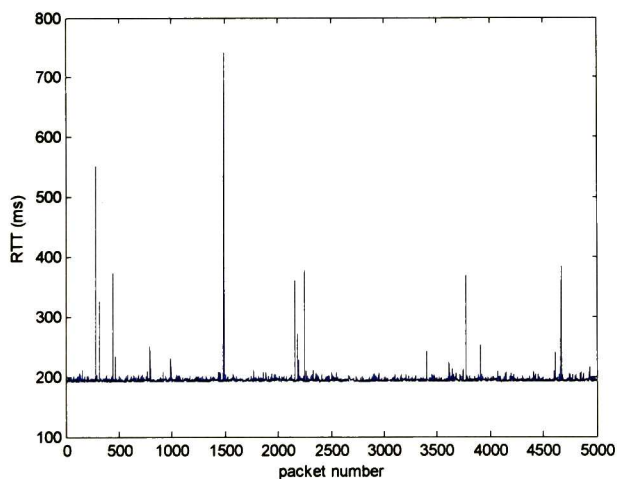


Figura 9. Traza de RTT similar a la utilizada por LI, para analiza la dependencia de corto y largo rango.

La 0 muestra la traza del retardo (RTT) dada por Li et al. a estudiar. Ellos definen que $\tau = 2^j T_s$, donde: T_s es el tiempo de muestreo, τ es el tiempo considerado entre las muestras de retardo y $j = 1, 2, \dots, 8$ formando 8 conjuntos. Li toma los 8 conjuntos y grafica sus funciones de densidad de probabilidad.

La discusión presentada en el trabajo de Li et al [85][89] presenta el siguiente punto debil. Si la longitud de la traza estudiada contiene 5000 muestras de RTT, entonces cuando $j=8$ la función de densidad con 20 muestras de retardo, lo anterior hace que sea difícil concluir visualmente que la función de densidad de probabilidad del jitter es igual o diferente para $j = 1, 2, \dots, 8$. El razonamiento anterior es un punto débil del trabajo.

Las conclusiones de este trabajo son: el tiempo de envío entre paquetes afecta el resultado de la varianza del retardo, y que el retardo presenta dependencias tanto LRD como SRD.

3.8.1 DIFERENCIA ENTRE JITTER CORRELACIONADO Y SU MODELADO

En los trabajos [59] y [89] se realizan discusiones sobre la dependencia e independencia de los retardos; en estos trabajos se establece que la dependencia del retardo es $f(\tau)$, donde $\tau = t_n - t_{n-1}$ y t_n es el tiempo de salida del paquete n. De acuerdo con [85], el retardo de los paquetes dependientes es un movimiento Browniano, el movimiento Browniano es un proceso con incrementos normalmente distribuidos. Sin embargo, en las mediciones presentadas en esta tesis en la sección 5.1 no se encontró el comportamiento Gaussiano.

En resumen: En esta sección se han presentado las definiciones de jitter de acuerdo a la ITU. Se puede concluir que debido a los cambios de las condiciones de red el jitter referenciado a: $\min\{D(k)\}$ y $D(0)$, de las definiciones 2 y 4 no son muy utilizadas. Por otro lado, la definición de jitter que emplea como referencia a $E\{D(k)\}$ provoca imprecisión desde el punto de vista teórico dado que bajo ciertas condiciones el valor teórico de $E\{D(k)\}$ es infinito. Dado lo anterior en este trabajo se utilizará la primera definición.

En este capítulo se discuten las publicaciones relacionadas con el jitter en redes de paquetes. En las **publicaciones orientadas a simulación:** Daniel et al. proponen un generador de jitter para simuladores basado en la distribución de Laplace, sus resultados son validados por medio de una simulación. En las **publicaciones orientadas a jitter con tráfico conocido:** Fulton et al. desarrollan una ecuación analítica para la función de densidad de probabilidad del jitter, sus resultados son aplicables solamente a redes ATM y no a Internet. Zhang et al. desarrollan una

función de probabilidad de jitter basada en tráfico de fondo tipo Bernoulli, esto, a pesar de que se han encontrado características de autosimilitud en el tráfico que difieren del tráfico de Bernoulli. Por otro, la ecuación que obtienen es compleja y difícil de aplicar. En la **publicación orientada al diseño de búfer basado en jitter**: Choudhry propone un diseño de búfer basado en la definición 4 de jitter y es optimizado para obtener el mejor MOS posible. **Publicaciones orientadas a mediciones**: Mills y Li proponen un algoritmo para la estimación del RTO basado en la desigualdad de Chebyshev, el análisis de las mediciones realizadas por Mills y Li revela que el jitter no puede ser modelado por distribuciones de varianza finita, esto pone en tela de juicio la aplicación de una cota basada en el segundo momento. En general, se ha mostrado en este capítulo que existen pocos modelos de jitter en la literatura. Aunque algunos trabajos “sospechan” del comportamiento de alta variabilidad del jitter, ninguno de ellos lo aborda como tal, es de notar que ninguno de los trabajos publicados detalla una metodología de medición.

4 METODOLOGÍA DE MEDICIÓN EN INTERNET Y SUS SIMULACIONES

Para el modelado del jitter se realizaron mediciones las cuales fueron financiadas por CONACYT. Para propiciar el intercambio de mediciones con la comunidad de Internet se publicó una base de datos disponible de forma libre en <http://telecom.gdl.cinvestav.mx/laboratorio.php>

Internet maneja en la capa 3 del modelo OSI los paquetes con Mensajes de Control (ICMP) por los cuales se pueden medir indirectamente el retardo. Además, en la capa 4 del modelo OSI (Capa de Transporte) existen 2 protocolos en Internet: TCP (Protocolo de Control de Transmisión) y UDP (Protocolo de Datagramas del Usuario). En este trabajo se analizan retardos de los paquetes enviados en los tres protocolos mencionados. Los siguientes puntos describen las ventajas/desventajas de cada uno.

ICMP mide RTT (Round Trip)

- Ventajas:
 - Los hop/router tienen la capacidad de generarlos, las mediciones se pueden realizar a los nodos de una ruta.
 - No requiere permiso del administrador de la red.
 - No necesita sincronización (tiempo de retardo del paquete ida y vuelta)
- Desventaja:
 - Algunos nodos le dan baja prioridad a los paquetes ICMP por lo que el tiempo medido es $RTT + \Delta$, donde Δ es una perturbación generado por la demora de transmisión o de configuración del router.) [78]

UDP mide RTT y OWD

- Ventajas:
 - Varias aplicaciones multimedia están basadas en UDP.
 - Se mide jitter sin necesidad de sincronización.
- Desventajas:

- Requiere sincronización para medir retardo extremo-extremo (OWD)
- No se pueden medir puntos intermedios en la ruta

TCP permite medir RTT y OWD (La predicción del jitter es empleada en TCP para determinar cuando un paquete de “acknowledgement” caduca)

- Ventajas:
 - Los paquetes siempre llegarían.
- Desventaja
 - Hay que abrir y cerrar conexión para cada paquete o flujo, (agrega tiempo que no es de encolamientos).
 - Requiere sincronización.

4.1 MEDICIONES DE ROUND TRIP TIME (RTT) EN INTERNET SOBRE ICMP

Esta sección muestra las características de las mediciones realizadas empleando el protocolo ICMP. Para estas mediciones el tiempo de retardo fue ida y vuelta RTT (Round Trip Time), los retardos medidos de RTT evitan los problemas de sincronización dado que miden el tiempo con el mismo reloj, los pasos para medir el retardo son:

En las mediciones el transmisor/receptor envía un paquete ICMP (Internet Control Message Protocol) solicitando al receptor un paquete de respuesta (ICMP echo request)

- Cuando es recibida la respuesta en el receptor se contabiliza el tiempo ida y vuelta
- Los intervalos entre paquetes fueron controlados por la rutina ualarm de Linux.

El software transmisor de los paquetes es de “código abierto (Open Source)” llamado MPING.

4.1.1 ENTORNO DE MEDICIÓN

El entorno de medición en el cual fueron realizadas las mediciones se describe a continuación:

- Ya que Internet es la red mundial se midieron a 4 continentes, los países destinos fueron: Australia, Argentina, Francia y Japón. Todos los paquetes partieron de México pasando por Estados Unidos
- La red local del Cinvestav-Guadalajara, Mexico; está formada por aproximadamente 200 usuarios entre computadoras y estaciones de trabajo
- En general los usuarios son estudiantes, profesores y personal administrativo
- El tráfico en la red local fue monitoreado con el software MRTG (Multi Router Traffic Grapher) con el cual se identificaron que los días con menor tráfico son los *Domingos* y *Sábados*; mientras que los días con mayor tráfico son los *Lunes* y *Viernes*.
- El periodo de observación fue 1 de Febrero del 2006 al 16 de Mayo del 2008. La Figura 10 muestra el entorno de medición.

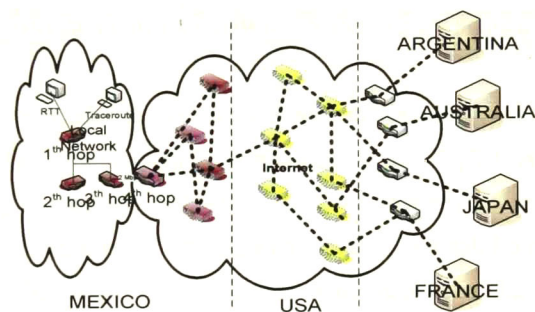


Figura 10. Esquema de red sobre el cual se realizaron las mediciones del 1 de Febrero al 15 de Mayo del 2006

4.1.2 CARACTERÍSTICAS DE LAS TRAZAS DE RETARDO

La longitud de las trazas medidas de RTT (Round Trip Time) corresponde a un periodo de un día. Para definir la primera ruta de medición se envían paquetes con Traceroute. El registro de la información obtenida con Traceroute es procesada por TraceRt, herramienta desarrollada por Estrada [53]. Una vez determinada la ruta principal ruta se desarrolla un Script en C para Linux donde se indican que se enviarán paquetes al hop destino,....., hop 2,hop 1, para mayores detalles ver Anexo III. El número de muestras de RTT tomadas tiene un volumen aproximado

de 24 millones. Considerando 2 escenarios de alto y bajo tráfico las mediciones seleccionadas se muestran en la siguiente tabla:

Conjunto	Fuente-Destino	Tiempo entre paquetes	Periodo de medición
A	Mex-EUA-Argentina	620 ms	Sun Mar 05th 00:00:00 – Sun Mar 05th 23:59:05
B	Mex-EUA-Argentina	620 ms	Mon Mar 06th 00:00:00 – Mon Mar 06th 23:59:05
C	Mex-EUA-Australia	420 ms	Sun Apr 09th 02:53:56 – Mon Apr 10th 02:17:07
D	Mex-EUA-Australia	420 ms	Mon Apr 10th 02:17:07 – Tue Apr 11th 01:41:53
E	Mex-EUA-Japon	580 ms	Sun Apr 23th 00:09:00 – Mon Apr 24th 00:05:03
F	Mex-EUA-Japon	580 ms	Mon Apr 24th 00:05:05 – Tue Apr 25th 00:19:23
G	Mex-EUA-Francia	420 ms	Sun May 14th 00:11:32 – Mon May 15th 00:05:24
H	Mex-EUA-Francia	420 ms	Mon May 15th 00:05:24 – Tue May 16th 00:17:13

Tabla 1. Conjunto de las mediciones realizadas

4.2 MEDICIONES DE ONE WAY DELAY (OWD) EN INTERNET SOBRE UDP

La prioridad para responder los paquetes ICMP en los routers es programada por el administrador de la red. En ocasiones, como reporta Paxson en [75][78] la prioridad asignada es baja. Los routers con prioridad baja tardan un tiempo mayor para atender los paquetes ICMP que para el resto de los paquetes, lo cual produce un retardo adicional. Lo anterior, de acuerdo con el estudio de Paxson [75] se presenta con poca frecuencia pero resulta una desventaja para la medición en ICMP.

Por otro lado, el tiempo de respuesta de los codificadores/decodificadores empleados por las aplicaciones multimedia requieren un protocolo orientado a la no conexión como UDP, esto hace que la mayoría de las aplicaciones de VoIP y VIP que utilizan el protocolo mencionado. Lo anterior nos motiva a realizar mediciones sobre UDP.

Los paquetes enviados sobre UDP van de una dirección IP origen a una dirección IP destino (extremo-extremo) y no se pueden medir puntos intermedios de la ruta. Adicionalmente, requieren un puerto específico, para estos experimentos se utilizaron los puertos: 60000-60020.

4.2.1 ENTORNO DE MEDICIÓN

Los paquetes UDP requieren autorización del servidor receptor para ser atendidos de lo contrario serán desechados, esta es la razón por la que son específicos y reducidos los puntos de medición en este protocolo, los destinos son:

- Erlangen, Alemania
- Universidad Autónoma de Baja California (UABC), Mexico
- Instituto de Ciencias en Guadalajara, Mexico
- Tecnológico de Monterrey campus Monterrey, Mexico
- Cinvestav Unidad Cd. De México, Mexico
- Centro de cómputo de alto rendimiento de la Universidad de Guadalajara (CENCAR), Mexico
- Universidad Autónoma de Nayarit, Mexico

4.2.1.1 Entorno de medición y envío de paquetes UDP.

Los paquetes fueron enviados desde diferentes servidores ubicados en distintos lugares a un servidor central en CINVESTAV-Guadalajara, como se muestra en la siguiente figura.

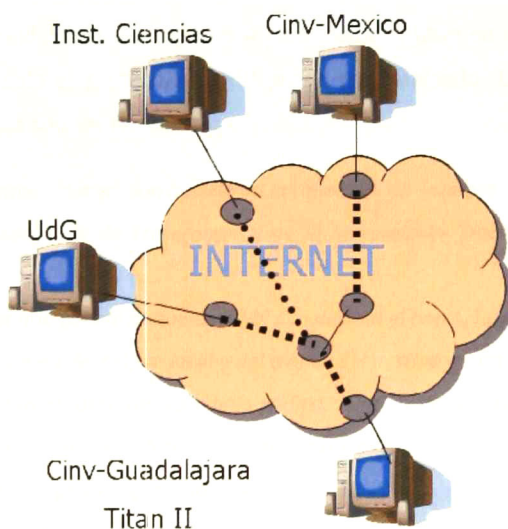


Figura 11. Entorno de medición para paquetes UDP

El envío de paquetes UDP se realiza de la siguiente forma:

- Los servidores se sincronizan vía NTP
- Se define un intervalo de inicio y fin de la transmisión, así como un puerto.
- Inicia transmisión/recepción de paquetes UDP, la separación de ellos es determinado por la rutina `ualarm` de la librería `HiRes` de Perl. El tiempo entre paquetes varía: desde 7 ms hasta los 12 ms, dependiendo de la rapidez del servidor de cada cliente
- El envío de paquetes dura 5 minutos aproximadamente (37000 paquetes)
- Cuando se termina la transmisión, el servidor (Titan II) etiqueta el archivo (organizado jerárquicamente con directorios) y se guarda el registro de cada paquete. *En el Anexo III se detalla el formato de archivo y la captura de los paquetes.*
- Finalmente, se grafica OWD vs tiempo en un archivo tipo PNG y se muestra en la página web de las mediciones

4.3 METODOLOGÍA DE MEDICIÓN DE JITTER EN UN RUTA DE INTERNET

A diferencia de los retardos el jitter tiene la ventaja de no requerir sincronización entre el transmisor y receptor, esto hace que su comportamiento puede ser medido desde ICMP, UDP o TCP. Como se discutió al inicio del capítulo 4 para medir el jitter en nodos intermedios entre transmisor y receptor solo el protocolo ICMP puede ser empleado. Los pasos a seguir para medir el jitter en una ruta son los siguientes:

1. *Proponer los puntos de medición basado en la topología de Internet*
2. *Con ayuda del comando de Traceroute y de la herramienta Tracert [53] identificar la ruta principal.*
3. *Generar un script que genere paquetes ICMP con destino el hop 1, hop2, hop 3,.....,hop N.*
4. *Considerar el volumen del tráfico local y del tráfico del destino de los paquetes para definir tres categorías de entorno: alto, medio y bajo tráfico. Si no es posible contar con información del volumen del tráfico se puede referenciar a las horas y días laborales.*
5. *Capturar y filtrar los retardos generados por estos paquetes.*
6. *Almacenar las trazas de retardo en directorios donde se describa: origen, destino, intervalo entre paquetes, fecha y la ruta principal.*

Se recomienda desarrollar los scripts de medición en el sistema operativo LINUX por la facilidad a librerías gratuitas de medición de tiempo, además múltiples grupos de medición comparten sus experiencias y códigos para medir en esta plataforma[14],[53],[67],[80] y [81]. Así mismo, es recomendable almacenar: los códigos de los programas con que se realizaron las mediciones, librerías utilizadas, información del entorno de medición (trazas de MRTG, tcpdump, análisis de las rutas generadas por Tracert [53]).

Se ha observado que las trazas de retardo contienen mucha redundancia por lo que almacenarlas en archivos compactados reducirá los recursos a usar. En este trabajo se consideraron los principales enlaces de Internet (“Backbone”) estos son (año 2008): EUA-Europa, EUA- Asia y EUA-Sudamerica, además se incluyeron mediciones internas dentro de Europa y de Europa-EUA y Europa-Asia. Se recomienda en su momento analizar los principales enlaces de la red mundial.

4.4 SIMULACIONES EN NS-2

Los resultados derivados solamente de las simulaciones de Internet han sido cuestionados por Paxson en [101] debido a: la escala, la dinámica y lo heterogeneo de sus elementos. Sin embargo, la simulación permite visualizar partes de la red que no pueden ser alcanzables con mediciones, a su vez, la simulación permite analizar escenarios de red hipotéticos. Para el fin de validar el modelo propuesto en este trabajo se observan los retardos de los paquetes en el siguiente escenario (0). Uno de los “pilares” de este trabajo es el presentado por Resnick y Samodornitsky[90] donde se establece que si el tráfico local de una red es LRD, entonces, los paquetes en los nodos sufrirán retardos tipo cola pesada, entonces, como en este trabajo se busca modelar el jitter acumulativo (en una ruta) se diseña una ruta de 30 nodos con encolamientos tipo “heavy tail”. Los paquetes de medición son enviados periódicamente y el tráfico de fondo no viaja con los paquetes de medición, lo anterior para producir retardos independientes entre los nodos. Las condiciones en las mediciones (retardo: independiente entre nodos consecutivos y de tipo cola pesada) son similares a las presentadas en las mediciones.

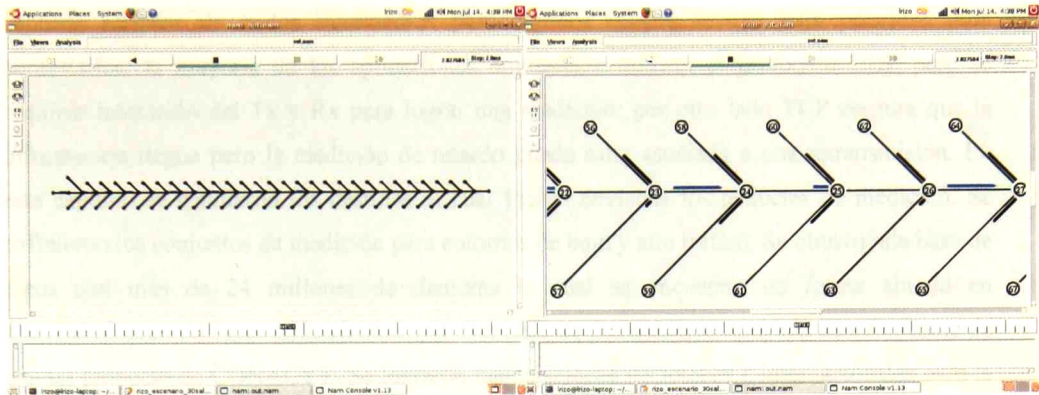


Figura 12. Escenario de simulación

Como se mostrará en la sección 5.3 la demora $D(k)$ tiene comportamiento de cola pesada. Para generar demoras entre los nodos se emplea un parche desarrollado por Gurtovi, para obtener más detalles consultar [6]. En la red de simulación se observan los paquetes azules (Figura 12), los cuales presentan un retardo tipo “heavy tail”, además se insertó tráfico cruzado tipo CBR (Constant Bit Rate).

Características del escenario de simulación:

- Cada simulación inicia a los 0.5 segundos y dura 50 segundos
- El flujo observado (azul) presenta retardos de cola pesada con índice de estabilidad α de 1.1
- La capacidad de los enlaces del flujo es de 180 Kb, mientras que para los enlaces perpendiculares al flujo es de 200 Kb (las velocidades son determinadas por el parche de cola pesada)
- La demora sin encolamientos del flujo es de 60 ms, mientras que para los enlaces inclinados es de 100 ms
- El tamaño del buffer para todos los nodos es de 50 mil paquetes
- El tráfico generado y el de análisis es CBR (Constant Bit Rate) con tasa de 50 KBps, el tamaño de los paquetes es de 1 kB

El resultado de cada simulación es almacenada en un archivo out.tr con formato NS-2, los resultados son procesados por un script de Perl. Para repetir el experimento se puede tomar los códigos en Perl y TCL disponibles en <http://telecomunicaciones.gdl.cinvestav.mx/data/simulaciones/>.

En resumen, en este capítulo se mostraron las ventajas y desventajas de medir el retardo sobre ICMP, UDP y TCP. Por un lado, ICMP no requiere interacción del receptor, puede

capturar retardos de nodos intermedios pero algunos routers le dan baja prioridad para contestarlos; la mayoría de las aplicaciones multimedia utilizan el protocolo UDP pero se requiere interacción del Tx y Rx para lograr una medición; por otro lado TCP asegura que la información llegue pero la medición de retardo puede estar asociada a una retransmisión. En este capítulo se detallaron los destinos al cual fueron enviados los paquetes de medición. Se definieron los conjuntos de medición para entornos de bajo y alto tráfico. Se obtuvo una base de datos con más de 24 millones de demoras la cual se encuentra de forma abierta en <http://telecomunicaciones.gdl.cinvestav.mx> esta base de datos estuvo apoyada económicamente con un proyecto de CONACYT. Se lograron negociaciones nacionales e internacionales para la obtención de mediciones, además se capturaron mediciones en puntos locales (CINVESTAV Unidad Guadalajara) así como puntos en Europa y EUA. Se propuso una metodología de medición de jitter. Se encontraron comportamientos diferentes a los reportados en la literatura como lo muestra el próximo capítulo. Por último, se mostró las características del escenario de simulación.

5 EL MODELO ALPHA-ESTABLE Y LA LEY DE ACUMULACIÓN DEL JITTER

5.1 MOTIVACIÓN DEL MODELO ALPHA-ESTABLE

En la literatura presentada en el capítulo 4 se muestran diferentes modelados de jitter. Los más relevantes y referenciados son: el modelo basado en distribución de Laplace (o doble exponencial)[26] y el de la estructura de varianza [59], [89]. Sin embargo, en las mediciones realizadas para esta tesis encontramos que el comportamiento del jitter difiere de los modelos antes mencionados. La 0 muestra como el decaimiento de la cola del jitter es más lento que el modelo exponencial (la distribución exponencial decae más lentamente que la normal), lo cual fue una observación importante para considerar colas pesadas.

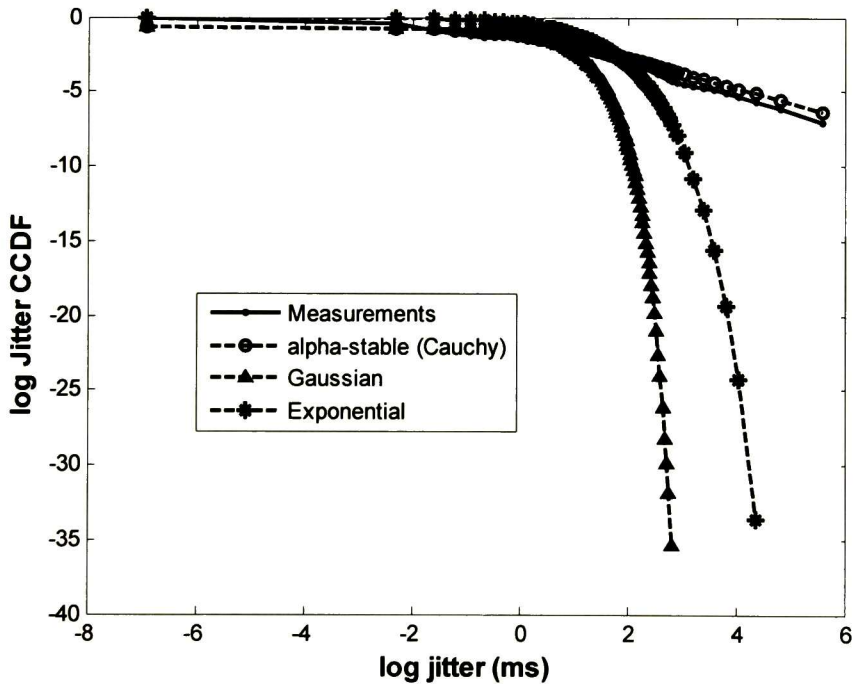


Figura 13. Medición de RTT donde se muestran el comportamiento de cola pesada del jitter.

Adicionalmente, otra motivación de este trabajo son los pocos modelos reportados y artículos técnicos en la literatura. Pocos conocimientos del jitter dificultan la tarea de diseño de las

aplicaciones sensibles a este parámetro como se mostrará en la sección **¡Error! No se encuentra el origen de la referencia..**

5.2 DEPENDENCIA DEL RETARDO DE PAQUETES CONSECUTIVOS

En la 0 se observan las variaciones del comportamiento del RTT, las cuales se deben a la dinámica de carga y descarga de las colas en los routers, cuando el tiempo de salida entre paquetes consecutivos de medición es de 3 ms.

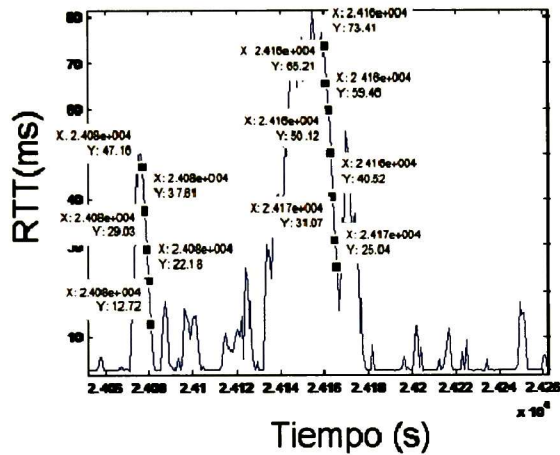


Figura 14. Medición de RTT donde se muestran las cargas y descargas de los búferes.

Estas cargas/descargas en las colas son aleatorias, las descargas de los paquetes dependen de la velocidad de procesamiento del router. La tasa de descarga de los paquetes es constante, lo cual coincide en una línea recta con pendiente negativa $RTT(t) \propto -t$. Cuando el tiempo de envío entre paquetes consecutivos es menor que el periodo de ocupación de la cola, entonces las demoras (RTT) tienen una función de autocorrelación en forma: $C\{RTT(t)RTT(t + \tau)\} \propto \tau^2$ Adicionalmente, la correlación producida entre retardos consecutivos puede ser vista en la función de densidad como lo explica la siguiente figura

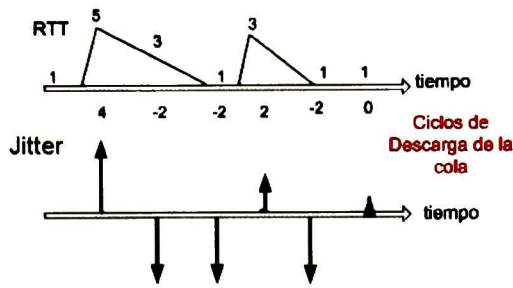


Figura 15. Dada la tasa constante de descarga de los búferes, El Jitter negativo tiende a ser constante.

La mayoría de los codecs en VoIP envían paquetes a intervalos mayores a 10 ms, mientras que, para VIP el tiempo entre paquetes generalmente es mayor a 40 ms. Como se observa en la Figura 15 si los paquetes de medición tuvieran un intervalo de envío menor que el periodo de ocupación de la cola, el jitter presentaría un valor constante negativo de jitter asociado al tiempo entre paquetes de medición y a la descarga de la cola. En nuestras mediciones todas las distribuciones fueron simétricas (es decir no presentaron un valor constante negativo), y los tiempos entre paquetes fueron mayores a 10 ms, por lo que se puede inferir que el retardo entre paquetes está **no correlacionado** para aplicaciones VIP y VoIP.

5.3 ALPHA-ESTABILIDAD DEL JITTER

El jitter es definido como la diferencia de retardos entre paquetes consecutivos medidos en 2 puntos dados de la red ver ecuación 1. El retardo $D_N(k)$ en su totalidad está compuesto por la suma de N retardos ψ_i . El retardo en el nodo i , ψ_i es la suma de un tiempo determinista ξ_i (asociado al tiempo de procesamiento y al tiempo de propagación) y un tiempo aleatorio W_i (asociado al tiempo de acceso al medio, encolamientos y cambios de ruta):

$$D_N(k) = \sum_{i=1}^N \psi_i = \sum_{i=1}^N [\xi_i(k) + W_i(k)] \quad (25)$$

Por otro lado, estudios de la década pasada han encontrado que el tráfico en redes LAN (Local Area Network) presenta largo rango de dependencia LRD (Long Range Dependence), como ejemplo: [109]y [107]. De acuerdo con Resnick y Samorodnitsky[93] si el volumen del

tráfico tiene características de LRD, entonces los tiempos de espera de los paquetes W_i en las colas tienen distribución de cola pesada. El jitter está relacionado directamente con la suma de los encolamientos (26), por lo que es aplicable el teorema generalizado del límite central (mostrado en la sección 2.6), donde la suma de v.a. con varianza finita e infinita converge a una v.a. con distribución alpha-estable [31][31] para valores grandes de N (Una simulación detallada en la sección 2.5 muestra que $N=4$ es suficiente)

$$\sum_{i=1}^N \psi_i \rightarrow v.a. \quad \text{alpha-estable, } N \rightarrow \infty \quad (26)$$

Es de notar que el jitter tiene una distribución simétrica centrada en cero, es decir $\beta = 0, \mu = 0$, la ecuación (28) muestra el porqué:

$$\begin{aligned} C_{\alpha\beta}^{\gamma\mu}(\xi)_{J_N(k)} &= \mathfrak{F}\{D_N(k) \otimes D_N(k-1)\} \\ &= C_{\alpha\beta}^{\gamma\mu}(\xi)_{D_N(k)} C_{\alpha-\beta}^{\gamma-\mu}(\xi)_{-D_N(k-1)} \\ &= \exp\{-\gamma^\alpha |\xi|^\alpha\} \end{aligned} \quad (27)$$

También es de notar, que el teorema generalizado del límite central establece que cuando infinitas variables aleatorias son sumadas, entonces, la suma converge a una distribución alpha-estable. Afortunadamente, para nuestras mediciones de jitter desde el primer nodo se presenta la alpha-estabilidad como se muestra en la sección 5.5 y 5.6. Por otro lado, los criterios utilizados como prueba de bondad son: la distancia de **Kullback-Leiber**, **P-P Plot** y **coeficiente de correlacion del gráfico P-P Plot** mostraron que el modelo alpha-estable se ajusta mejor a las mediciones.

5.4 ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS DE LAS DISTRIBUCIONES POR MEDIO DE VEROSIMILITUD

Para los experimentos de esta tesis los parámetros de las distribuciones fueron estimados por el método de máxima verosimilitud. En el caso de las distribuciones alpha-stables el método de máxima verosimilitud se aplica a la función característica (librería del software de Nolan [46]). El método de máxima verosimilitud se define como sigue:

$$L = \prod_{i=1}^l P(x_i | \theta_1, \theta_2 \dots \theta_k) \quad \text{maximizando respecto a } \theta_k, \frac{\partial L}{\partial \theta_n} = 0.$$

(28)

Donde: L es la función de verosimilitud, x la variable aleatoria, θ el parámetro a estimar y $p(x_i | \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$ es la función de densidad de probabilidad de X evaluada en x , con los parámetros $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$

Ejemplo: cálculo del parámetro b de la distribución de Laplace:

$$L(b) = \prod_{i=1}^n b e^{-b|x_i|} = b^n \prod_{i=1}^n e^{-b|x_i|} \quad (29)$$

$$L(b) = b^n e^{-b \sum_{i=1}^n |x_i|}$$

Derivando e igualando a cero para obtener un máximo, se tiene el estimado del parámetro \hat{b} viene dado por

$$\frac{d \ln\{L(b)\}}{db} = \frac{d}{db} \left\{ nb - b \sum_{i=1}^n |x_i| \right\} = 0 \quad (30)$$

$$\hat{b} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |x_i|$$

5.5 VALIDACIÓN DE ALPHA-ESTABILIDAD BAJO EL CRITERIO DE LA DISTANCIA DE KULLBACK-LEIBER

Definición: La distancia de Kullback-Leiber o entropía relativa para dos funciones de densidad $p(x_k)$ y $q(x_k)$ se define como:

$$D(p, q) = \sum_{k=1}^N p(x_k) \log \frac{p(x_k)}{q(x_k)} \quad (31)$$

Esta distancia es cero si y sólo si $p(x_k) = q(x_k)$.

Las mediciones de los conjuntos A,B,...,H tienen un periodo de medición de un día, para su análisis fueron separadas en segmentos de 30 min. Los cálculos de las distancias de Kullback-Leiber fueron realizados bajo las siguientes premisas:

- "bins", $N = 3,000$ (número de clases del histograma)
- Un intervalo de jitter de $-150ms < x_k < 150ms$,

MODELO ALPHA-ESTABLE PROPUESTO

- $\lim_{p(x) \rightarrow 0} p(x) \log(p(x)) = 0$.

La siguiente tabla muestra una comparativa de las distancias de Kullback para diferentes distribuciones y segmentos. En esta tabla se aprecia que las distribuciones de cola pesada (alpha-estable y Cauchy) tienen menor distancia para las mediciones realizadas.

		Alpha-Estable	Cauchy	Laplace	t-Student
SET A	02th hop	6,8835	7,002	Infinite	28,214
	15th hop	0,60546	0,5352	21,149	5,8685
	21th hop	0,21368	0,1733	11,8	0,93653
SET B	02th hop	4,2859	4,7558	Infinite	40,355
	15th hop	1,7376	3,8151	82,187	7,5558
	21th hop	0,71024	1,4586	28,587	11,496
SET C	02th hop	4,4054	4,1138	Infinite	not apply
	15th hop	0,88495	1,2922	30,361	9,5631
	21th hop	1,4739	1,5627	25,303	8,2382
SET D	02th hop	0,29515	0,7223	Infinite	44,768
	15th hop	4,1753	9,1178	92,481	10,987
	21th hop	2,4697	5,5317	71,429	8,9067
SET E	02th hop	0,85034	0,0015	Infinite	45,778
	21th hop	1,177	2,7906	19,31	7,5736
	29th hop	0,30365	0,335	13,746	0,93087
SET F	02th hop	3,8653	5,0693	Infinite	34,481
	21th hop	3,2658	6,0656	85,054	14,14
	29th hop	1,1362	1,4549	63,903	11,683
SET G	02th hop	2,018	1,185	Infinite	not apply
	11th hop	1,6473	2,0212	34,729	14,45
	21th hop	0,38204	0,4476	32,84	4,767
SET H	02th hop	0,28273	3,2842	Infinite	not apply
	11th hop	5,0188	14,5129	65,991	15,667
	21th hop	5,7868	6,631	57,879	10,027

Tabla 2. Comparativa de distancias de Kullback-Leiber de distintas distribuciones.

5.6 VALIDACION DE ALPHA-ESTABILIDAD BAJO EL CRITERIO DE P-P PLOT Y COEFICIENTE DE CORRELACIÓN

Una forma visual de observar el ajuste de una distribución teórica a la distribución del jitter es mediante el gráfico P-P Plot. Las coordenadas para el gráfico se definen como:

$$x = P(\text{jitter} \leq \xi), y = (P_{\text{Modelo Propuesto}} \leq \xi) \quad (32)$$

Si $F(x) = F(y); x, y \in [0,1]$, entonces el gráfico correspondiente es una línea recta ($y = x$). Un ejemplo es el siguiente gráfico, donde se muestra el P-P plot de una medición comparado con diferentes distribuciones.

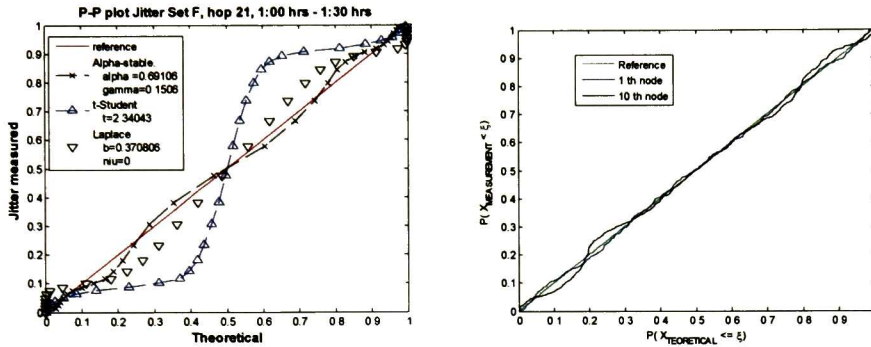


Figura 16. Gráfico de P-P Plot donde se comparan diferentes distribuciones con la referencia

En la 0, se observa como la distribución alpha-estable tiene un mejor ajuste que las distribuciones de Laplace y t-Student, similares resultados fueron observados para el resto de los conjuntos de mediciones. La línea continua representa el caso ideal (referencia).

Una métrica para cuantificar la diferencia entre la referencia y la distribución propuesta es mediante el **coeficiente de correlación**; la siguiente tabla muestra los coeficientes de correlación para diferentes conjuntos de mediciones.

HOP	SEGMENT		
	10	20	40
05th hop	99.34%	99.95%	97.96%
06th hop	99.99%	99.95%	X
13th hop	99.71%	99.97%	99.89%
14th hop	99.74%	99.96%	99.76%
16th hop	98.86%	99.94%	99.26%
19th hop	98.55%	99.92%	99.81%
20th hop	98.52%	99.94%	99.85%
21th hop	98.49%	99.95%	99.84%
22th hop	98.57%	99.94%	99.83%
23th hop	98.65%	99.96%	99.80%
24th hop	98.49%	99.95%	99.83%
25th hop	98.57%	99.95%	99.89%
27th hop	99.53%	99.94%	99.98%
29th hop	99.64%	99.95%	99.97%

Tabla 3. Coeficiente de correlación. Comparación de mediciones vs modelo Alpha-Estable en gráfico P-P Plot

Cuando el coeficiente de correlación es del 100% indica que no existe diferencia entre la referencia y distribución propuesta. En la tabla II se muestra que todas las trazas de mediciones

tienen un coeficiente mayor al 97%; lo que indica una gran proximidad a las distribuciones alpha-estables.

5.7 COMPORTAMIENTO DE LOS PARÁMETROS ALPHA Y GAMMA

Los criterios de prueba de bondad utilizados: distancia de Kullback-Leiber, P-P plot y coeficiente de correlación arrojaron como resultado que las distribuciones alpha-estables tienen mejor ajuste que la distribución de Laplace [56] y t-Student para las mediciones de jitter. Esto era de esperarse por dos razones: 1) el comportamiento de cola pesada no puede ser modelado por Laplace y 2) la suma de variables aleatorias con varianza infinita y finita solo converge a distribuciones estables[31], ver detalles en sección 2.6.

5.7.1.1 Histogramas de alpha de las mediciones

En esta sección se muestran los valores “comunes” de los parámetros alpha y gamma a través de histogramas.

En la 0 se muestra el comportamiento del parámetro alpha en nuestras mediciones. Se puede observar que los valores de alpha están dispersos con una ligera concentración en: $\alpha = 0.8$ y $\alpha = 1$ para bajo y alto tráfico respectivamente.

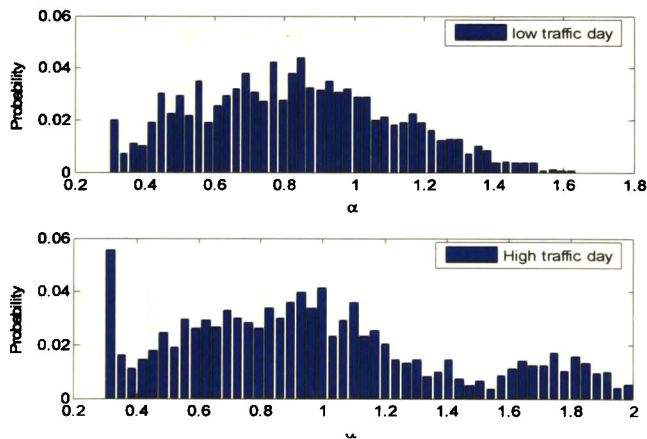


Figura 17. Histograma de alpha para las mediciones

MODELO ALPHA-ESTABLE PROPUESTO

En un entorno de bajo tráfico el valor del jitter tiende a ser menor que en la presencia de alto tráfico por lo que sus valores se encuentra cerca de cero, esto produce valores altos de alpha. Por otro lado, un entrono tráfico alto el jitter crece y el valor de alfa disminuye. La motivación principal para el modelo simplificado presentado en la sección 5.9.2 son: el comportamiento de alpha cercano a la unidad presentado en las mediciones (Figura 17) y la forma cerrada de Cauchy. Los valores de gamma en las mediciones son dependientes de las condiciones de tráfico por lo que se tuvieron valores desde 0.001 hasta 60.

5.7.1.2 Histogramas de alpha y gamma para las simulaciones

Con el fin de observar la dispersión del jitter entre los nodos (γ_i), se realizaron 4 simulaciones con las características mostradas en la sección 4.4, donde cada enlace tiene un $\alpha_i = 1.1$. Para cada simulación se analizaron 27 millones de retardos y los resultados se muestran en la Figura 18

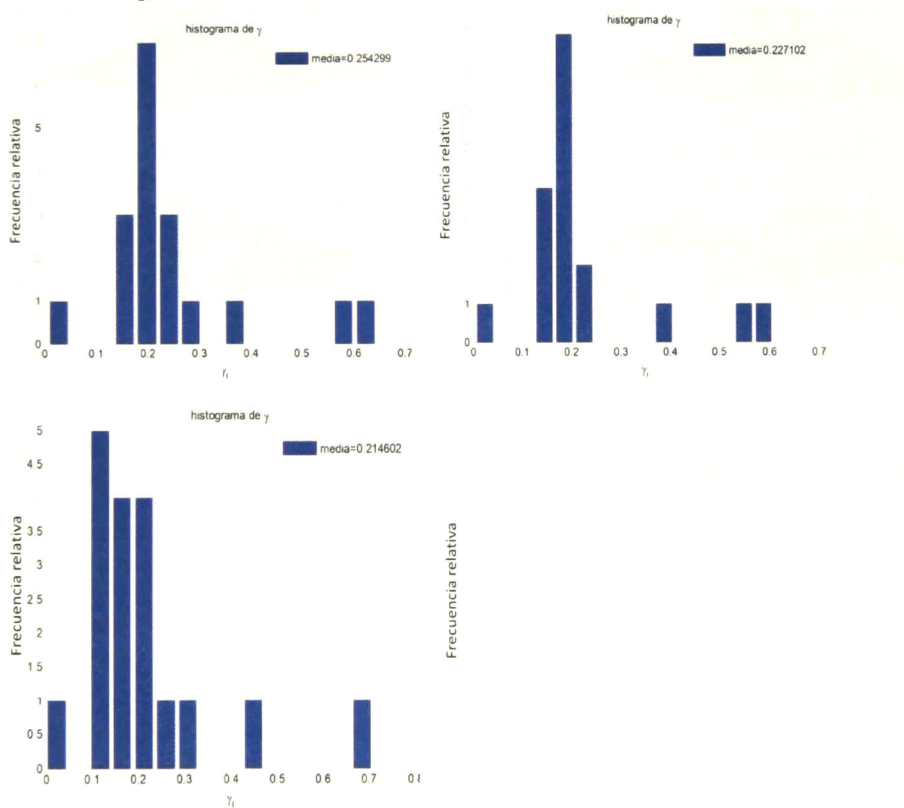


Figura 18. Histogramas de las simulaciones de la dispersión del jitter diferencial γ_i

El parámetro α está asociado con el comportamiento de la cola de la distribución del jitter, mientras menor sea su valor, la probabilidad de encontrar valores grandes aumenta; en la práctica depende de las características particulares de cada router y de su tráfico asociado[93]. Por otro lado el parámetro γ está asociado con la dispersión del jitter, es decir, los valores donde “comúnmente” oscilan los datos. En las siguientes figuras se puede observar un incremento de γ en las horas de mayor tráfico en la red local. La siguiente figura son superficies donde se muestran el comportamiento de los parámetros α y γ en el tiempo y sobre la ruta, mas detalles de las estadísticas se encuentran en el Anexo VI.

5.7.1.3 Comportamiento de los parámetros γ y α en la ruta Mexico-EUA-Argentina

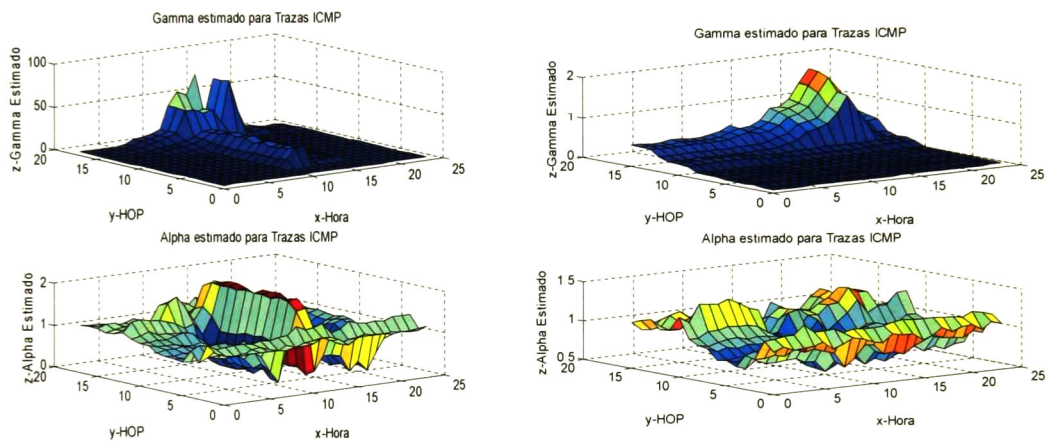


Figura 19. Comportamiento del jitter medido a Argentina expresado en términos de los parámetros alpha y gamma de las distribuciones alpha-estables. Izquierda: lunes día de tráfico local alto, derecha: domingo día de bajo tráfico

Del comportamiento de los parámetros se observó que: (ver más gráficas α y γ en el Anexo VI)

- Cuando se incrementa el tráfico local se incrementa el valor de γ , mientras que α no presentó un patrón definido asociado al tráfico local.
- En la caso de zonas horarias diferentes (Mex-Japón) se observa que el parámetro γ se incrementa con las horas de oficina.
- Se observó que aunque el parámetro alpha tiene media cercana a la unidad, su valor está en los rangos de 0.5 a 1.9.

- El parámetro γ obtuvo su menor valor en la medición Mex-Argentina 0.01 en domingo, mientras que el mayor valor de γ se registró el lunes al mismo destino $\gamma = 60$
- El valor parámetro α mostró un promedio cercano a la unidad para muestras de 1 día; sin embargo, no mostró una tendencia bien definida.
- Se observó una tendencia a incrementarse el valor de γ del jitter con el incremento del índice de nodo esto motiva a obtener el siguiente resultado

5.8 LEY DE ACUMULACIÓN DEL JITTER

5.8.1 CORRELACION DEL JITTER ENTRE NODOS

En una ruta con múltiples nodos y por ende colas, el tráfico de medición presenta cierta correlación con el tráfico de fondo, el tráfico en un nodo es la agregación de múltiples fuentes de tráfico. Si se considera una ruta con nodos denominados $0, 1, 2, \dots, N-1, N$ y que una porción ζ de paquetes encolados en el nodo $N-1$ continuará al nodo N , la demora $D_0(k)$ en el nodo 0 y la demora $D_N(k)$ en el nodo N que el paquete k experimenta tiene un coeficiente de correlación ρ_N como lo muestra la Figura 21 de la forma

$$\rho_N = \zeta^N \left[\frac{1-\zeta}{1-\zeta^{N+1}} \right] \quad (33)$$

El ρ_N coeficiente decrece cuando N se incrementa como se muestra en la Figura 21 lo que nos hace pensar que $D_0(k)$ y $D_N(k)$ están prácticamente no correlacionados para valores de $N > 4$

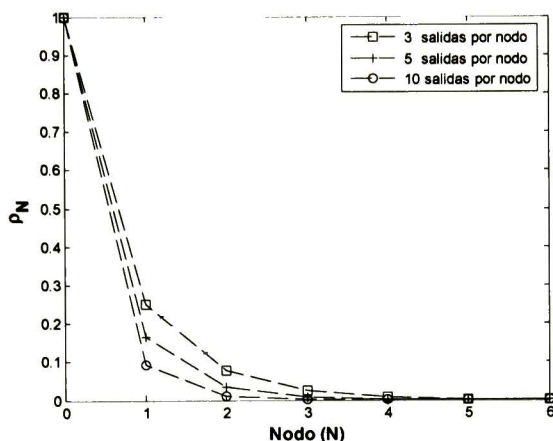


Figura 20. Coeficiente de correlación

El coeficiente de correlación ρ_N obtenido es bajo la premisa de que el tráfico está uniformemente distribuido por todas las salidas de los nodos como lo muestra la Figura 21.

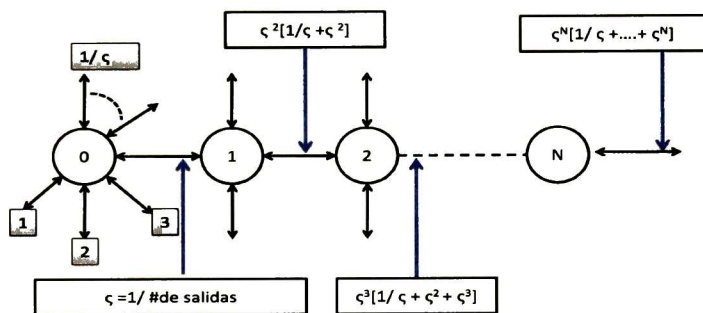


Figura 21. Ilustración de dependencia entre nodos

Se puede observar que el número de salidas en cada nodo es $s = 1/\zeta$; Pastor-Santorras et. al. (Dinamical and Correlation Properties of the Internet [84]) encuentran que $E\{s\} \approx 4$ en el año 2001, también el artículo muestra un crecimiento de este parámetro en el tiempo. Además, como Internet continúa creciendo se incrementa el número de nodos N . Asimismo, de acuerdo con Mischa Schwartz [68] la correlación prácticamente nula entre $D_0(k)$ y $D_N(k)$ es explicada mediante la ley de los grandes números, la causa: convergencia de flujos independientes en cada nodo. Esta no correlación nos guía a pensar que existe poca dependencia entre la demoras $D_0(k)$ y $D_N(k)$.

5.8.2 ACUMULACIÓN DE JITTER PARA ESCENARIO HOMOGÉNEO

Propiedad: Si el jitter J_k en cualquier nodo k es alpha-estable $S_{\alpha_k}(0, \Gamma_k, 0)$ y el valor de alpha es igual en toda la ruta, i.e. $\alpha_i = \alpha_k$ para $i \neq j$, entonces la dispersión acumulada del jitter Γ_k en el nodo k viene dada por $\Gamma_k = E\{\gamma_i\}k^{1/\alpha}$; donde γ_i es la dispersión del jitter diferencial en cualquier nodo i .

En la sección anterior se mostró que J_k tiende a ser no correlacionado respecto a J_1 cuando $k > 4$, además definiremos el jitter diferencial como $j_k = J_k - J_{k-1}$

- De la propiedad de las distribuciones alpha-estables: el producto por un escalar a con X (sección 2.5.1.2):

$$aX \sim S_{\alpha}(0, |a|\gamma, 0) \tag{34}$$

Se infiere que $-J_k$ también es alpha-estable $\sim S_{\alpha}(0, \gamma, 0)$

- De la propiedad de suma de variables aleatorias alpha-estables se concluye que j_k es también alpha-estable con parámetros (sección 2.5.1.1) :

$$j_k \sim S_{\alpha}(0, \gamma_k \approx (\Gamma_k - \Gamma_{k-1})^{1/\alpha}, 0) \tag{35}$$

- Considerando que: el jitter acumulado viene dado por $J_k = j_1 + j_2 + \dots + j_k$, la correlación entre $D_0(k)$ y $D_N(k)$ decrece cuando N crece (detalles en sección 5.8.1) y en un escenario homogéneo $\alpha_i = \alpha_k$ para $i \neq j$, se obtiene que la dispersión del jitter acumulado Γ_k está dado por

$$\Gamma_k \approx \left[\sum_{i=1}^k \gamma_i^{\alpha} \right]^{1/\alpha} \tag{36}$$

La ecuación (35) coincide con la norma de Minkowsky, y por consiguiente cuando $\alpha = 2$ coincide con la norma Euclídeana.

- Si γ_i es uniformemente distribuida entonces $\hat{\gamma} = E\{\gamma_i\}$ es un estimador de γ_i , por lo que la ecuación (37) puede escribirse como:

$$\Gamma_k \approx \left[\sum_{i=1}^k \gamma_i^\alpha \right]^{1/\alpha} = (k \hat{\gamma}^\alpha)^{1/\alpha} = \hat{\gamma} k^{1/\alpha} \quad (37)$$

- Concluyendo, la dispersión del jitter acumulado Γ_k cuando $1 \leq \alpha \leq 2$ está dada por la siguiente relación.

$$\Gamma_k \approx E\{\gamma_i\} k^{1/\alpha} \quad (38)$$

A continuación se muestran en las 0, 23 y 24 el comportamiento del crecimiento de la dispersión del jitter.

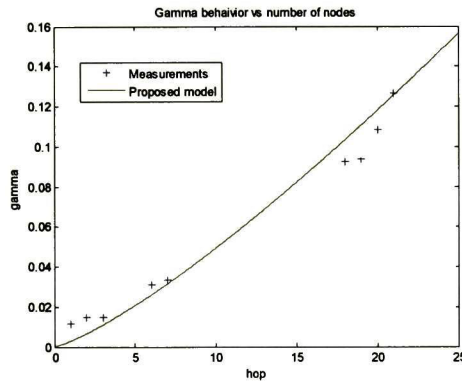


Figura 22. Comportamiento de gamma para escenario de Mexico-EUA-Francia a las 20 hrs; 14 Mayo de 2008

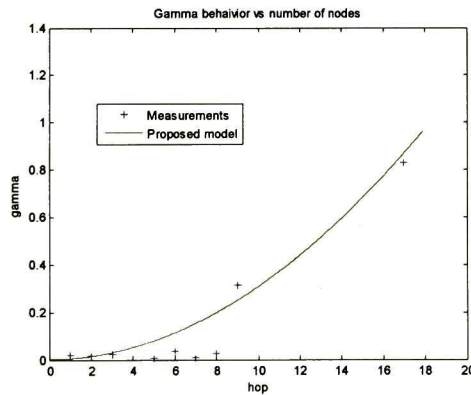


Figura 23. Comportamiento de gamma para escenario de Mexico-EUA-Argentina a las 20 hrs; 5 de Mayo de 2008

Donde: x es el valor que la variable aleatoria J puede tomar. Cuando $\alpha_1 = \alpha_2$ es evidente que $\alpha_3 = \alpha_1 = \alpha_2$, sin embargo cuando $\alpha_1 \neq \alpha_2$ es posible aproximarnos al valor de α_3 mediante la minimización de la siguiente función de costo

$$f(\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3; x) = (2x^{-\alpha_3} - x^{-\alpha_2} - x^{-\alpha_1})^2 \quad (41)$$

En este punto es necesario resaltar que se busca determinar el valor de α_3 mediante la una función $\alpha_3 = f(\alpha_1, \alpha_2)$. Resolviendo la minimización anterior y considerando que $\alpha_i \in (0, 2)$ se obtiene que α_3 se calcula de la siguiente manera:

$$\alpha_3 = \min_{\alpha_3} f(\alpha_1, \alpha_2; x), \quad \alpha_3 = -\frac{\ln(x^{-\alpha_1} + x^{-\alpha_2})}{\ln(x)}, \quad x \rightarrow +\infty$$

En el caso cuando $\alpha_2 > \alpha_1$

$$\alpha_3 = -\frac{\ln(x^{-\alpha_1} + x^{-\alpha_2})}{\ln(x)} = -\frac{\ln(x^{-\alpha_1})}{\ln(x)} - \frac{\ln(1 + \frac{x^{-\alpha_2}}{x^{-\alpha_1}})}{\ln(x)}$$

Como $x \rightarrow +\infty$ el término $\lim_{x \rightarrow \infty} \frac{x^{-\alpha_2}}{x^{-\alpha_1}} = 0$ quedando el valor de

$$\alpha_3 = \alpha_1$$

De la misma manera se puede obtener que si $\alpha_1 > \alpha_2$, $\alpha_3 = \alpha_2$ con lo que podemos concluir que

$$\alpha_3 = \min\{\alpha_1, \alpha_2\} \quad (42)$$

Dada la ecuación (42) y como en la práctica x es finito se puede concluir que el índice de estabilidad en el último nodo k será el mínimo de la ruta

$$\alpha_k \geq \min\{\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_{k-1}, \alpha_{k-2}\} \quad (43)$$

Para comparar el resultado anterior con lo obtenido en los resultados se presenta la siguiente tabla con la simulación de la suma de variables aleatorias independientes alpha-estables donde $\alpha_1 \neq \alpha_2$, cada variable aleatoria cuenta con 100,000 números aleatorios y se observa que α_3 tiende a $\min\{\alpha_1, \alpha_2\}$.

α_1	α_2	Simulación con software de Nolan α_3
2	2	2
2	1.5	1.6743
1.7	1.5	1.5961
1.5	1.2	1.3277
1.2	1	1.0864
1	0.7	0.8111
0.7	0.5	0.5827

Tabla 4. Índice de estabilidad para la suma de variables aleatorias alpha-estables independientes con diferente índice.

La tabla 4 se presenta simulaciones asociadas a la ecuación (43), donde que α_k puede obtenerse con $\alpha_k \geq \min\{\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_{k-1}, \alpha_{k-2}\}$ (para 100,00 datos).

5.8.4 APROXIMACIÓN DE LA DISPERSIÓN DEL JITTER PARA EL CASO QUE EL PARÁMETRO ALPHA DE LA RUTA ES NO HOMOGÉNEO

Un problema “**complicado**” como lo denomina Samorodnitsky en [31] es determinar la dispersión de la suma de variables estables con diferentes condiciones: independientes, dependientes y con diferentes índices de estabilidad. En las mediciones presentadas en este trabajo se requiere capturar el comportamiento del jitter acumulativo para escenarios **no homogéneos**. Por lo que en esta sección se encontrará una estimación de la dispersión Γ_2 , para ello partiremos de que $j_1(k) \sim S_{\alpha_1}(\beta=0, \gamma_1, \mu=0)$ y $j_2(k) \sim S_{\alpha_2}(\beta=0, \gamma_2, \mu=0)$ son variables aleatorias independientes y con distribución alpha-estable, así como Γ_2 satisface $J_2(k) = j_1(k) + j_2(k) \sim S_{\alpha_e}(\beta=0, \Gamma_2, \mu=0)$.

Conjetura: Dada una ruta no homogénea con dispersiones diferenciales γ_1 y γ_2 α_i en cada enlace i , y donde en general $\alpha_i \neq \alpha_j$ la dispersión acumulativa del jitter puede expresarse como $\tilde{\Gamma}_2 = (\gamma_1^{\alpha_e} + \gamma_2^{\alpha_e})^{1/\alpha_e}$ Donde: $\alpha_e = f(\alpha_1, \alpha_2)$ s es obtenida por métodos estadísticos presentados en la tabla 4 y Γ_2 es la dispersión acumulada del jitter.

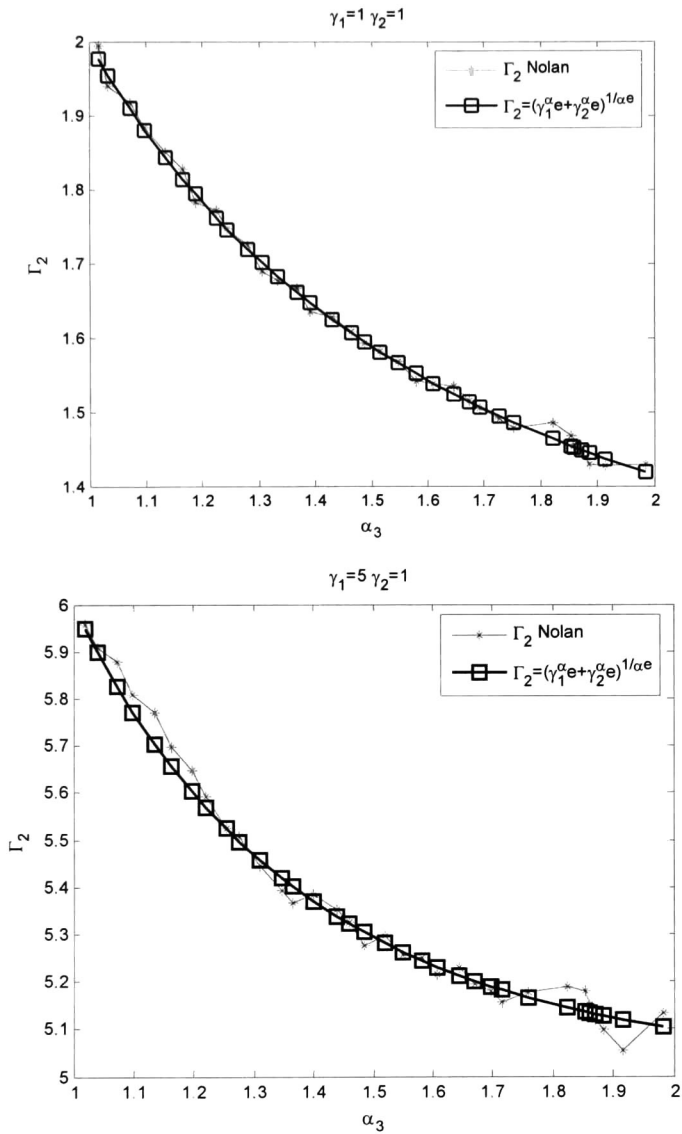


Figura 25. Comparación entre $\tilde{\Gamma}_2$ vs α (empleando la norma de Minkowsky y un método estadístico software de Nolan)

Se puede observar en la figura 25 la similitud entre la gamma acumulada equivalente y las estimaciones de Nolan, los resultados obtenidos en la figura 26 son para el caso particular de $\gamma_1 = \gamma_2 = 1$ sin embargo, resultados similares se obtuvieron para valores diferentes de γ_1 y

γ_2 Con la representación de la figura 25 y la ecuación (44), Γ_2 viene dada por la siguiente expresión

$$\tilde{\Gamma}_2^C \approx (\gamma_1^{\alpha_1} + \gamma_2^{\alpha_2})^{1/\alpha_1}, 1 \leq \alpha \leq 2 \tag{44}$$

Con el software de Nolan [46] se generaron 100,000 puntos de cada variable aleatoria, la estimación del parámetro de dispersión de la suma se realizó con la misma librería, los resultados se presentan en la tabla V.

α_1	α_2	γ_1	γ_2	α_{N_3} Nolan	Γ_2^N Nolan	$\tilde{\Gamma}_2^C$ (45)
1	1	1	1	1.004	2.0055	1.9972
2	2	2	2	2	2.8173	2.8284
2	1	1	1	1.2306	1.6261	1.7564
2	1	2	2	1.2285	3.2411	3.5023
1.5	1	2	2	1.1674	3.5313	3.6250
1.5	1	1	3	1.0123	3.5465	3.8882
1.5	1.2	10	20	1.2640	25.8442	26.3207
1.2	1	100	100	1.0905	188.12	189.2252

Tabla 5. Aproximación de valores de gamma

En el escenario donde $\alpha_2 \neq \alpha_1$ no puede ser aplicada directamente la norma de Minkowsky, en este caso el resultado encontrado analíticamente mostró ser una buena aproximación al valor dado por el estimador del software de Nolan.

La ecuación (45) es la generalización de (44) de una ruta de k nodos.

$$\tilde{\Gamma}_k^C \approx \left(\sum_{i=1}^k \gamma_i^{\alpha_i} \right)^{1/\alpha_i} \tag{45}$$

En la figura 26 se presenta la aproximación del modelo propuesto (45) a la dispersión del jitter en un escenario no homogéneo.

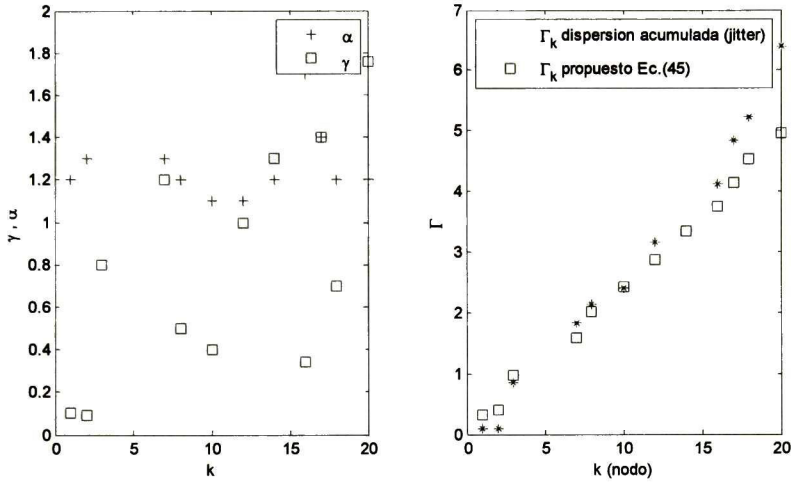


Figura 26. Dispersión del jitter para escenario no homogenero

Este resultado (45) soluciona el cálculo de la dispersión del jitter en escenarios donde no se conserva el índice de estabilidad a lo largo de la ruta.

5.9 QOS EN FUNCIÓN DE LOS PARÁMETROS ALPHA-ESTABLES

5.9.1 MODELO GENERALIZADO DE JITTER EN REDES IP

La calidad de servicio de acuerdo a la ITU[97] depende de: el retardo, el ancho de banda, la pérdida de paquetes, la disponibilidad de la red y el jitter. En esta sección estableceremos el impacto del jitter en las redes IP en términos de la probabilidad del jitter $P(jitter \leq umbral)$. Las distribuciones alpha-estables tienen varias definiciones equivalentes (sección 2.5), pero ninguna forma cerrada exceptuando los casos particulares (Normal, Cauchy

y Levy). La representación de la transformada inversa por medio de serie de potencias es una aproximación para las distribuciones alpha-estables. La ecuación característica de las distribuciones alpha-stables es representado como:

$$C_{\alpha,\beta}^{\gamma,\mu}(\xi) = \exp\{\psi(\xi)\} \quad (47)$$

$$\psi(\xi) = ju\xi - (\gamma\xi)^\alpha [1 - j\beta\text{sign}(\beta)w(\xi,\alpha)]$$

Para el caso del jitter los parámetros son $u = 0, \beta = 0$, por lo que la función $\psi(\xi)$ se convierte en: $\psi(\xi) = (\gamma\xi)^\alpha$ Se puede redefinir el argumento en la forma $\psi(\xi) = -(\xi)^\alpha e^{j\pi\theta/2}$ donde $\theta \in \mathfrak{R}$, esta redefinición se le conoce como **parametrización de Zolotarev**, para la cual la función de densidad es definida como:

$$p(x; \alpha, \theta) = \frac{1}{\pi} \text{Re} \int_0^\infty e^{-ix\xi + \psi(\xi)} d\xi \quad x > 0 \quad (48)$$

Por otro lado, las distribuciones alpha-estables cumplen con la propiedad de:

$$X \approx S_\alpha(0, \gamma, 0) \quad (49)$$

$$aX \approx S_\alpha(0, a\gamma, 0)$$

Donde: a es un escalar positivo. Resulta práctico para el manejo de las próximas ecuaciones normalizar $\gamma = 1(\theta = 0)$, en el resultado final se generalizará para cualquier valor de gamma. Aunque la ecuación (49) no tenga solución directa se puede aplicar la expansión en series al término exponencial $e^{-ix\xi + \psi(\xi)}$ quedando de la forma:

$$p(x; \alpha) = \text{Re} \frac{-i}{x\pi} \sum_{k=0}^{K=\infty} \frac{\Gamma(k\alpha + 1)}{k!} \left(-x^{-\alpha} e^{-j\frac{\pi\alpha}{2}} \right)^k \quad x > 0, 0 < \alpha < 1. \quad (50)$$

$$p(x; \alpha) = \text{Re} \frac{-i}{x\pi} \sum_{k=0}^{K=\infty} \frac{\Gamma((k+1)/\alpha)}{k!} \left(-x^{-\alpha} e^{-j\frac{\pi\alpha}{2}} \right)^k \quad x > 0, 1 < \alpha < 2. \quad (51)$$

Donde: Γ es la función gamma. Dado que las probabilidades son números positivos se toma la parte real de la exponencial compleja en (54) y (55), se puede obtener una expresión para la función de densidad en términos de la suma de K términos.

$$p(x; \alpha) = \frac{-1}{x\pi} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k\alpha + 1)}{k!} x^{-k\alpha} \sin\left(\frac{k\pi\alpha}{2}\right) \quad x > 0, 0 < \alpha < 1. \quad (52)$$

$$p(x; \alpha) = \frac{-1}{x\pi} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma((k+1)/\alpha)}{k!} x^{-k\alpha} \sin\left(\frac{k\pi\alpha}{2}\right) \quad x > 0, 1 < \alpha < 2. \quad (53)$$

Los resultados de las ecuaciones (54) y (55) son comparados con los obtenidos con el software de simulación de distribuciones alpha-estables de Nolan[47]. En las ecuaciones antes mencionadas se puede observar que el primer término es el más significativo. Por otro lado, en la actualidad los estándares y recomendaciones centran el estudio del jitter con el siguiente criterio $P(|J_N| \leq 20ms)$ [95][36][30]. En la figura 29 se puede apreciar que para el intervalo de $(20ms \leq x \leq 30ms)$ es mínima la diferencia entre los valores obtenidos por el software de Nolan y las series de potencia (54) y(55) considerando $K=1$.

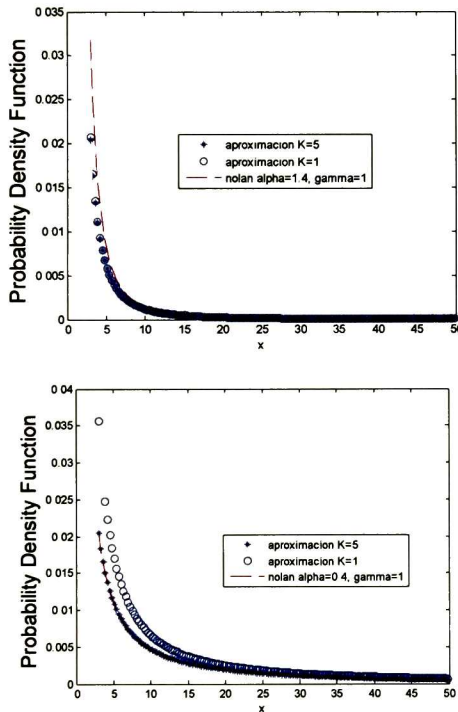


Figura 28. Aproximaciones mediante series alpha-estables vs Software de Nolan

Dado el exponente negativo de las ecuaciones (53) y (54) es de esperarse que no converjan en el punto $x = 0$. Para el caso en particular de este trabajo lo que nos interesa es determinar es ¿Cuál es la probabilidad de que el jitter exceda un umbral dado $QoS = P(|jitter| > \zeta)$? Sustituyendo la ecuación (51) en (55) se obtiene una función de probabilidad $P(|jitter| > \zeta; \gamma = 1)$ con la

siguiente forma:

$$P(|jitter| > \xi) = \int_{-\xi}^{\xi} P(X \leq \xi) d\xi = \frac{2}{x\pi} \sum_{k=0}^{K-\infty} \frac{\Gamma(\psi(k\alpha)+1)}{k!} (x/\gamma)^{-k\alpha} \sin\left(\frac{-k\pi\alpha}{2}\right) \quad \xi > 0, \alpha \neq 1. \quad (54)$$

Dados los resultados obtenidos en la figura 29 de aquí en adelante se considerará el primer término ($K = 1$) para los próximos cálculos. Teniendo el comportamiento del parámetro γ en la ruta $E\{\gamma\}N^{1/E\{\alpha\}}$ y una aproximación para las distribuciones alpha-estables se puede calcular $P(|jitter| > \xi)$ para cada nodo N :

$$N = \left| \left\{ \frac{\left[2\Gamma(\psi(k\alpha)+1)(\xi\gamma)^{-\alpha} \sin\left(\frac{-\alpha\pi}{2}\right) \right]^{E(\alpha)/\alpha}}{\pi QoS} \right\} \right| \quad (55)$$

5.9.2 MODELO SIMPLIFICADO: CAUCHY

Como se observó en la sección 5.7.1.1 el valor de $\alpha=1$ aparece frecuentemente en las mediciones. Como fue señalado anteriormente, una de las formas cerradas es de las distribuciones alpha-estables es Cauchy($\alpha=1$), con esta distribución en particular podemos calcular de forma más sencilla $P(|J_N| \leq \zeta)$ para cada nodo N

$$N = \left| \frac{\zeta}{\gamma \tan\left\{\frac{\pi}{2} P(|J_N| \leq \zeta)\right\}} \right| \quad (56)$$

La ecuación (58) es validada por mediciones como lo muestra la figura 30, aunque el 5° hop presentó un comportamiento no esperado como se explica en [78] y se detalla en la sección 4 (respuesta lenta a los paquetes ICMP)

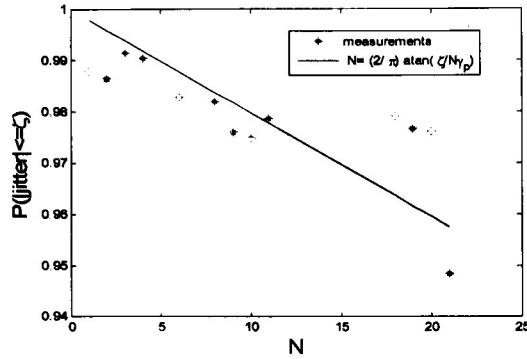


Figura 29. $QoS = P(|J| \leq \xi)$ vs N

Los valores de α en las mediciones se encuentran dentro del intervalo $[0.4-2]$. Cuando $\alpha \in [0.8, 1.2]$ la diferencia máxima entre el modelo simplificado de Cauchy y el modelo generalizado es $P(|J_{\alpha\text{-estable}}| \leq \xi) - P(|J_{Cauchy}| \leq \xi) = 0.12$, se puede concluir para este intervalo de α que el modelo de Cauchy y el generalizado los resultados son similares. La diferencia entre el modelo alpha-stable y el simplificado se muestra en figura 31. El valor de alpha en las mediciones capturadas estuvo dentro del intervalo $\alpha \in [0.8, 1.2]$ el 78/96 de los casos.

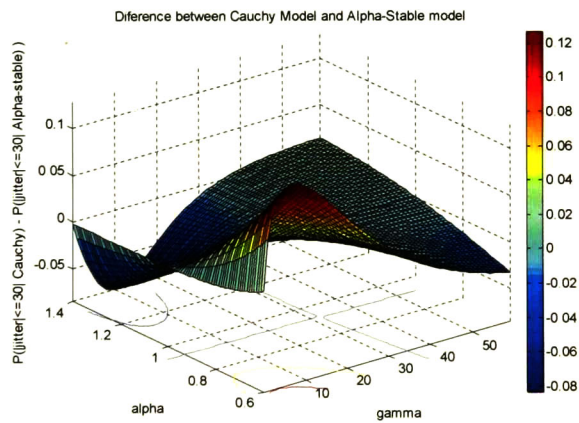


Figura 30. Diferencia entre modelo alpha-stable y el simplificado (Cauchy)

5.9.3 COMPARACIÓN DEL MODELO GENERALIZADO (ALPHA-ESTABLE) Y SIMPLIFICADO (CAUCHY) CONTRA MEDICIONES EN INTERNET

Se puede observar de las ecuaciones (57) y (58) que resulta más sencilla la determinación de jitter-QoS para el caso Cauchy; sin embargo, el modelo alpha-estable proporciona una mayor

MODELO ALPHA-ESTABLE PROPUESTO

precisión. En la figura 31 se comparan la predicción de jitter-QoS vs N (número de nodos) dada por el modelo alpha-estable y la dada por el modelo simplificado. Se observa en la figura 320 que a pesar de que el modelo simplificado sigue el crecimiento de gamma el modelo alpha-estable es más preciso.

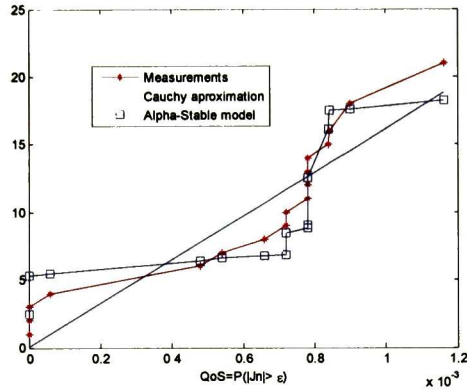


Figura 31. Comparación del modelo generalizado y el modelo simplificado

5.9.4 REGIÓN DE RED IDENTIFICADOS CON LOS PARÁMETROS ALPHA Y GAMMA

Tomando como punto de partida el centro de México, se observa diferentes regiones de (α, γ) obtenidas de las mediciones, las cuales corresponden a diferentes zonas geográficas en el trayecto origen-destino lo muestra la figura 33.

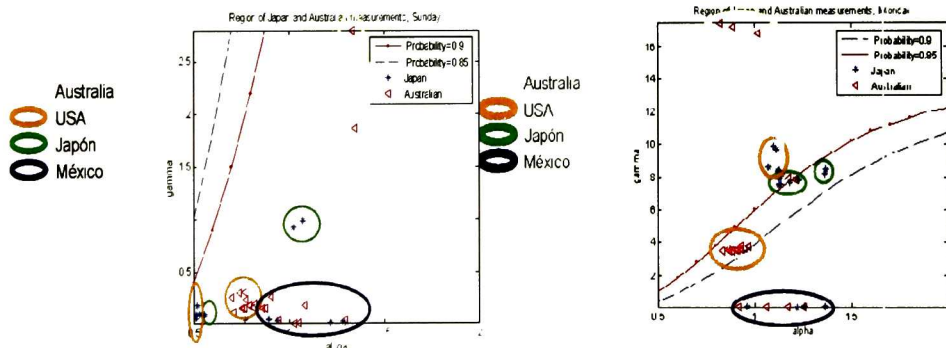


Figura 32. Las regiones de medición pueden ser observables por medio de pares (α, γ) . **Izquierda:** bajo tráfico, **derecha:** alto tráfico respectivamente.

Dada la naturaleza de las mediciones los primeros nodos son los de México, posteriormente los de EUA y finalmente los destinos. La estimación de los parámetros (α, γ) ayuda a determinar

la jitter-QoS dependiendo del país o número de nodos y como era de esperarse a mayor número de saltos la calidad de servicio se va degradando. Para una pérdida de paquetes <1% y un retardo < 120ms Cisco propone que para VoIP el jitter promedio debe de ser de 20 ms, mientras que para VIP (Video IP) no debe de exceder 20 ms. En figura 34 se muestra el valor de gamma vs la $P(|\text{jitter}| < 20\text{ms})$ y se adicionan mediciones de jitter.

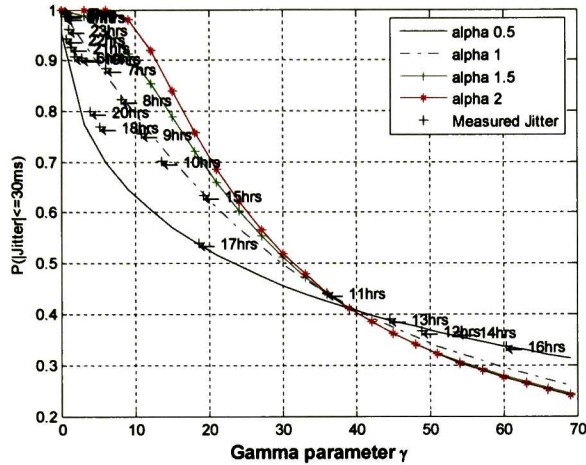


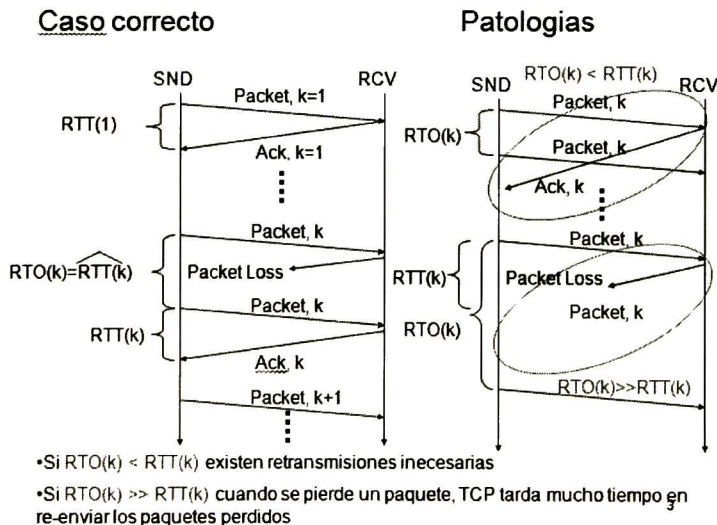
Figura 33. Cisco determina una cota de 20 ms para tener una buena QoS, la figura muestra como se relaciona el valor de gamma con $P(|\text{jitter}| \leq 30\text{ms})$. Se observa que todas las mediciones están contenidas en las regiones modeladas por las distribuciones alpha-estables

En **resumen**, se ha propuesto un modelo de cola pesada para el jitter en redes IP. De acuerdo a los criterios de: distancia de Kullback, P-P Plot y coeficiente de correlación, se encontró que las distribuciones alpha-estables tienen un mejor ajuste para el jitter que las otras distribuciones propuestas en la literatura. Se presentó el comportamiento de los parámetros (α, γ) a lo largo de días de bajo tráfico y alto tráfico. Se mostró que la correlación del jitter entre nodo transmisor y el nodo destino tiende a ser despreciable con el incremento del número de nodos en la ruta. Se demostró que bajo ciertas condiciones la **dispersión del jitter es de la forma** $\gamma_N \approx E\{\gamma\}N^{1/\alpha}$ se comparó esta ecuación con mediciones y se observó que el jitter se incrementa de acuerdo a esta ley. Para las mediciones capturadas, se encontró que el comportamiento de los parámetros (α, γ) está asociado a la ubicación geográfica del destino. Cuando alpha está dentro del intervalo $\alpha \in (0.8, 1.2)$ se propuso un **modelo simplificado** y cuando $\alpha \in (0, 2]$ un **modelo generalizado**, los cuales nos permiten determinar la jitter-QoS $P(|J_N| \leq \zeta)$ para cada nodo en forma analítica.

6 ESTIMACION DEL RTT EN EL PROTOCOLO TCP

Cuando una maquina envía una secuencia de paquetes TCP a su receptor, esta debe esperar un periodo de tiempo por el acuse de recibo (ACK), si el acuse de recibo no llega dentro del intervalo de tiempo TCP asume que el paquete se ha perdido y lo retransmite. Que la tasa de transferencia se decremente la pregunta importante es ¿Cuánto debemos esperar? La respuestas a esta interrogante no es directa si se toma en cuenta las características aleatorias del canal de comunicación que se ha descrito en el capítulo 5. Parte de los resultados de este capítulo fueron desarrollados junto a Dehesa, ver [42]

Sin embargo, todas las implementaciones TCP modernas tratan de responder esta pregunta mediante la estimación del RTT llamado RTO (Retransmission Time Out) que es una estimación del RTT (Round Trip Time). Así, la estimación del RTT es uno de los parámetros más importantes en una transferencia TCP, especialmente cuando la transferencia de datos es larga. Es sabido que en Internet se pueden perder paquetes, sin embargo; todas las implementaciones de TCP solucionan este problema con retransmisiones. Si el RTT es sub estimado (i.e. $RTO(k) < RTT(k)$) se ocasionará retransmisiones innecesarias; mientras que si es sobre estimado (i.e. $RTO(k) > RTT(k)$) la conexión tendrá que esperar mucho tiempo para detectar una posible pérdida de paquete. Las patologías en la estimación del RTT se presentan en la Figura 33.



El estimador de $RTO(k)$ puede expresarse de la forma:

$$RTO(k)_{ideal}^* = RTT(k) + \varepsilon \quad (57)$$

Donde $\varepsilon \in \mathbb{R}^+$, $\varepsilon \rightarrow 0$, $RTT(k)$ corresponde a la tiempo de viaje ida y vuelta de un paquete entre 2 puntos y $RTO_{ideal}^*(k)$ es la estimación de $RTT(k)$. El valor de ε esta asociado a la exactitud de cada algoritmo de estimación. En este capítulo se presentan los estimadores reportados en la literatura: Jacobson, Chebyshev y el estimador de medianas ponderadas; además se proponen 2 estimadores de $RTO^*(k)$ basados en el modelado de Cauchy y alpha-estable, por último se realiza una comparación de los entre los estimadores propuestos y los de la literatura.

6.1 ESTIMACIÓN DEL RTO CON EL MÉTODO DE JACOBSON

El tiempo transcurrido entre el envío de un paquete con un cierto número de secuencia y la recepción del acuse de recibo correspondiente a ese paquete se llama tiempo de ida y vuelta $RTT(k)$ (Round Trip Time). En el caso del estimador de Jacobson [99] el cálculo del RTO (Retransmission Time Out) que es la predicción del RTT se lleva acabo de la siguiente forma:

$$RTO_{Jacobson}^*(k) = SRTT(k) + 4DAM(k) \quad (58)$$

Donde: $SRTT(k)$ y $DAM(k)$ están asociadas un sistema auto regresivo AR (Auto-Regressive) del $RTT(k)$ y de la desviación absoluta respectivamente ver ecuaciones (59) y (60).

$$DAM(k) = c_1 DAM(k-1) + (1-c_1)|SRTT(k-1) - RTT(k-1)| \quad (59)$$

$$SRTT(k) = c_2 SRTT(k-1) + (1-c_2)RTT(k-1) \quad (60)$$

c_1 y c_2 son constantes definidas por su autor[99]. Se puede observar por las ecuaciones (58), (59) y (60) que la estimación del RTO es un proceso tipo: media móvil (MA Moving Average). Vale la pena notar que los procesos MA no estiman correctamente los procesos de cola pesada como lo muestra Gonzales Arce [55].

6.2 ESTIMACIÓN DEL RTO MEDIANTE FILTROS DE MEDIANAS PONDERADAS

Los filtros de mediana ponderada surgen como una solución para entornos Gaussianos y entornos de cola pesada. En el algoritmo propuesto de medianas ponderadas [55] el RTT

obtenido se basa en: N medianas ponderada de $RTT(k)$ y M valores de $RTO(k)$. El estimador de medianas ponderadas tiene la forma:

$$RTO_{WM}^*(k) = \lambda \widehat{RTT}(k-1) \quad (61)$$

Donde: el factor de escala (λ) es definido como $\lambda = 1 + \mu\zeta(k-1)$, $\mu = 4.5$ es una constante, $\widehat{RTT}(k)$ es la mediana del RTT y $\zeta(k-1)$ la desviación absoluta promedio normalizada del $RTT(k-1)$ que está dada por:

$$\zeta(k-1) = \frac{E\{|RTT(k-1) - E\{RTT(k-1)\}|\}}{E\{RTT(k-1)\}} \quad (62)$$

Por último, la expresión que define a $\widehat{RTT}(k)$ es:

$$\widehat{RTT}(k) = \text{MEDIAN}(A_1 \widehat{RTT}(k-1), \dots, A_N \widehat{RTT}(k-1-N), B_1 RTT(k-1), \dots, B_M RTT(k-1-M)) \quad (63)$$

Donde: N es el número de estimaciones de \widehat{RTT} consideradas, M es el número de valores almacenados de RTT y A_i y B_j son los pesos para calcular la mediana (66). Simulaciones reportadas en [55] sugieren que si $N=1$ y $M=5$ es suficiente para capturar la información de valores de RTT anteriores. El valor de los pesos está dado por una función exponencial para enfatizar la importancia de las muestras con demora pequeña. Los pesos son expresados de la siguiente manera.

$$\begin{aligned} A_i &= \beta \\ B_j &= \alpha^{j-1} \end{aligned} \quad (64)$$

Para $j=1, \dots, M$ e $i=1, \dots, N$, donde $0 < \alpha < 1$ y $\beta > 0$. Los coeficientes α y β pueden ser ajustados sabiendo que al incrementar el valor de β se proporciona más información sobre el pasado del RTT medido. Si se incrementa el valor de α se proporciona más información del RTT estimado. En el artículo [55] se recomienda $\alpha = \frac{7}{8}$ y $\beta = \frac{1}{2}$

La Figura 35 muestra la estimación del RTO por los algoritmos de Jacobson y el obtenido con los filtros de mediana ponderada. Se puede observar que el algoritmo de estimación por medianas ponderadas reacciona de manera más rápida que el de Jacobson ante la presencia de “spikes” en el RTT.

Comparación del RTO estimado por Jacobson y Medianas Ponderadas

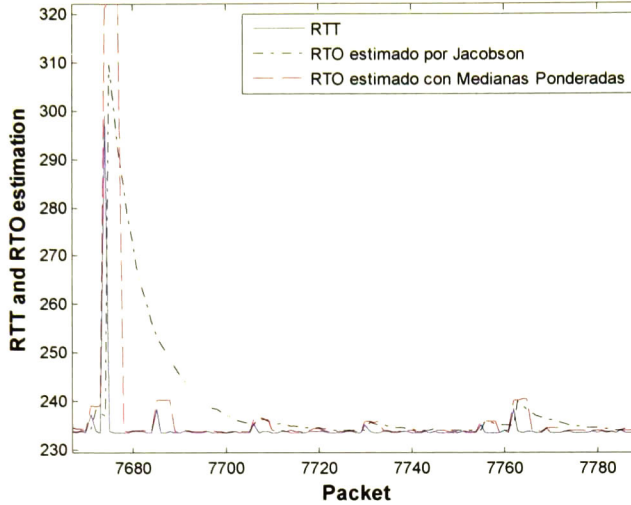


Figura 35. Comparación de estimaciones de RTO

6.3 ESTIMACIÓN DEL RTO BASADO EN LA DESIGUALDAD DE CHEBYSHEV

Li y Mills en el 2001 proponen un algoritmo para estimar los retardos $RTT(k)$ [58][59] basado en la desigualdad de Chebyshev. Previo al algoritmo modelaron el jitter mediante la estructura de varianza. La predicción de los límites de variación del jitter se basa en 2 principios: el cálculo de la estructura de varianza y la desigualdad de Chebyshev.

En el trabajo realizado por Mills y Li se muestra que la principal causa del jitter son los encolamientos que sufren los paquetes durante su trayectoria. Si aplicamos la estructura de varianza a las mediciones de RTT observaremos dos partes: una plana (paquetes no correlacionados) y una recta con cierta inclinación (detalles en sección 3.8). El RTO para el paquete k está en función de la estructura de varianza y el RTT previo, la estimación del RTO está dada por la siguiente ecuación

$$RTO_{Chebyshev}^*(k) = RTT(k-1) + k\sigma \tag{65}$$

Donde $k=3$ es una constante y σ es la varianza del jitter. El estimador propuesto en la ecuación (67) está basado en la desigualdad de Chebyshev como lo muestra la siguiente expresión:

$$P(|J(k)| \leq k\sigma) \leq \frac{\sigma^2}{(k\sigma)^2} \tag{66}$$

Recordando que el jitter se define como $J(k) = D(k) - D(k-1)$ tenemos que la probabilidad de que $D(k)$ este dentro de $[D(k) - k\sigma, D(k) + k\sigma]$ dado por la siguiente expresión

$$P(D(k-1) - k\sigma < D(k) < D(k-1) + k\sigma) \geq 1 - \frac{1}{k^2} \quad (67)$$

Inicialmente los autores proponen una $k = 3$, con esto se aseguran que el error estadístico (68) es menor que el 11%. La comparación entre el RTO estimado por Jacobson se presenta en la figura 37.

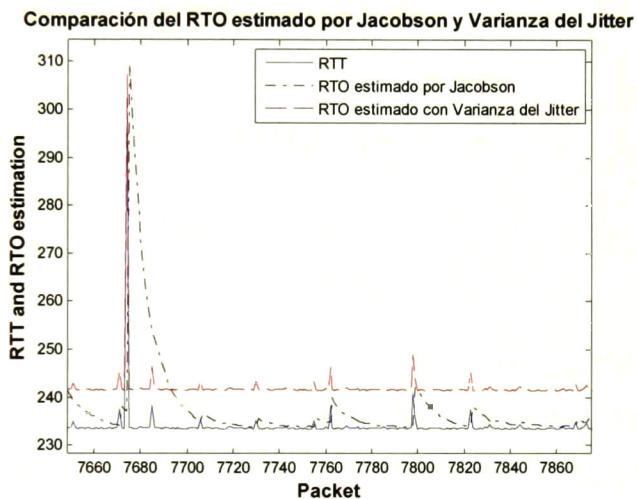


Figura 36. Comparación de estimaciones de RTO

Uno de los puntos débiles de este trabajo es que el algoritmo no está diseñado para aplicarse en tiempo real como lo menciona Arce en [54] debido a que necesita conocerse a priori la varianza del jitter de la ruta del enlace.

6.4 ESTIMADOR DE RTO PROPUESTO BASADO EN EL MODELADO CAUCHY Y ALPHA-ESTABLE

Se ha mostrado que el jitter en redes IP puede ser modelado con la distribución de Cauchy en algunos casos y de forma general con las distribuciones alpha-estables[56][57]. A diferencia de los modelos propuestos en la literatura los modelos de cola pesada capturan el comportamiento de alta variabilidad del jitter, esto nos motiva a proponer un estimador de RTT basado en el modelo de Cauchy y alpha-estable.

6.4.1 ESTIMACIÓN DEL RTO BASADO EN LA DISTRIBUCIÓN CAUCHY

De acuerdo con los resultados obtenidos en el capítulo 5 donde se muestra que las distribuciones alpha-estables modelan mejor el jitter que otras distribuciones y en caso particular de $\alpha=1$ puede emplearse la distribución de Cauchy, en esta sección se desarrollará un estimador de RTO basado en la distribución de Cauchy. El modelo de Cauchy está dado por la siguiente expresión.

$$P(|J(k)| \leq x) = \frac{2 \arctan(x/\gamma)}{\pi} \quad (68)$$

Donde: $J(k)$ es el jitter del paquete k y γ es el parámetro de dispersión de la distribución de Cauchy. Sustituyendo (18) en (70) y calculando la probabilidad de que $|J(k)|$ esté dentro de un intervalo $[-a\gamma, a\gamma]$ se obtiene la siguiente expresión:

$$P(RTT(k-1) - a\gamma \leq RTT(k) \leq RTT(k-1) + a\gamma) = \frac{2 \arctan(a)}{\pi} \quad (69)$$

$$P(RTT(k) > RTT(k-1) + a\gamma) \leq 1 - \frac{2 \arctan(a)}{\pi}$$

La ecuación (71) establece una cota para el estimador $RTO_{Cauchy}^* = RTT(k-1) - a\gamma$ y relaciona el valor del RTT del paquete k y del paquete $k-1$. Inicialmente, $a=3$ para asegurar que el 80% de los paquetes de $RTT(k)$ estarán dentro del estimador $RTO_{Cauchy}^*(k)$. El predictor basado en Cauchy de la siguiente forma:

$$RTO_{Cauchy}^*(k) = RTT(k-1) - a\gamma \quad (70)$$

La dispersión del jitter (γ) se calculó con el uso del estimador de McCulloch propuesto en [33][45], que permite calcular los parámetros de la distribución de Cauchy en tiempo real. La estimación se presenta en la siguiente ecuación.

$$\hat{\gamma}(k) = \frac{\sqrt{(j(k) - j(k-1))(j(k-1) - j(k-2))(j(k-2) - j(k-3))(j(k) - j(k-3))}}{j(k) - j(k-1) + j(k-2) - j(k-3)} \quad (71)$$

Donde: $j(k)$ es el jitter del paquete k y $\hat{\gamma}(k)$ es la dispersión estimada de las últimas 4 muestras. Con el objetivo incluir información de dispersiones de jitter previas se calcula el promedio de las gammas estimadas [44], quedando como la siguiente expresión.

$$E\{\hat{\gamma}(k)\} = \frac{\hat{\gamma}(k) + kE(\hat{\gamma}(k-1))}{k+1} \quad (72)$$

Para evaluar la precisión del estimador se genera una traza con distribución de Cauchy estándar $Cauchy(0, 1)$, Los valores de $a = 1, 2, \dots, 8$. La $P(|J| \leq a\gamma)$ se muestra en la figura 38.

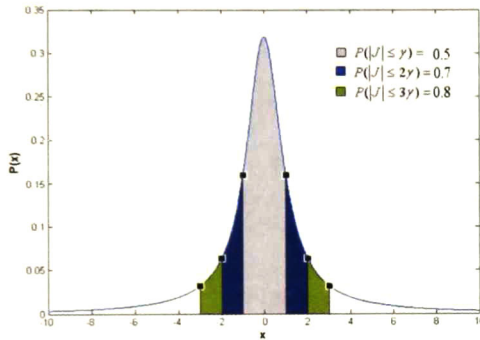


TABLE 1
PROBABILITY OF $X = \gamma$
AND DIFFERENTS VALUES OF
 a

$a\gamma$	$P(X \leq a\gamma)$
γ	0.5
2γ	0.7048
3γ	0.79
4γ	0.84
5γ	0.87
6γ	0.89
7γ	0.90
8γ	0.92

Figura 37. Ilustración de la distribución de Cauchy $p(|J| \leq a\gamma)$ con $a=1, 2, \dots, 8$

Finalmente, la estimación del RTO práctica se expresa de la siguiente forma

$$RTO_{Cauchy}^*(k) = RTT(k-1) + aE(\hat{\gamma}(k)) \quad (73)$$

Donde el valor a determina $P(J \leq a\gamma)$. Existe un compromiso para el valor de a ya que como se mencionó anteriormente; si el $RTO < RTT$ provocará retransmisiones innecesarias por el contrario si $RTO \gg RTT$ responderá en forma lenta a las pérdidas de paquetes. Para fines comparativos con el estimador de Chebyshev inicialmente $a=6$. En la siguiente figura se muestra la comparación del RTO estimado por el algoritmo de Jacobson y el RTO estimado basado en la distribución de Cauchy.

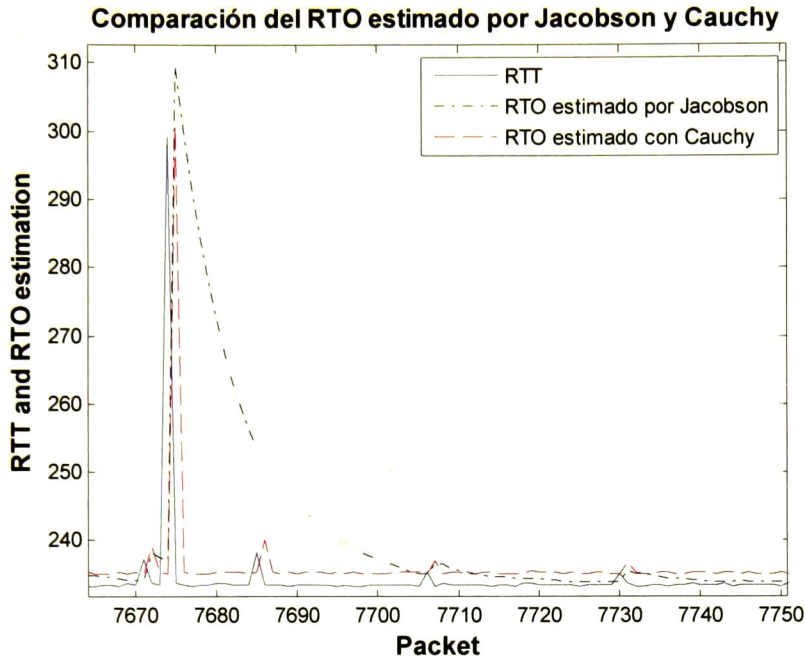


Figura 38. Comparación de estimadores de RTO

6.4.2 ESTIMACIÓN PROPUESTO DE RTO BASADO EN DISTRIBUCIONES ALPHA-ESTABLES

En la sección anterior se presentó la estimación del RTO basada en la distribución de Cauchy. Como se mencionó la distribución de Cauchy es un caso particular de las distribuciones alpha-estables que se presenta cuando el índice de estabilidad $\alpha = 1$, $\beta = 0$ y $\mu = 0$, la distribución es simétrica, centrada en el origen con parámetro de dispersión γ .

$S_1(0, \gamma, 0), P(X \leq x) = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arctan\left(\frac{x}{\gamma}\right)$. donde β es el índice de asimetría y μ el parámetro de localización.

Con el fin de complementar el predictor de Cauchy se presenta la generalización con un estimador de RTO alpha-estable para los casos donde $\alpha \neq 1$. Similar al criterio establecido en la ecuación (71) y considerando la aproximación de la función de probabilidad presentada en [104], se muestra el planteamiento para el estimador de RTT basado en modelo alpha-estable. La expresión es obtenida mediante utilizando el desarrollo de la función exponencial mediante

la serie de Taylor: $e^x = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{x^n}{n!}$. Haciendo un procedimiento algebraico se llega a la siguiente expresión [104]

$$P(|D(k) - D(k-1)| > RTT_{Max}) = \frac{2}{\pi RTT_{Max}} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\Gamma(\varphi(n\alpha) + 1) RTT_{Max}^{-n\alpha}}{n! \gamma^{-n\alpha}} \sin\left(\frac{-n\pi\alpha}{2}\right) \quad (74)$$

Donde: $\varphi(\alpha, k) = \begin{cases} \alpha k, & \text{for } 0 < \alpha < 1 \\ \frac{k}{\alpha}, & \text{for } 1 < \alpha < 2 \end{cases}$

Γ es la función gamma

γ es el parámetro estimado de la dispersión

α es el parámetro estimado del índice de estabilidad

RTT_{Max} es una umbral superior para el RTT

La Figura 39 se presenta la aproximación de la función de densidad de una distribución Alpha-estable basada en el método de transformada inversa de Fourier con $n=1$.

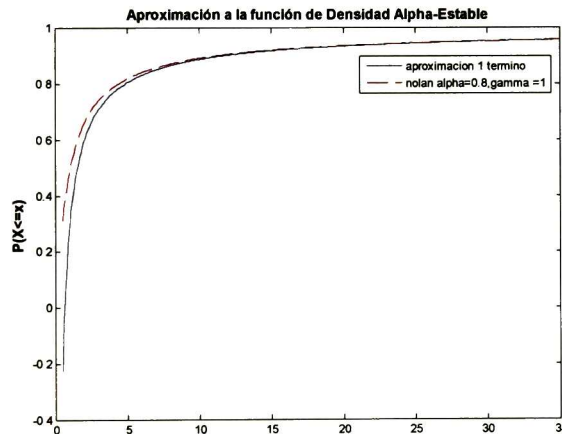


Figura 39. Aproximación de la función de densidad alpha-estable por el método de transformada inversa de Fourier

Considerando $n = 1$ la ecuación (75) queda expresada de la siguiente forma

$$P(D(k) > D(k-1) + RTT_{Max}) \leq 1 - \frac{RTT_{Max}^{-(\alpha+1)} 2\Gamma(\varphi(\alpha) + 1) \sin\left(\frac{-\pi\alpha}{2}\right)}{\pi\gamma^{-\alpha}} \quad (75)$$

Resolviendo RTT_{Max} para la ecuación y considerando el primer término en la ecuación (76) se puede obtener el valor de RTT_{Max} de la siguiente forma:

$$RTT_{Max} = \left(\frac{\pi\gamma^{-\alpha} P(|J| > RTT_{Max})}{2\Gamma(\varphi(\alpha + 1)) \sin\left(\frac{-\alpha\pi}{2}\right)} \right)^{\frac{1}{\alpha+1}} \quad (76)$$

La ecuación (77) depende de los parámetros α, γ y la $P(|J| > RTT_{Max})$. El algoritmo propuesto almacena un vector de tamaño N para calcular los parámetros α y γ (detalles en la sección 6.4.3), posteriormente dependiendo del porcentaje de datos que se pretenda cubrir se propone una $P(|J| > RTT_{Max})$. Así el RTO del paquete k -ésimo queda expresado por

$$RTO_{\alpha-stable}^*(k) = RTT(k-1) + \left(\frac{\pi\gamma^{-\alpha} P(|J| > RTT_{Max})}{2\Gamma(\varphi(k\alpha + 1)) \sin\left(\frac{-\alpha\pi}{2}\right)} \right)^{\frac{1}{\alpha+1}} \quad (77)$$

En la siguiente se muestra la estimación del RTO a una traza del SET G (ver sección 4.1 y 5.5) por los métodos de Jacobson y utilizando la distribución Alpha-Estable utilizando una $P=0.89$, y los valores estimados de $\alpha = 0.95$ y $\gamma = 0.1054$; los parámetros estimados dependen de las características del RTT, $P=0.89$ se utiliza con fines comparativos considerando que Chebyshev utiliza una probabilidad similar.

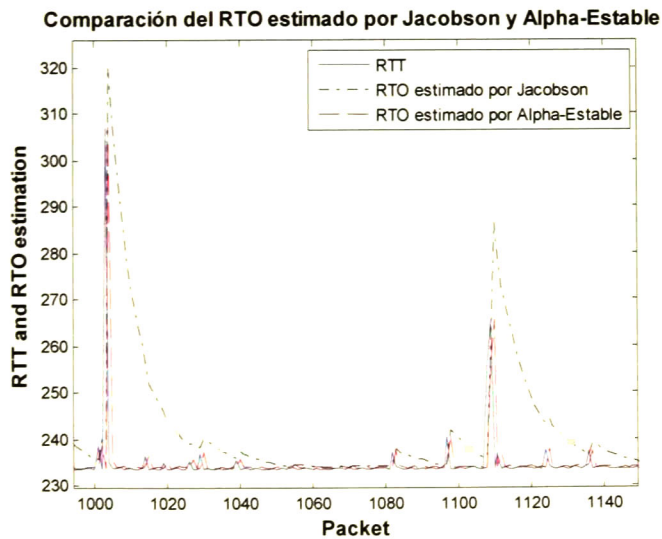


Figura 40. Estimación del RTO para el SET G

6.4.3 ESTIMADOR DE ÍNDICE ESTABILIDAD Y DISPERSIÓN DE MCCULLOCH

Utilizando el estimador de McCulloch que propuesto en [45] se estima el índice de estabilidad y la dispersión. Este estimador está basado en cuantiles.

Sea $X_i, i = 1, 2, \dots, N$, muestras de una de una distribución alpha-estable en orden ascendente y X_p el correspondiente Quantil.

Se define V_α como

$$V_\alpha = \frac{X_{.95} - X_{.05}}{X_{.75} - X_{.25}} \quad (78)$$

El valor de V_α es la función decreciente de α , utilizando unas tablas derivadas por DuMouchel's[45], se infiere el valor de α

Ahora definiendo V_β como

$$V_\beta = \frac{X_{.95} + X_{.05} - 2X_{.5}}{X_{.95} - X_{.05}} \quad (79)$$

De igual manera el valor de V_β es utilizado en las tablas de DuMouchel's para inferir el valor de γ En la siguiente figura se presenta la estimación de alpha y gamma por el método de McCulloch, las razones principales para emplear este estimador de parámetros alpha-estables son:

1. *El algoritmo de estimación no es complejo y no requiere de un gran número de operaciones. Por lo que es una opción viable para su implementación.*
2. *La convergencia del estimador es rápida, con un número pequeño de muestras ya se tiene una estimación cercana al valor real de alpha y gamma.*

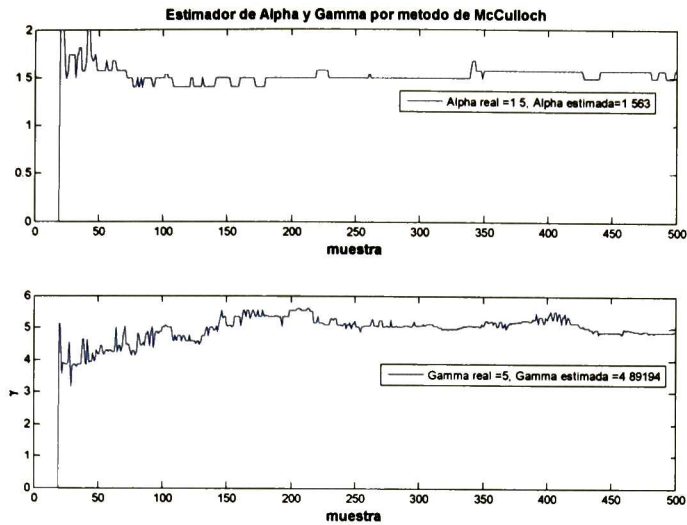


Figura 41. Estimación de Alpha y Gamma de una traza alpha estable generada con el software de Nolan por el método de McCulloch

6.4.4 PLANTEAMIENTO DE UN ESTIMADOR BASADO EN LA COTA DE CHERNOFF

Existen 3 cotas probabilísticas basadas en los momentos estadísticos de una variable aleatoria: la cota de Markov asociada al valor medio, la cota de Chebyshev que como se ha mostrado está relacionada a la varianza y por último la cota de Chernoff que depende de la función generadora de momentos (FGM).

A diferencia de los otros estimadores propuestos el estimador de RTO mediante Chernoff requiere del conocimiento de la distribución de la demora, esta es la razón por la cual se obtienen mejores resultados con esta cota y nos motiva a desarrollarla en este trabajo.

Se ha mostrado en trabajos publicados que el retardo puede ser modelado con las distribuciones alpha-estables como se ha mencionado anteriormente. Samorotnisky et al. [31] obtienen la función generadora de momentos para variables aleatorias positivas y totalmente sesgadas a la derecha ($\beta=1$) la siguiente ecuación nos muestra la FGM para una variable aleatoria $RTT \sim S_{\alpha}(1, \gamma, 0)$

$$Ee^{-sRTT(k)} = \exp\left\{-\frac{(\gamma s)^{\alpha}}{\cos(\pi\alpha/2)}\right\}, \alpha \neq 1 \tag{80}$$

$$Ee^{-sRTT(k)} = \exp\left\{-\frac{2\gamma s}{\pi} \ln(s)\right\}, \alpha = 1$$

Nuestro estimador de Chernoff estará centrado sobre un delay parámetro constante asociado μ , para simplificar las expresiones algebraicas se puede normalizar el delay $\mu = 0$ quedando la cota de Chernoff para el caso de la demora alpha-estable como:

$$P(RTT_{\mu=0} > RTT_{\mu=0}^{thre}) \leq \min_s \left\{ e^{-sRTT_{\mu=0}^{thre}} Ee^{-sRTT_{\mu=0}^{thre}} \right\} \quad (81)$$

El estimador basado en la cota de Chernoff es una propuesta que continúa en desarrollo, en esta tesis se plantea únicamente el predictor.

6.5 COMPARACIÓN EN DESEMPEÑO DE LOS ESTIMADORES

Una vez encontrado de forma analítica los estimadores resulta necesario establecer los criterios para comparar sus desempeños. Los criterios a evaluar en este trabajo son: Error medio cuadrático (MSE), datos enviados por unidad de tiempo (BTC Bulk Transfer Capacity), pérdida de paquetes y tiempo de ejecución del algoritmo. La Tabla 6 presenta los resultados para cada uno de los estimadores

Algorithm	Mean BTC (Bytes/sec)	Mean PLR(%)	Number of Retransmissions	Average Execution Time (µs)	Mean Square Error (MSE)
Jacobson	15373	3.043	225	1.6627	23.2322
WM	15466	2.248	165	7.4659	24.5810
Jitter Var.	15441	2.161	155	1.9795	65.2300
Cauchy	15554	2.655	199	2.7960	5.8334
Alpha-Stable	15818	2.525	189	2.5172	5.5821
Average	15530.4	2.5264	186.6	3.28426	24.8917

Tabla 6. Comparación cuantitativa de los estimadores

En la Tabla 6 se puede observar que el estimador basado en el modelo alpha-estable presentó un menor MSE entre $RTO_{\alpha\text{-estable}}^*(k)$ y $RTT(k)$ que el resto de los estimadores. Además, se observa que el estimador de Jacobson fue el más rápido en su ejecución, sin embargo presentó mayor número de retransmisiones que el resto. La simulación de todos los algoritmos fue desarrollada en una computadora con las siguientes características: OS- Fedora 8, procesador Athlon 3 Ghz, RAM 2 Gb.

Una forma adicional que muestra el desempeño de un estimador de RTT es tasa de transmisión BTC (Bulk Transfer Capacity). La Figura 42 muestra compara el BTC para los diferentes estimadores.

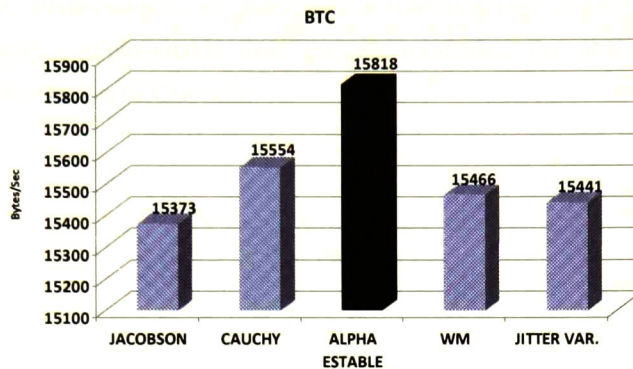


Figura 42. Comparación de BTC

En la comparación de la figura 42 (BTC) se puede observar que el estimador que tuvo una mayor tasa de transferencia fue el estimador alpha-estable seguido por el estimador de Cauchy. Es de notar que el estimador alpha estable presentó el mejor MSE respecto al RTT real, esto provoca de acuerdo a la figura 34 que tenga el mejor BTC como se muestra en la figura 42. Por último, en la Figura 43 se comparan dos factores negativos importantes para el desempeño de una transmisión orientada a la conexión: pérdida de paquetes y número de retransmisiones innecesarias.

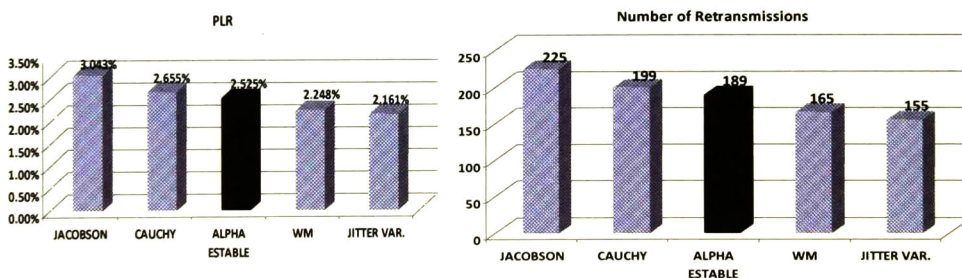


Figura 43. Comparación de pérdida de paquetes y número de retransmisiones

Se puede observar en la Figura 43 que el estimador con mayor pérdida de paquetes y número de retransmisiones fue Jacobson; también, se observa que el estimador que pierde menos paquetes y produce menor número de retransmisiones es Chebyshev. Los estimadores propuestos de alpha-estable y Cauchy no pierden tantos paquetes ni generan retransmisiones innecesarias como el estimador de Jacobson que actualmente es el más utilizado.

En este capítulo se presentaron los estimadores de RTO propuestos en la literatura: Jacobson, Chebyshev y Medianas ponderadas. Además, se proponen 2 estimadores motivados en el modelado del capítulo 5, uno asociado a la distribución de Cauchy y otro relacionado con las distribuciones alpha-estables. Se muestra que el estimadores de RTO basados en la distribución Cauchy y alpha-estable tiene mejores resultados. Por último se plantea un estimador que utiliza la cota de Chernoff.

7 CONCLUSIONES

En esta tesis, partiendo de las definiciones de jitter así como la aplicación de cada una, se presenta un panorama general del estado del arte del jitter en Internet y un análisis crítico. La deficiencia del modelo de jitter basado en la distribución de Laplace es que no representa bien el comportamiento de la cola del jitter. La existencia de literatura sobre modelado de jitter es pobre y que los modelos existentes (Estructura de varianza y distribución Laplaciana) no capturan la gran variabilidad del jitter.

Se presentó la necesidad de conocer el impacto del jitter y en particular sus efectos negativos en: las aplicaciones de multimedia, el diseño de buffer y la estimación del RTO en TCP.

Se han descrito una metodología de las mediciones de retardo en las cuales se basan las conclusiones y resultados de la tesis. Más de 50 millones de mediciones han sido capturadas, de las cuales se han analizado aproximadamente 30 millones. Además, para las conclusiones de esta tesis se han analizado trazas otro laboratorio de mediciones (Win Labor en Alemania), el cual registra retaros en toda Europa.

Múltiples estudios han mostrado que el tráfico en redes LAN presenta comportamientos de largo rango de dependencia (LRD), el tráfico LRD está asociado a demoras tipo cola pesada (heavy tail) en los encolamientos de los router. Las mediciones analizadas mostraron que el jitter presenta distribuciones tipo cola pesada, sin embargo, los modelos propuestos no contemplan este tipo de comportamientos, lo que resultó en una buena motivación para esta tesis.

Analizando las mediciones con los modelos de Laplace y t-Student propuestos en la literatura con las herramientas estadísticas: distancia de Kullback-Leiber, P-P plot y coeficiente de correlación como criterios de bondad de ajuste, se encontró que el modelo alpha-estable mostró un mejor ajuste.

Los parámetros significativos para el modelado del jitter con distribuciones alpha-estables son α y γ . El parámetro α está asociado con los valores grandes del jitter, mientras que, γ se relaciona con su dispersión. El parámetro α no presentó un patrón bien definido asociado al tiempo y al índice del hop, por el contrario se observó una relación entre el parámetro γ , el tráfico local y el índice del nodo.

La mayor contribución de esta tesis es la ley de acumulación del jitter, la cual bajo determinadas suposiciones puede formularse de la manera siguiente: si el jitter es alpha-estable $J_i \sim S_\alpha(0, \Gamma_i, 0)$, el valor de alpha es constante en toda la ruta $\alpha_i = \alpha_j, i \neq j$ y la dispersión

CONCLUSIONES

entre nodos consecutivos puede estimarse con $E\{\gamma_i\}$, entonces la dispersión está dada por $\Gamma_i = cE\{\gamma_i\}N^{1/E(\alpha)}$, esta relación fue validada mediante mediciones y simulaciones.

Con la ley de acumulación del jitter se obtuvo una expresión analítica para el jitter-QoS en función del índice del nodo. Se observó que el modelo alpha-estable tiene una mayor precisión que el modelo simplificado de Cauchy, sin embargo se mostró que cuando $\alpha \in (0.8, 1.2)$ el modelado del jitter con la distribución de Cauchy tiene una expresión matemática más sencilla. Cada aplicación multimedia tiene sus requerimientos de jitter, en este trabajo se propone una caracterización del jitter en términos de α y γ . Finalmente, se proponen algoritmos basados en el modelado del jitter: Cauchy y alpha-estable; se plantea un estimador basado en la cota de Chernoff, se observa que el estimador basado en el modelo alpha-estable supera en transferencia de información a los propuestos en la literatura.

7.1 TRABAJO FUTURO

Como trabajo futuro se sugiere un análisis frecuencial del jitter en Internet así como su relación en tiempo e índice de nodo. Como el número de nodos que dan servicio en Internet se va incrementando en el tiempo sugiere continuar con el análisis de la evolución del jitter en la red mundial, se estima que el modelo propuesto tendrá mayor precisión con mayor número de nodos. Se sugiere la ley de acumulación en el caso cuando $\alpha < 1$ para un escenario no homogéneo. En el capítulo 6 se plantea un estimador basado en la cota de Chernoff, su implementación y comparación con los existentes en la literatura.

7.2 PUBLICACIONES GENERADAS

D. Muñoz-Rodríguez, S. V. Reyes, C. V. Rosales, M. Angulo B; D. Torres-Román and L. Rizo; Heavy "Tailed Network Delay: An Alpha-Stable" Computación y sistemas; Vol 10 2006 pp 16-29.

L. Rizo, D. Torres, J. Dehesa, D. Muñoz; "Cauchy Distribution for Jitter in IP Networks" 18th International Conference on Electronics, Communications and Computers, CONIELECOMP08, pp. 35-40 2008.

L. Rizo-Domínguez, D. Torres-Roman, D. Muñoz-Rodríguez and C. Vargas-Rosales; "Jitter in IP: A Cauchy Approach", IEEE Communication Letters, Vol14, pp:190-192, February 2010.

8 ANEXOS

8.1 RESUMEN DETALLADO

8.1.1 DEL ESTADO DEL ARTE

Jitter en TCP

1. Hasta el momento se utiliza la estructura de varianza para el modelado del jitter (desigualdad de Chebyshev's).

$$P\{|J| > J_{bound}\} \leq \frac{C_j^2(\tau)}{J_{bound}^2} \text{ Donde: } C(\tau) \text{ es la estructura de varianza (varianza) evaluado}$$

en τ , $\tau = t_n - t_{n-1}$ y t_n es el tiempo de salida del paquete n

- a. El Algoritmo para predecir los rangos del jitter es:

$RTTB_n = X(t_{n-1}) + k_d C_2(t_n - t_{n-1})$ Donde: $RTTB_n$ es la predicción del RTT y k_d es el factor que multiplica a la varianza $C_2(t_n - t_{n-1})$. Para el caso Normal, cuando $k_d = 3$ se consideran el 99.73 % de los datos; sin embargo, en el trabajo de Mills [59] se muestra la posibilidad de comportamiento de cola pesada en el RTT, por lo que $k_d = 4$.

Las ecuaciones mostradas en este punto son válidas bajo las siguientes premisas: el jitter es estacionario, el tráfico de fondo es no correlacionado y la varianza del jitter es finita.

8.1.2 JITTER MODELADO EN FUNCIÓN DEL TRÁFICO DE FONDO

2. Fulton y Li en [13] 1998 encontraron analíticamente las estadísticas de primer y segundo orden para el jitter en redes ATM.
3. Hasta el momento el jitter es modelado en dos casos:
 - a. Jitter correlacionado (tiempo entre paquetes es menor al periodo de ocupación en la cola en los routers) modelado como FBM[59].
 - b. Jitter no correlacionado, (tiempo entre paquetes es mayor al periodo de ocupación en la cola)
 - i. modelado con la distribución de Laplace[26].
 - ii. modelo analítico basado en tráfico de fondo tipo Bernoulli[61].

8.1.3 TRABAJOS RELACIONADOS DIRECTA/INDIRECTA

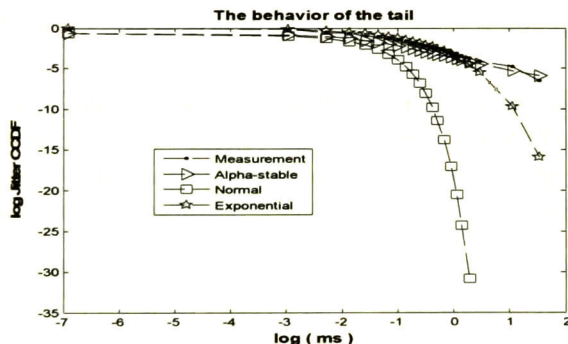
4. Si los tiempos de interarribo de los paquetes presentan LRD en un sistema de encolamiento G/M/1 entonces los tiempos de espera en la cola tienen distribución de cola pesada[94].

8.1.4 TRABAJOS DE QOS PARA RTT/JITTER

5. Muñoz y colaboradores en el 2006 [23] calculan para cierto número de hops el tiempo de procesamiento en los nodos de la ruta, el cálculo es basado en los parámetros alpha-estables.

8.1.5 SOBRE EL TRABAJO REALIZADO PARA LAS MEDICIONES:

6. Motivación de esta tesis es:
 - a. Que el grupo de mediciones SLAC de la Universidad de Stanford presenta comportamientos de cola pesada para OWD/RTT.
 - b. En el análisis de las mediciones realizadas en nuestro laboratorio presentaron comportamientos diferentes a los modelos propuestos [57][56].
 - c. Se comenta en el trabajo de Li la posible existencia de cola pesada en el jitter, sin embargo, no ha sido modelado como tal.
 - d. En la literatura existen pocos modelos de jitter.



7. Para fines de la tesis presentada se escribieron scripts en C (ICMP) y Perl (UDP e ICMP) para medir el jitter en redes IP.
8. Se configuró un servidor Web con todas las mediciones para ser accedidas fácilmente. Se utiliza un software para su administración y accesos
9. Un registro de más de 4 millones de paquetes ICMP y 30 millones de paquetes UDP es accesible por Internet en <http://148.247.21.152/laboratorio.php>

10. La mediciones realizadas sobre ICMP tiene las siguientes características:
- Tiempo de envío entre paquetes fue de 10 ms +/- 1 micro-segundo. (controlado por la rutina ualarm de Linux)
 - Envío de paquetes al hop 1, hop 2...hop N.
 - De acuerdo con las mediciones de MRTG los días con mayor tráfico son los lunes y los de menor son los domingos. Lo anterior, guió el trabajo a medir específicamente en ambos escenarios.
 - Las conclusiones se basan en 4 millones de paquetes capturados en un periodo de una semana. Los destinos fueron: Argentina, Australia, Japón y Francia.
11. Los paquetes enviados sobre UDP para medir el retardo tienen las siguientes características:
- Tiempo de envío entre paquetes varía entre 8-16ms dependiendo de la velocidad del servidor que lo envía.
 - Los destinos son: UdG, Tec Mty, Erlangen, UAN, Instituto de ciencias y Cinv México.
 - Se utilizan los puertos UDP: 50,000-50,020.
 - Los servidores son sincronizados vía NTP.
 - Se han analizado 300-400 mil paquetes.

8.1.6 CONTRIBUCIONES

12. Se modeló el jitter con distribuciones de cola pesada (alpha-estables). Como criterios de ajuste se utilizaron: la distancia de Kullback-Leiber el P-P Plot. Se cuantificó la diferencia entre el modelo de jitter teórico (distribución alpha-estable) y las mediciones con el coeficiente de correlación y error cuadrático medio.
- Distancia de Kullback-Leiber (D) conocida también conocida como entropía relativa es una medida cuantitativa de la similitud entre dos funciones de densidad de probabilidad, esta tien las siguientes propiedades:
 - $D \geq 0$.
 - Si $\{f_{hipotetica}(x) = f_{medida}(x)\} \rightarrow D = 0$
 - Se observe en las mediciones que la distribución alpha-estable presentaba una mayor similitud con las mediciones ($D_{\alpha-stable} < D_{distribuciones_previas}$)

- b. La herramienta P-P Plot mostró cualitativamente que el mejor ajuste de los modelos propuestos resulto ser para las distribuciones alpha-estables. Tanto cualitativamente como cuantitativamente (Distancia de Kullback-Leiber) el modelo propuesto alpha-estable presentó mayor similitud con las mediciones.
 - c. Cuantitativamente el modelo propuesto alpha-estable tuvo el menor RMS y el mayor coeficiente de correlación fue mayor al 98%.
 - d. Para las mediciones realizadas se obtuvo que las distribuciones alpha-estables tienen un ajuste mejor que la distribución de Laplace y t-Student. El modelo alpha-estable captura bien el comportamiento de cola pesada del jitter.
13. La calidad de servicio (QoS) es un conjunto de métricas, de las cuales una de las más importantes es el jitter. En este trabajo se entiende como jitter-QoS a $P(|jitter| \leq umbral)$, y en el modelo propuesto alpha estable permite determinarla como $P(|jitter| \leq umbral | \alpha, \gamma)$.
14. Del comportamiento de los parámetros se observó que:
- a. Cuando se incrementa el tráfico local se incrementa γ .
 - b. El valor del parámetro α presentó en promedio un valor cercano a la unidad. El valor mínimo de α fue de 0.3, mientras que el máximo fue de 2.
15. Se encontró que para el caso que el jitter sea dependiente entre los nodos, la dispersión crece de la forma $E\{\gamma\}N^{1/\alpha}$.
16. Limitación del modelo: aplica para paquetes demoras entre nodos consecutivos no correlacionados.
17. Dados los comportamientos de cola pesada en el jitter resulta teóricamente impropio manejar los términos de media y varianza para caracterizarlos, por lo que se ha propuesto manejarlo en términos de alpha y gamma.
18. Se modela el comportamiento de la dispersión del jitter a lo largo de la red para el caso: $\alpha_i = \alpha_j, i \neq j$ donde i y j son nodos consecutivos.
19. Como trabajo futuro se propone determinar la relación analítica entre el tráfico y el incremento del parámetro γ

8.2 ANEXO I: RELACION ENTRE LA AUTOSIMILITUD Y LA ESTRUCTURA DE VARIANZA:

Proposición: si $X(t)$ es H -sssi, entonces $C(\tau) = C\tau^H$ donde C es una constante y H el índice de autosimilitud.

$$E[(X(t+\tau) - X(t))^2] = E[(a^{-H} \{X(t+a\tau) - x(t)\}^2)] \quad (86)$$

Tomando la condición inicial que $X(0) = 0$, tenemos que:

$$E[X^2(\tau)] = a^{-2H} E[X^2(a\tau)] \quad (87)$$

Denominaremos $f(\tau) = E[X^2(\tau)]$, por lo que la ecuación de arriba puede escribirse como:

$$f(\tau) = a^{-2H} f(a\tau) \quad (88)$$

Para $\tau = 1$ tenemos que

$$f(1) = a^{-2H} f(a) \quad (89)$$

Despejando $f(a)$, nos queda que:

$$f(a) = a^{2H} f(1) \Rightarrow f(t) = Ct^{2H}; C = f(1), C = E[X^2(1)] \quad (90)$$

Entonces:

$$E[\{X(t+\tau)\}^2] = C\tau^{2H} \quad (91)$$

Proposición: si consideramos que el proceso $x(t)$ es estacionario con media cero y descorrelacionado, entonces, la estructura de varianza tendría la siguiente forma:

$$E[\{X(t+\tau) - X(t)\}^2] = E\{X^2(t+\tau)\} + E\{X^2(t)\} - 2E\{X(t+\tau)x(t)\} \quad (92)$$

Dado que el proceso es estacionario y descorrelacionado tenemos que:

$$E\{X^2(t+\tau)\} \equiv E\{X^2(t)\}, \quad E\{X(t+\tau)x(t)\} = 0 \quad (93)$$

Y por consecuencia de la ecuación (89) nos queda que:

$$E[(X(t+\tau) - X(t))^2] = C\tau^{2H} \quad (94)$$

Definición: $X(t)$ es un proceso de media móvil (MA) de orden q , si:

$$X(t) = Z_t + \theta_1 Z_{t-1} + \theta_2 Z_{t-2} + \dots + \theta_q Z_{t-q} \quad (95)$$

Donde $Z \approx N(0, \sigma^2)$ y $\theta_1, \theta_2 \dots \theta_q$ son constantes.

Calculando la covarianza del proceso $X(t)$ con 3 coeficientes, $q = 2$ se tiene que:

$$\gamma(\tau) = \text{cov}(X_t, X_{t+\tau}) = E\{X_t, X_{t+\tau}\} \quad (96)$$

$$= E\{(Z_t + \theta_1 Z_{t-1} + \theta_2 Z_{t-2})(Z_{t+\tau} + \theta_1 Z_{t+\tau-1} + \theta_2 Z_{t+\tau-2})\} \quad (97)$$

Cuando $\tau = 0$

$$= E\{(Z_t Z_t + \theta_1^2 Z_{t-1} Z_{t-1} + \theta_2^2 Z_{t-2} Z_{t-2})\} = (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2) \sigma^2 \quad (98)$$

Cuando $\tau = 1$

$$= E\{(\theta_1 Z_t Z_{t-1} + \theta_1 \theta_2 Z_{t-1} Z_{t-2})\} = (\theta_1 + \theta_1 \theta_2) \sigma^2 \quad (99)$$

Cuando $\tau = 2$

$$= \theta_2 \sigma^2 \quad (100)$$

Cuando $\tau > 2$ $\gamma(\tau)$ es cero.

De forma general queda que:

$$\gamma(\tau) = \begin{cases} \sigma^2 \sum_{j=0}^{q-|\tau|} \theta_j \theta_{j+|\tau|} & , |\tau| \leq q \\ 0 & , |\tau| > q \end{cases} \quad (101)$$

Ejemplo: Para el proceso $X(t)$, con coeficientes, $\theta_1 = 1, \theta_2 = 1$. Tenemos que la función de covarianza es:

Definición: Una distribución se dice que no tiene memoria si:

$$P(T > t + s | T > t) = P(T > s) \tag{103}$$

Solo existen 2 casos de distribuciones sin memoria: *exponencial* de las continuas y la *geométrica* para el caso discreto. Estas distribuciones son las únicas que cumplen con la solución a la siguiente ecuación funcional:

$$f(t + s) = f(t)f(s) \tag{104}$$

Donde: $f(x) = P[X > x]$. Esta ecuación es un caso particular de la “Ecuación funcional de Cauchy” en cuyo caso la solución única es $f(x) = e^{-kx}$

Ejemplo: suponemos que se está modelado el arribo de paquetes en un red. El arribo mostró una distribución sin memoria, entonces se puede decir que:

$$P(T_{arribo} > 30ms | T > 20ms) = P(T > 10ms) \tag{105}$$

La probabilidad de que sea el tiempo de espera mayor que 30 ms, dado que ya han pasado 20 ms es igual a la probabilidad de que sea mayor a 10 ms.

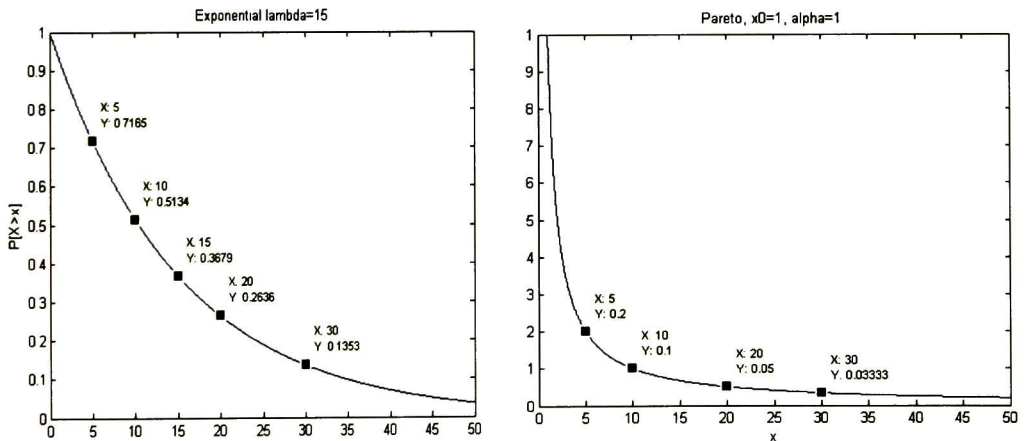


Figura 46. *Izquierda:* distribución exponencial sin memoria; *derecha:* distribución de Pareto con memoria

Entonces:

$$P(T_{arribo} > 10ms)P(T > 20ms) = 0.5134 * 0.2636 = 0.135322 = P(T > 10ms)$$

(106)

Sin embargo, si tratamos de hacer lo mismo con una distribución Pareto, con parámetros fijos tenemos que:

$$P(Tarribo > 10ms)P(T > 20ms) = 0.1 * 0.05 = 0.15 \neq P(T > 10ms) \quad (107)$$

8.5.1 ALGORITMO DE ENVÍO DE PAQUETES:

El programa de medición utiliza paquetes ICMP y UDP para medir OWD y RTT. Para el caso de ICMP, se basa en la herramienta de Mping. Esta herramienta fue desarrollada por UNINETT, la herramienta tiene mayor resolución que PING de UNIX en RTT en mediciones de RTT. Para manejar a MPING se diseño un script, el diagrama de flujo se presenta a continuación:

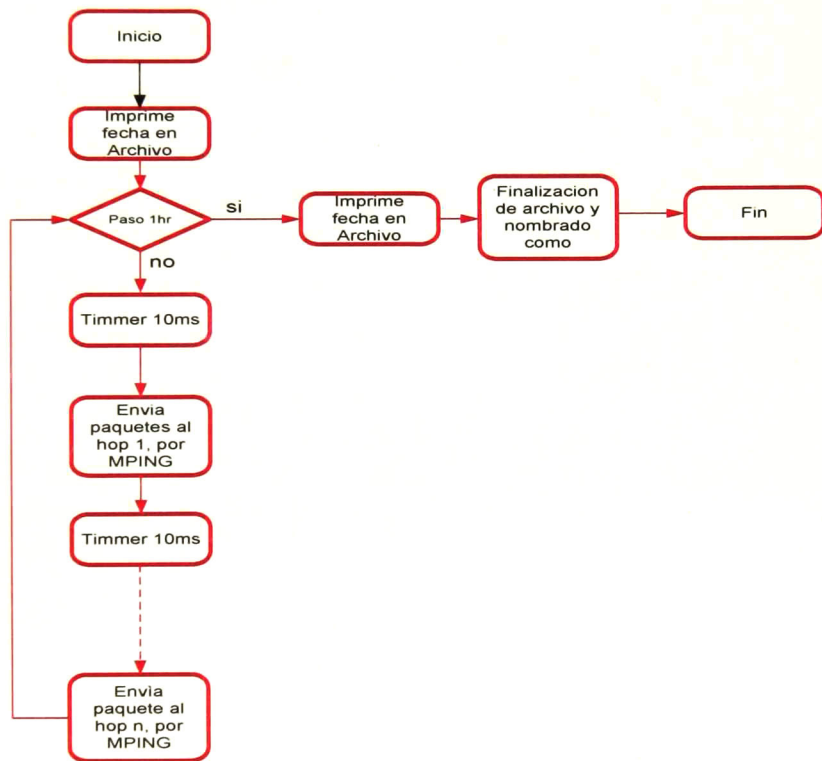


Figura 47. Diagrama de flujo para la medición con protocolo ICMP, basado en MPING.

8.5.2 INSTALACIÓN DEL SOFTWARE DE MEDICIÓN (UDP):

Debido a que la mayoría de las aplicaciones multimedia están desarrolladas sobre UDP, se iniciaron mediciones con paquetes UDP.

Para la instalación del software de medición, el cual se publica en [25] se requiere lo siguiente:

- Sistema X86 o sparc con Linux instalado.
- Programa de desarrollo Perl con las siguientes librerías:
 - a. Switch;
 - b. strict;
 - c. IO::Socket::INET;
 - d. Time::HiRes qw(gettimeofday);
 - e. File::Path qw(mkpath);
- Acceso a puertos UDP 50,000 en adelante.

8.5.3 FORMATO DEL ARCHIVO DE SALIDA (UDP):

```
1 #qos_mi_instance data file /var/www/html/data/cinvmexico_cinv2/2007/3/12/cinvmexico_cinv2_udp_owd_11.dat
2 #data file number X
3 #qos_mi_sender address 148.247.1.11:32772 (Cinvestav Zacatenco)
4 #qos_mi_receiver address : 148.247.21.152:50001 (Titan II)
5 #packet size 66
6 #precedence 0x0
7 #interval length 3600 (s)
8 #packet group size 1000
9 #date & time Mon Mar 12 17:30:02 2007
10
11 #
12 #table columns:
13 #sequence_number:sent_sec:sent_nsec:received_sec:received_nsec:packet_size:time src
14 #send:precision sender:time src recv:precision receiver
15 00000001:1173720669:084198000:1173720669:049050000:61:N:u:N:u
16 00000002:1173720669:104166000:1173720669:067365000:61:N:u:N:u
17 00000003:1173720669:124172000:1173720669:087269000:61:N:u:N:u
18 00000004:1173720669:144198000:1173720669:107402000:61:N:u:N:u
19 00000005:1173720669:166008000:1173720669:129265000:61:N:u:N:u
20 00000006:1173720669:184178000:1173720669:147286000:61:N:u:N:u
21 00000007:1173720669:204195000:1173720669:167524000:61:N:u:N:u
22 00000008:1173720669:224263000:1173720669:187285000:61:N:u:N:u
23 00000009:1173720669:244928000:1173720669:208135000:61:N:u:N:u
24 00000010:1173720669:264173000:1173720669:227434000:61:N:u:N:u
25 00000011:1173720669:284205000:1173720669:247826000:61:N:u:N:u
```

Figura 48. Formato de archivo con mediciones UDP

El código de Perl para las mediciones de UDP se muestra a continuación:

8.5.3.1 Para el cliente:

```
use strict;
use Switch;
use IO::Socket::INET;
use Time::HiRes qw( gettimeofday usleep);

#Configuracion del puerto
$socket=new IO::Socket::INET->new(PeerPort=>50003,
    Proto=>'udp',
    PeerAddr=>$ip,
    Broadcast=>1
    );

usleep($guard_time); #tiempo de guarda
while ($seceunce_number < $packet_group_size)
{
    ($seconds, $microseconds) = gettimeofday;
    $microseconds=padd(1000*$microseconds); # relleno de ceros
    $seceunce_number_tmp=padd($seceunce_number);
    $msg="$seceunce_number_tmp:$seconds:$microseconds"; # concatenacion de la cadena a mandar
    $socket->send($msg); #envio de paquetes
    $seceunce_number++;
    usleep ($interdeparture_time);
}
$socket ->close();
```

8.5.3.2 Para el servidor:

```
#!/usr/bin/perl
#libraries
use Switch;
use strict;
use IO::Socket::INET;
use Time::HiRes qw( gettimeofday);
use File::Path qw(mkpath);

$socket_local=new IO::Socket::INET->new(
    LocalPort=>50005,
    Proto=>'udp');
# Creating filename
$date=gmtime;
($s, $m, $h, $day, $month, $yearoffset, $dow, $doy, $dsl) = localtime();
$month++;
$year = 1900 + $yearoffset;
$directory="/var/www/html/data/uabc_cinv2/".$year."/".$month."/".$day."/";
if(-d $directory)
{ }#print "The directory exist, programm will not create\n";}
else
{# print "Creating directory.....".$directory,"\n";
mkpath ($directory,1,0777) or warn "failed to create directory: $!\n";
```

```

    }
}
$datafilename = $directory."uabc_cinv2_udp_owd_".$h.".dat";
$filename_notext= $directory."uabc_cinv2_udp_owd_".$h;
open(OUTPUT, ">$datafilename")
    or die "impossible to create the data file $!";
#print "Data will be stored in file .....$datafilename\n";
#writing header of file

print OUTPUT "#qos_mi_instance data file : $datafilename \n";
print OUTPUT "#data file number      : X \n";
print OUTPUT "#qos_mi_sender address   : X.X.X.X:X (UABC u. de Baja California) \n";
print OUTPUT "#qos_mi_receiver address   : X.X.X.X:50005 (Titan II) \n";
print OUTPUT "#packet size           : 66 \n";
print OUTPUT "#precedence             : 0x0 \n";
print OUTPUT "#interval length        : 3600 (s) \n";
print OUTPUT "#packet group size       : 1000 \n";
print OUTPUT "#date & time              : ",$date," \n";
print OUTPUT "\n";
print OUTPUT "#n";
print OUTPUT "#table columns:\n";
print OUTPUT "#sequence_number:sent_sec:sent_nsec:received_sec:received_nsec:packet_size:time src\n";
print OUTPUT "#send:precision sender:time src rcv:precision receiver\n";
#blinding port
    bind ($socket_local,$ip_local);

#waiting for udp packets and write in file
eval {
    local $SIG{ALRM} = sub {
        #print "Finishing deliverd\n";
        print OUTPUT "\n";
        $date=gmtime;
        print OUTPUT "#date & time      : ",$date," \n";
        print OUTPUT "\n";
        print OUTPUT "\n";
        print OUTPUT "#---EOF---#";
        print OUTPUT "\n";
        $socket_local->close();
        close(OUTPUT) or die "Impossible to close the data file ($datafilename). \n";
        $gzip_inst="gzip ".$datafilename;
        system $gzip_inst;
        system "perl /home/lrizo/perl_programs/plot/file_proc2.pl ".$filename_notext;
        system "rm ".$directory."*.tmp";
        die "alarm\n" }; # NB: \n required
        alarm $timeout;
        #print "Cronograma iniciado, restan 700 seg para la entrega de paquetes \n";
        while(1)
        {
            $socket_local->recv($msg,128);
            if($msg ne "")
            {
                ($seconds, $microseconds) = gettimeofday;
                $microseconds=padd(1000*$microseconds);
                $time_stamp="$msg:$seconds:$microseconds:61:N:u:N:u";
                #print $datafilename," \n";
                #print $time_stamp," \n";
                print OUTPUT $time_stamp . " \n";
            }
        }
        # If client message is empty exit

```

```
    else
    {
        print "Client has exited!";
        exit 1;
    }
}
alarm 0;
};
```

8.6 ANEXO IV: RELACIÓN ENTRE EL RETARDO Y EL JITTER EN EL DOMINIO DE LA FRECUENCIA

Sea $D(n)$ una serie de tiempo asociada a el retardo del paquete n -ésimo, para $n > 0$. Utilizaremos la transformada Z para el siguiente resultado. Aplicando la transformada Z se tiene que:

$$J(k) = D(k) - D(k-1) \stackrel{z}{\leftrightarrow} J(Z) = \{1 - z^{-1}\}D(Z) \tag{108}$$

El espectro $J(w)$ se obtiene evaluando $z = e^{jw}$:

$$J(w) = \{1 - e^{-jw}\}D(w) \tag{109}$$

Las componentes frecuenciales del retardo han sido referenciadas por [66][51], donde se muestra una mayor densidad espectral se encuentra en las frecuencias bajas. Aplicando la magnitud a la ecuación (109) encontramos la relación entre el retardo y jitter en el dominio de la frecuencia:

$$|J(w)| = \sqrt{(1 - \cos(w))^2 + \text{sen}^2(w)} |D(w)| \tag{110}$$

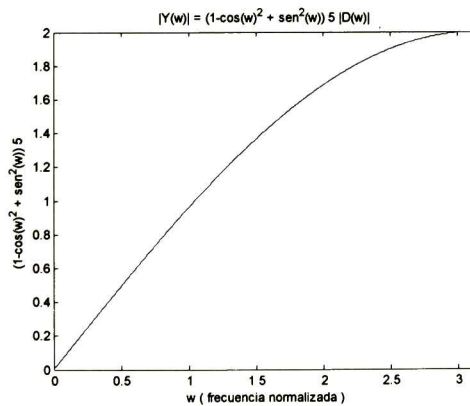


Figura 49. Relación entre el retardo $D(k)$ y el jitter $J(k)$ en el dominio de la frecuencia;

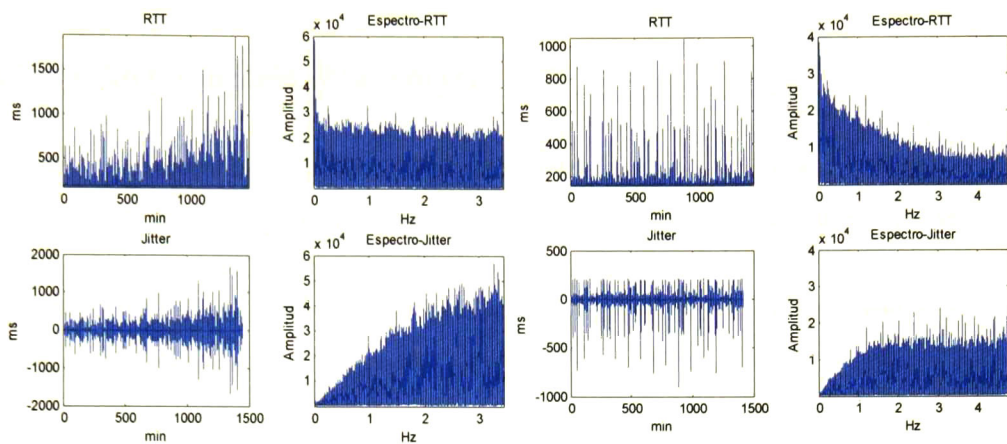


Figura 50. Izquierda: Relación frecuencial del delay y el Jitter, para una medición de 300 mil muestras, con destino a Japón con 29 hops en su trayectoria. La figura muestra el hop # 29, tomado el 23 de Abril/2006. Las muestras están separadas 290 ms; **derecha:** Relación frecuencial del delay y el Jitter, para una medición de 400 mil muestras, con destino a Francia con 21 hops en su trayectoria. La figura muestra el hop # 21, tomado el 14 de Mayo/2006. Las muestras están separadas 210 ms.

8.7 ANEXO V: PROCESOS DE BERNOULLI

Una variable aleatoria binaria cuyos valores posibles son: $X(n) = 1$ o $X(n) = 0$, teniendo asociado una probabilidad $P(X(n) = 1) = p$ y consecuentemente $P(X(n) = 0) = 1 - p$, se establece la siguiente definición:

Definición: un proceso de Bernoulli es la suma $S(n) = X(1) + X(2) + \dots + X(n)$, también se puede expresar en función de $S(n)$ previas como:

$$S(n) = S(n-1) + X(n) \quad n \in Z \quad (111)$$

La probabilidad de que el proceso $S(n)$ tome un valor específico k es descrito por la distribución binomial donde:

$$P(S(n) = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \quad (112)$$

8.8.1.1 Comportamiento de los parámetros γ y α en la ruta Mexico-EUA-Australia

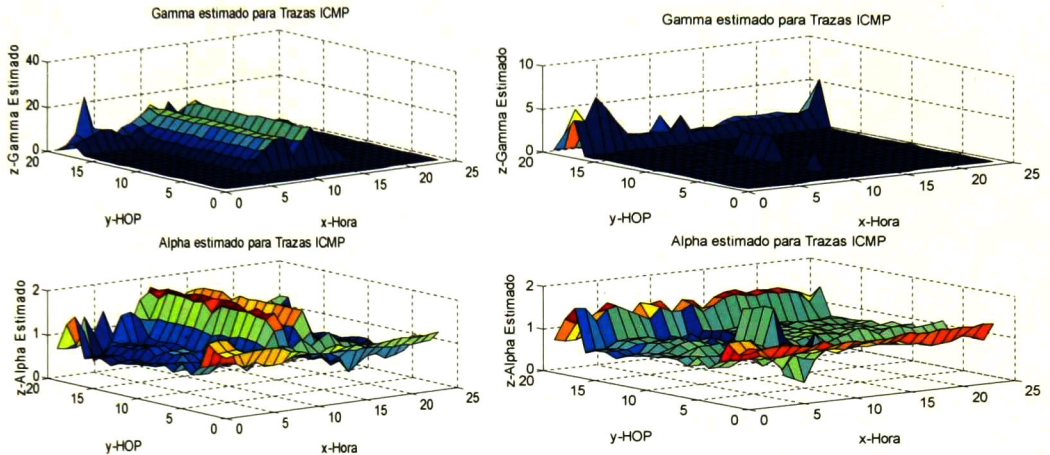


Figura 51. Comportamiento del jitter medido a **Australia** expresado en términos de los parámetros alpha y gamma de las distribuciones alpha-estables. **Izquierda:** lunes día de tráfico local alto, **derecha:** domingo día de bajo tráfico

8.8.1.2 Comportamiento de los parámetros γ y α en la ruta Mexico-EUA-Japón

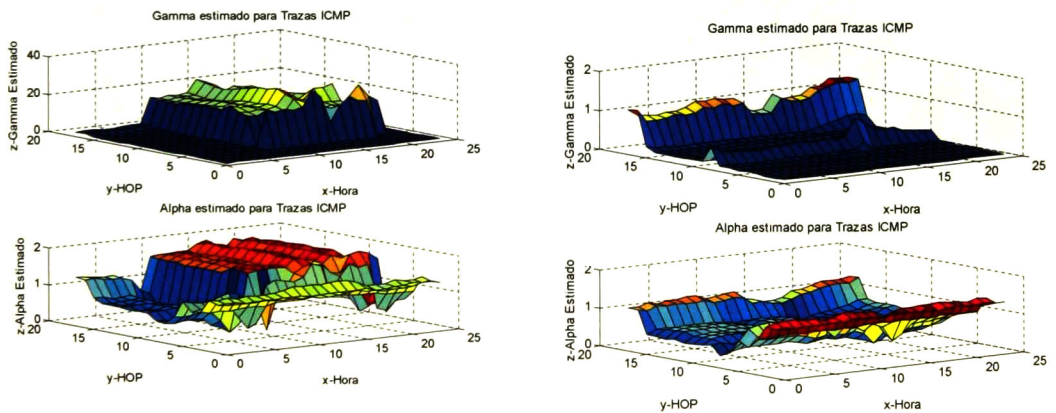


Figura 52. Comportamiento del jitter medido a **Japón** expresado en términos de los parámetros alpha y gamma de las distribuciones alpha-estables. **Izquierda:** lunes día de tráfico local alto, **derecha:** domingo día de bajo tráfico

8.8.1.3 Comportamiento de los parámetros γ y α en la ruta Mexico-EUA-Francia

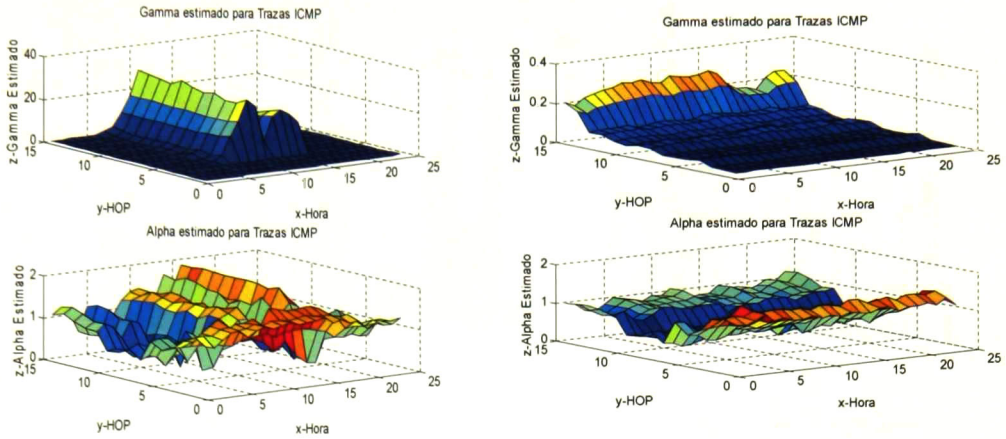


Figura 53. Comportamiento del jitter medido a **Francia** expresado en términos de los parámetros alpha y gamma de las distribuciones alpha-estables. **Izquierda:** lunes día de tráfico local alto, **derecha:** domingo día de bajo tráfico

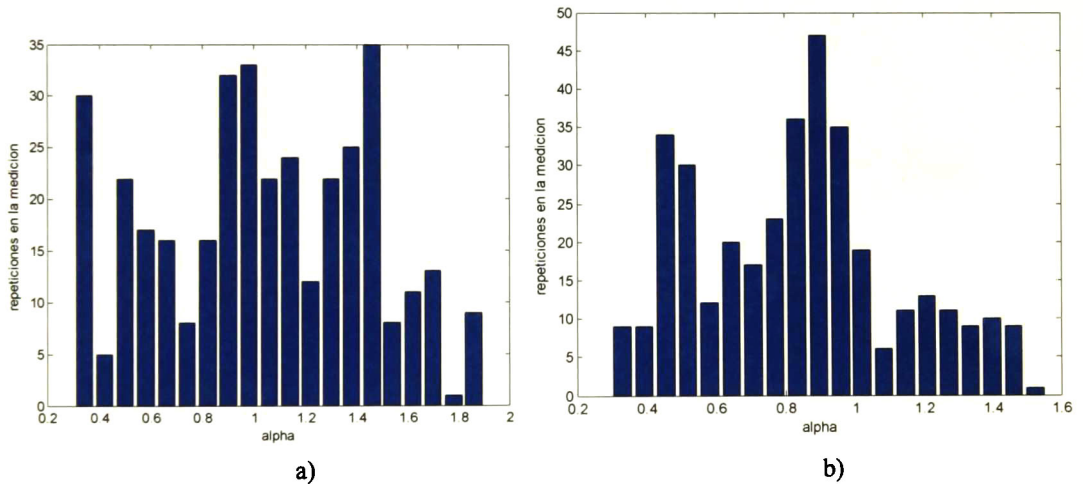


Figura 54. Histograma del comportamiento de alpha en la ruta de Francia para: a) bajo tráfico y b) alto tráfico

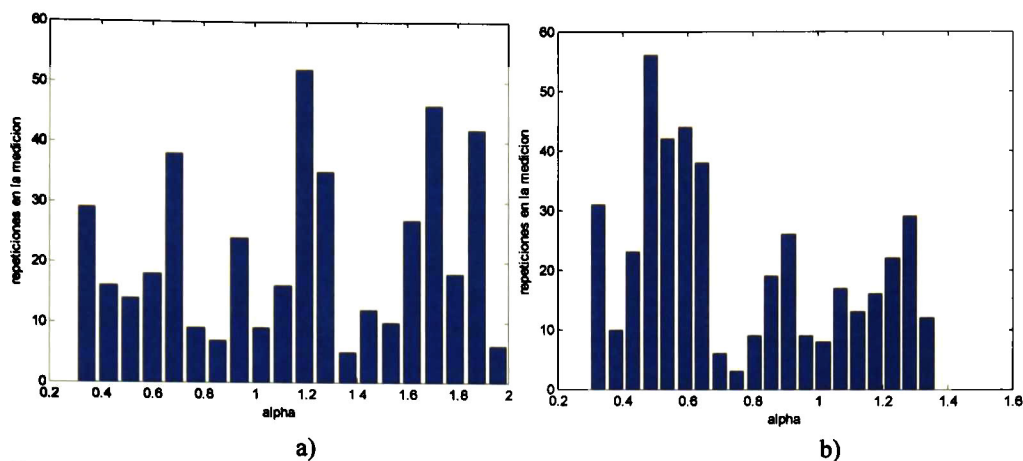


Figura 55. Histograma del comportamiento de alpha en la ruta de Japon para: a) bajo tráfico y b) alto tráfico

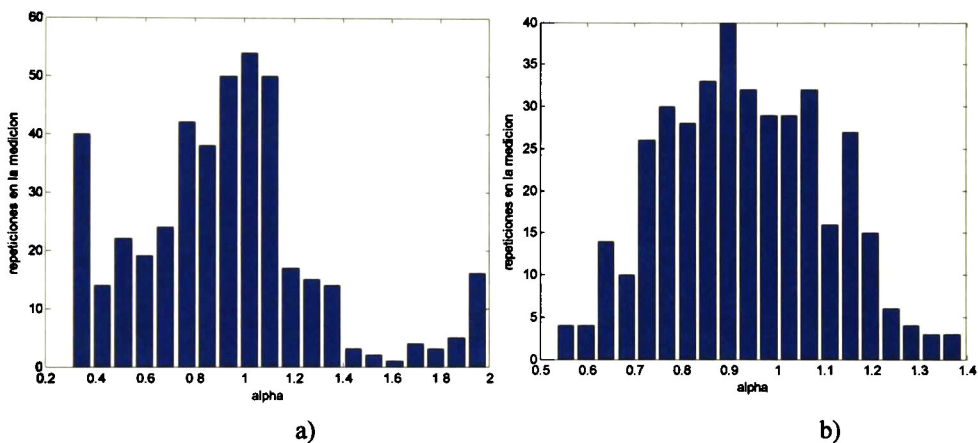


Figura 56. Histograma del comportamiento de alpha en la ruta de Mex-USA-Argentina para: a) bajo tráfico y b) alto tráfico

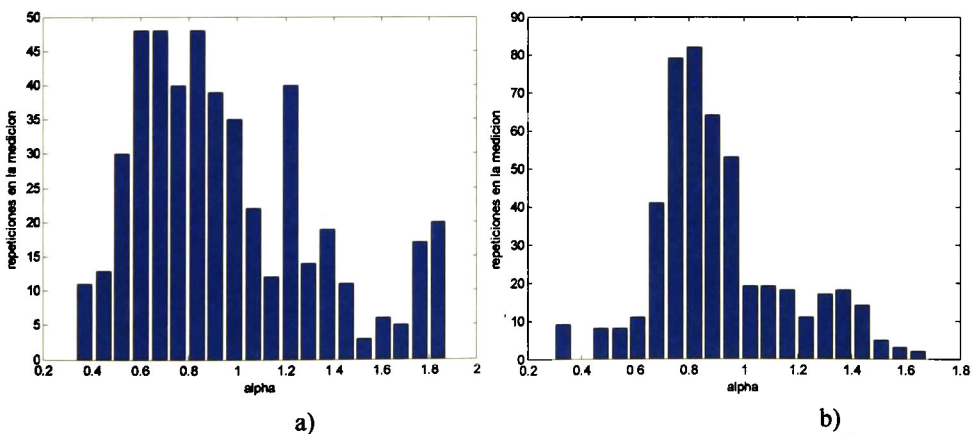


Figura 57. Histograma del comportamiento de alpha en la ruta de Mex-USA-Australia para: a) bajo tráfico y b) alto tráfico

En las siguientes figuras se muestra el comportamiento de los parámetros alpha y gamma vs hrs en 2 dimensiones

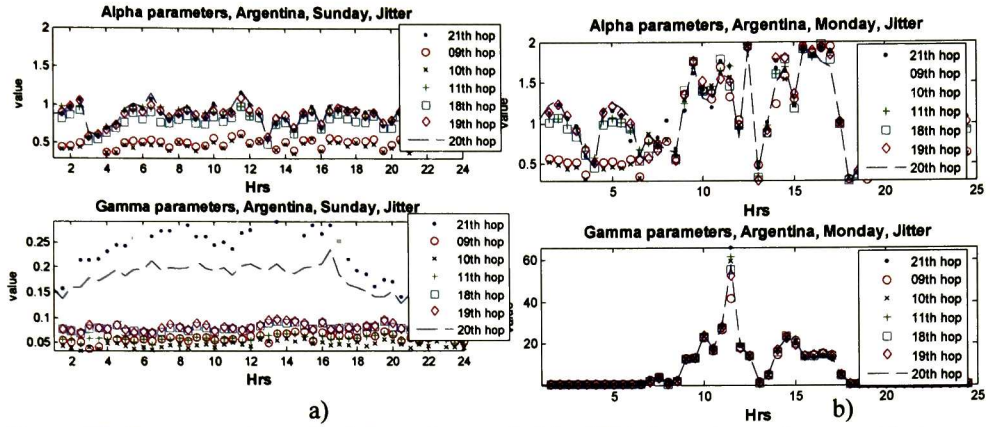


Figura 58. Comportamiento de alpha en la ruta de Mex-USA-Argentina vs tiempo: a) bajo tráfico y b) alto tráfico

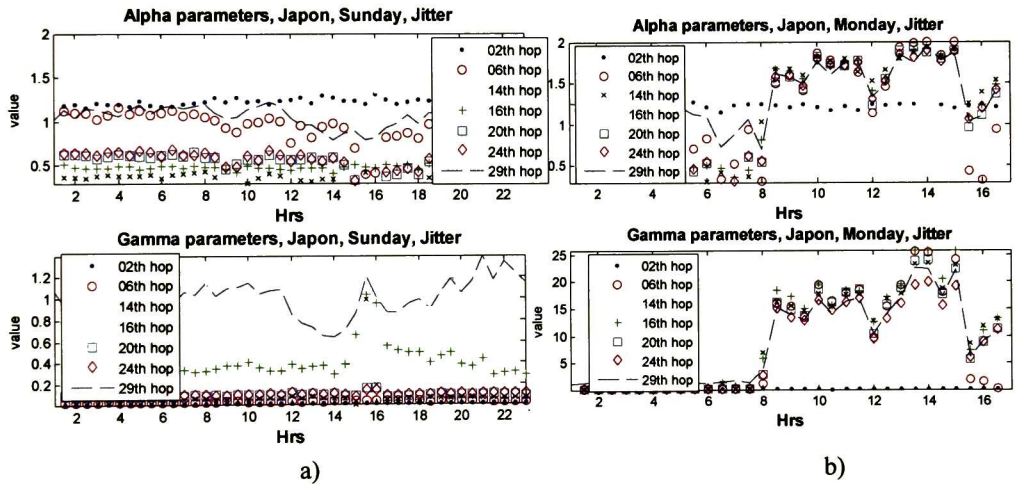


Figura 59. Comportamiento de alpha en la ruta de Japón-USA-Argentina vs tiempo: a) bajo tráfico y b) alto tráfico

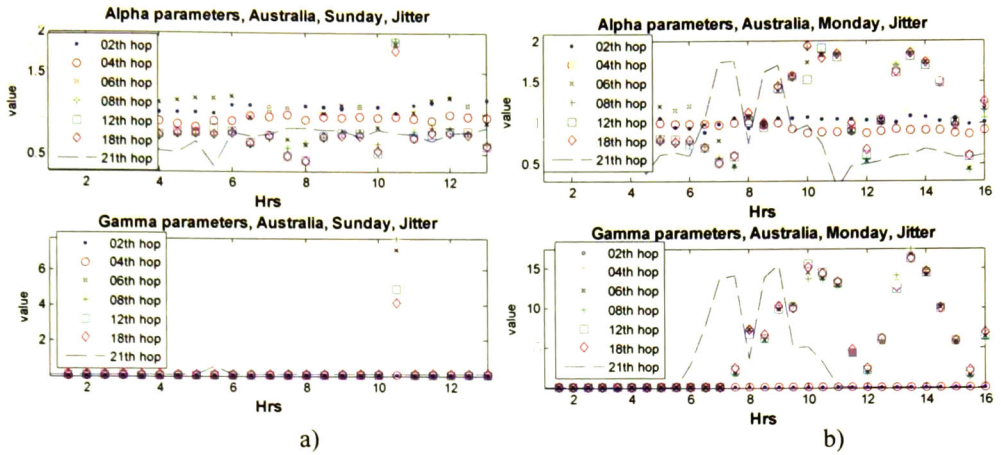


Figura 60. Comportamiento de alpha en la ruta de Japan-USA-Australia vs tiempo: a) bajo tráfico y b) alto tráfico

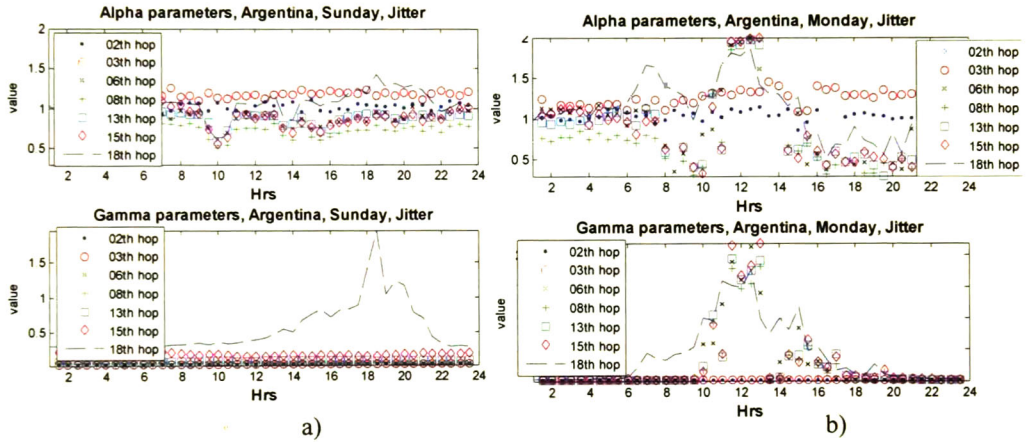


Figura 61. Comportamiento de alpha en la ruta de Japan-USA-Argentina vs tiempo: a) bajo tráfico y b) alto tráfico

Las siguientes tablas muestran un resumen del comportamiento de los parámetros (min, max y media), además, se colorean las casillas según la ruta

Mex-France main Routes

Nodo		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	18	19	20	21	
alpha 14-May	min	1.073	1.058	0.881	0.777	0.372	0.549	0.294	0.451	0.216	0.248	0.528	0.478	0.562	0.525	0.561	
	max	1.469	1.526	1.638	1.001	0.894	1.046	0.685	0.734	0.619	0.589	0.987	0.976	1.117	1.228	1.181	
	mean	1.237	1.352	1.179	0.904	0.658	0.900	0.438	0.596	0.474	0.444	0.851	0.786	0.874	0.914	0.884	
alpha 15-May	min	1.043	0.956	0.913	0.597	0.048	0.021	0.074	0.123	0.198	0.180	0.102	0.224	0.124	0.125	0.213	0.206
	max	1.568	1.548	1.730	1.059	1.698	1.939	1.939	1.946	1.950	1.944	1.954	1.964	1.935	1.913	1.954	
	mean	1.331	1.372	1.368	0.884	0.910	1.063	0.878	0.901	0.851	0.850	1.045	1.019	1.075	1.083	1.098	
gamma 14-May	min	0.011	0.013	0.013	0.034	0.029	0.025	0.026	0.049	0.039	0.035	0.045	0.068	0.070	0.127	0.140	
	max	0.014	0.015	0.017	0.043	0.036	0.038	0.058	0.084	0.072	0.059	0.068	0.093	0.096	0.235	0.291	
	mean	0.012	0.014	0.015	0.039	0.032	0.030	0.031	0.058	0.058	0.046	0.058	0.078	0.080	0.182	0.230	
gamma 15-May	min	0.011	0.013	0.014	0.026	0.000	0.000	0.004	0.033	0.049	0.031	0.044	0.069	0.071	0.093	0.104	
	max	0.014	0.015	0.033	0.047	48.378	38.434	42.474	63.820	41.333	59.808	61.725	55.445	52.292	56.976	66.127	
	mean	0.012	0.014	0.019	0.037	7.123	6.294	6.396	6.609	6.138	6.591	6.649	6.412	6.345	6.597	6.858	

Cinvestav
 Mexico
 EUA
 Francia

Mex-Argentina main Routes

	nodo	2	3	5	6	7	8	9	12	13	15	16	17	18	19	20
alpha 26-Feb	min	0.918	1.089	0.527	0.617	0.454	0.500	0.501	0.570	0.592	0.550	0.659	0.630	0.603	0.642	0.611
	max	1.109	1.324	0.975	1.036	0.803	0.819	0.870	0.954	0.975	1.094	1.410	1.519	1.425	1.241	1.226
	mean	1.025	1.170	0.846	0.897	0.683	0.739	0.753	0.839	0.887	0.910	1.130	1.087	1.074	1.011	0.977
alpha 27-Feb	min	0.857	1.059	0.116	0.065	0.099	0.159	0.223	0.221	0.244	0.241	0.485	0.449	0.510	0.372	0.498
	max	1.145	1.449	1.812	2.000	1.964	1.986	1.980	1.996	1.970	2.000	1.988	2.000	1.870	1.906	1.898
	mean	1.042	1.253	0.736	0.851	0.699	0.714	0.755	0.784	0.825	0.823	1.092	1.150	1.112	1.010	0.996
gamma 26-Feb	min	0.018	0.023	0.039	0.029	0.037	0.037	0.052	0.057	0.060	0.136	0.180	0.205	0.283	0.409	0.411
	max	0.020	0.026	0.050	0.042	0.048	0.048	0.082	0.084	0.087	0.232	0.261	1.954	1.969	2.358	2.432
	mean	0.019	0.024	0.043	0.034	0.040	0.042	0.065	0.070	0.073	0.172	0.218	0.432	0.529	0.704	0.743
gamma 27-Feb	min	0.015	0.022	0.023	0.005	0.020	0.037	0.051	0.053	0.062	0.131	0.202	0.195	0.286	0.423	0.425
	max	0.025	0.032	23.433	21.340	19.243	18.063	19.358	21.220	19.364	21.878	19.320	18.514	17.715	82.750	87.487
	mean	0.018	0.025	2.989	2.452	2.392	2.206	2.573	2.697	2.553	2.721	3.695	4.064	4.072	14.292	13.102

- Investav Available
- Mexico Not Available
- EUA Not Available
- Argentina Not Available

main Routes Mex-Australia

	min	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
alpha 09-Abr	min	1.090	0.869	0.711	0.835	0.472	0.629	0.481	0.575	0.576	0.515	0.464	0.424	0.611	0.451	0.494	0.451	0.423	1.041	1.090	0.350	
	max	1.413	1.260	1.547	0.998	1.237	1.858	1.866	1.895	1.891	1.878	1.858	1.881	1.749	1.786	1.847	1.865	1.769	1.609	1.630	0.829	
	mean	1.295	1.050	1.029	0.945	0.791	1.083	0.821	0.775	0.905	0.859	0.876	0.754	0.813	0.785	0.768	0.739	0.699	1.336	1.348	0.710	
alpha 10-Abr	min	1.097	0.885	0.838	0.842	0.242	0.327	0.263	0.375	0.338	0.304	0.295	0.295	0.331	0.281	0.585	0.519	0.516	0.266	0.752	0.206	
	max	1.399	1.416	1.615	1.002	1.559	1.831	1.837	1.912	1.884	1.947	1.922	1.906	1.905	1.917	1.913	1.930	1.931	1.857	1.864	1.751	
	mean	1.251	1.058	1.170	0.920	0.825	1.021	0.887	0.887	0.932	0.926	0.912	0.862	0.907	0.873	0.968	0.947	0.932	1.174	1.212	0.835	
gamma 09-Abr	min	0.022	0.014	0.013	0.041	0.038	0.033	0.033	0.062	0.159	0.053	0.055	0.048	0.069	0.054	0.058	0.092	0.094	1.252	1.080	0.091	
	max	0.060	0.033	0.036	0.057	6.645	7.114	7.871	7.766	4.683	4.607	4.573	4.921	3.983	4.544	5.633	5.530	4.093	7.145	4.623	0.554	
	mean	0.050	0.022	0.018	0.048	0.182	0.185	0.203	0.245	0.265	0.163	0.163	0.163	0.170	0.161	0.313	0.310	0.257	2.795	1.862	0.121	
gamma 10-Abr	min	0.021	0.015	0.014	0.044	0.039	0.035	0.035	0.068	0.157	0.054	0.055	0.049	0.072	0.053	0.055	0.089	0.096	3.703	1.576	0.095	
	max	0.057	0.038	0.039	0.062	17.382	16.795	17.202	17.491	17.472	17.224	17.303	16.275	16.437	15.761	14.606	14.397	15.153	14.868	29.127	15.565	
	mean	0.057	0.038	0.039	0.062	17.382	16.795	17.202	3.518	3.613	3.596	3.572	3.535	3.552	3.508	3.731	3.678	3.787	7.927	7.807	3.482	

- Investav Available
- Mexico Not Available
- EUA Not Available
- Australia Not Available

	min	1	2	3	4	5	6	13	14	16	19	20	21	22	23	24	25	27	29
alpha 23-Abr	min	1.196	1.157	0.879	0.829	0.231	0.387	0.095	0.090	0.402	0.220	0.224	0.218	0.192	0.234	0.232	0.235	0.756	0.786
	max	1.362	1.309	1.390	0.953	0.772	1.151	0.656	0.433	0.518	0.683	0.649	0.642	0.680	0.703	0.688	0.739	1.238	1.232
	mean	1.280	1.217	1.289	0.891	0.770	0.938	0.511	0.328	0.472	0.544	0.530	0.513	0.555	0.558	0.546	0.518	1.025	1.072
alpha 24-Abr	min	1.170	1.142	1.256	0.884	0.189	0.303	0.081	0.100	0.357	0.192	0.185	0.185	0.170	0.220	0.196	0.243	0.481	0.454
	max	1.319	1.265	1.484	1.075	1.862	2.000	1.928	1.935	1.963	1.983	1.980	1.986	1.965	1.924	1.917	1.932	1.918	1.945
	mean	1.251	1.216	1.366	0.962	1.115	1.225	1.141	1.072	1.099	1.125	1.122	1.126	1.126	1.125	1.135	1.183	1.366	1.369
gamma 23-Abr	min	0.023	0.021	0.023	0.049	0.046	0.032	0.020	0.017	0.273	0.090	0.084	0.082	0.074	0.085	0.086	0.106	0.594	0.636
	max	0.028	0.027	0.028	0.055	0.064	0.044	0.081	0.985	1.027	0.151	0.167	0.168	0.105	0.168	0.147	0.507	1.346	1.395
	mean	0.027	0.025	0.025	0.052	0.053	0.037	0.064	0.091	0.405	0.101	0.101	0.099	0.086	0.102	0.105	0.189	0.926	0.989
gamma 24-Abr	min	0.021	0.020	0.022	0.047	0.028	0.030	0.004	0.029	0.239	0.083	0.072	0.078	0.059	0.083	0.097	0.158	0.867	0.922
	max	0.029	0.027	0.034	0.062	28.104	25.611	22.245	23.525	26.073	24.251	23.987	23.045	22.117	20.252	19.980	20.534	21.664	22.583
	mean	0.024	0.022	0.027	0.053	9.696	7.838	8.159	8.552	9.832	8.393	8.324	8.168	7.903	7.510	7.495	7.647	8.215	8.436

- Investav Available
- Mexico Not Available
- EUA Not Available
- Japan Not Available

Tabla 7. Comportamiento de los parámetros alpha y gamma

HEAVY TAILED NETWORK DELAY: AN ALPHA-STABLE MODEL

DAVID MUNOZ-RODRIGUEZ, SALVADOR VILLARREAL, CESAR VARGAS, JOSÉ RAMÓN
RODRÍGUEZ-CRUZ

ITESM;

Center for Electronics and Telecommunications; Monterrey, N.L., 64849, MEXICO

Abstract:

Adequate quality of IP services demands low transmission delays. However, packets traveling in a network are subject to a variety of delays that, in real-time applications, severely degrade the quality of service (QoS). This paper presents a general end-to-end delay model suitable for a multi-node path in the presence of heavy-tailed traffic. The proposed methodology is based on an alpha-stable random variable description. This allows us to define a network-processing measure that relates the delay spread to the heavy tail characteristics of the traffic, the number of nodes in a route, and the processing speed at the nodes.

1. Introduction.

Delay is recognized as an important impairment degrading communication performance. In particular, for real-time applications in a packet network, the service quality perception is very much dependent on the delay characteristics [12].

When packets travel through the network, they are subject to multiple-delay phenomena. For instance, in some real-time applications, packets are formed as the concatenation of active voice coded samples. When a packet is formed by samples originally separated by inactive periods, the first samples are said to experience a leftover delay. Also, in some protocols, corrupted or dropped-off packets are retransmitted. These can be perceived as out-of-sequence packets, and they can be characterized as exceedingly delayed packets. A packet in the network may also experience contention or queue-induced delays.

The fast growth of Internet traffic and the demand for real-time transmission services make the timing-error accumulation problem particularly acute. It is also

recognized that present web networks are subject to a number of heavy tail¹ characteristics so that, traditional Poisson/exponential models are no longer applicable [10], [5], and some design and analysis tools that consider the heavy-tailed nature of telecommunications need to be developed [4], [11].

In practice, the operation-processing speed may vary from node to node, and aggregated traffic presents a wide mixture of characteristics. For the sake of simplicity, in this paper, we assume that traffic characteristics are the same for all nodes along the paths in the network. The proposed model focuses on the heavy-tailed delay phenomenon from an alpha stable methodology perspective. Delay increases as the packet progresses in the network, and the delay is dependent on issues including the number of nodes in the path, the network traffic characteristics, and the processing speed in each node of the route. In this paper we propose a network measure that relates these parameters to the delay performance.

2. The Model

It has been observed that many network-related parameters (such as file lengths, required CPU times to complete a job, non-voice holding times, separation time between packets in a network, Ethernet packet count per time unit, etc.) exhibit a heavy-tailed behavior [4], [11].

Heavy-tailed traffic characteristics, along with the number of stages in a route, impact the overall packet delay. For instance, for a transmitted packet $p(t)$, as it progresses along a route, it will experience[8] in each node i a delay τ_i which is dependent on the number P_i of preexisting packets in the node and the service processing time T_i per packet in the node (this is $\tau_i = T_i P_i$). As file sizes are heavy-tailed distributed, an equal packet size assumption supports the claim of a Paretian number of arrived packets per time unit. Thus, we assume that the number of packets arriving in a time window exhibit a heavy-tailed behavior which can conveniently be modelled by the use of a survivability function of the form

¹ A random variable x is said to be heavy tailed whenever its survival function decays according to $\Pr\{x > \zeta\} \sim \zeta^{-\alpha}$ for large values of ζ ; $\alpha > 0$.

$$\Pr\{P_i > P\} \sim \left(\frac{1}{P}\right)^\alpha \quad (1)$$

This assumption implies, to ease formulation, the existence of very large buffers in the nodes and that files are instantly received. Thus, the accumulated delay τ along a route can be considered to be the linear combination of multiple Pareto distributed variables, and after N routing stages, the received packet will be $p(t-\tau)$ where

$$\tau = \sum_{i=1}^N P_i T_i \quad (2)$$

Note that a proportion of the messages arrived to node i will have that node as final destination while other packets will be diverted through several node outputs. Thus, only a proportion ρ_i of packets will travel to the next node of the concerned path and P_{i+1} will be of the form $P_{i+1} = \rho_i P_i + P_{i+1}^*$ where P_{i+1}^* will denote the packets proceeding from other uncorrelated sources. For the sake of simplicity, in our approximation it is assumed that the number of packets arriving to different nodes is independent. This approximation allows us to deal with an otherwise mathematically cumbersome problem [2],[3], and it has also been applied in other end-to-end delay modeling approaches [9].

It has been shown that for non-negative heavy-tailed random variables, the limit distribution of the sum can be alpha-stable distributed [11]. Also, in 1925 Lévy showed [6] that Pareto laws belong to the so-called stable-Paretian or stable non-Gaussian distributions, whose characteristic function $C_{\alpha,\beta}^{\gamma,\mu}(\zeta) = E\{\exp(j\zeta\tau)\}$ is of the form

$$C_{\alpha,\beta}^{\gamma,\mu}(\zeta) = \exp\left\{j\mu\zeta - \gamma^\alpha |\zeta|^\alpha \left[1 - j\beta \text{sign}(\zeta)\omega(\zeta, \alpha)\right]\right\} \quad (3)$$

$$\text{where } \omega(\zeta, \alpha) = \begin{cases} \tan \frac{\alpha\pi}{2} & \text{if } \alpha \neq 1, \\ \frac{2}{\pi} \log|\zeta|, & \text{if } \alpha = 1, \end{cases} \quad \text{and } \text{sign}(\zeta) = \begin{cases} 1 & \text{for } \zeta > 0 \\ 0 & \text{if } \zeta = 0 \\ -1 & \text{for } \zeta < 0 \end{cases}$$

$\mu \in (-\infty, \infty)$ is known as the location parameter; $\gamma > 0$ is the scale or dispersion parameter;

$\beta \in [-1, 1]$ is the symmetry or skewness parameter defined as $\beta = \lim_{x \rightarrow \infty} \frac{1 - F(x) - F(-x)}{1 - F(x) + F(-x)}$

where $F(x)$ is the corresponding distribution; and α is known as the stability index². And the associated probability density function (pdf) and the cumulative distribution function (CDF) are respectively denoted as $f(x; \alpha, \gamma, \beta, \mu)$ and $F(x; \alpha, \gamma, \beta, \mu)$.

Among the properties of α -stable distributions, it has been shown [15] that the pdf and CDF have correspondingly the following scaling and shifting properties

$$f(x; \alpha, \gamma, \beta, \mu) \stackrel{D}{=} \gamma^{-1/\alpha} f(\gamma^{-1/\alpha} (x-\mu); \alpha, 1, \beta, 0), \quad (4-a)$$

and

$$F(x; \alpha, \gamma, \beta, \mu) \stackrel{D}{=} F(\gamma^{-1/\alpha} (x-\mu); \alpha, 1, \beta, 0), \quad (4-b)$$

α -stable random variables P are also conveniently denoted in the form $P \sim S_\alpha(\gamma, \beta, \mu)$.

2.1. Delay-Location and Delay Spread Criteria.

Since delay has been expressed as $\tau = \sum_{i=1}^N P_i T_i$, it is convenient to examine some properties

for the linear combination of α -stable random variables. In particular, it can be noted that by using (3), it can easily be verified that if two independent random variables P_1 and P_2 are $S_\alpha(\gamma, \beta, \mu)$, then their linear combination $T_1 P_1 + T_2 P_2$ is also α -stable, [14], and it is a fact that

$$T_1 P_1 + T_2 P_2 \sim S_\alpha(\gamma(T_2^\alpha + T_1^\alpha)^{1/\alpha}, \beta, \mu[T_2 + T_1]). \quad (5)$$

This property enables total delay $\tau = \sum_{i=1}^N P_i T_i$ to be modeled as an α -stable variable³. This is $\tau \sim S_\alpha(\gamma_T, \beta, \mu_T)$ where dispersion and location parameters respectively become

² Special cases of alpha stability are the Gaussian $S_2(\gamma, \beta, \mu)$, Cauchy $S_1(\gamma, 0, \mu)$ and Levy $S_{1/2}(\gamma, 1, \mu)$ distributions [14]. Because these distributions have a closed form, they are usually studied with other methodology, and they are not discussed in this paper.

³ Evidence that overall delay exhibits a heavy-tailed behavior has been reported in [13]. Reported data were examined and it was found that they can be adequately matched by an alpha stable distribution.

$$\gamma_T = \gamma \left[\sum_{i=1}^N T_i^\alpha \right]^{1/\alpha} = \gamma |\bar{T}|_\alpha \quad \text{and} \quad \mu_T = \mu \left[\sum_{i=1}^N T_i \right] = \mu |\bar{T}|_1, \quad (6)$$

Since $P_i \geq 0$, then the distribution of the delay is totally skewed to the right when $\beta = 1$.

Note that for a given a vector $\bar{T} = (T_1, T_2, \dots, T_N)$, $T_i \geq 0$, $|\bar{T}|_\sigma = \left[\sum_{i=1}^N T_i^\sigma \right]^{1/\sigma}$ is referred to as the σ -norm or Minkowsky norm of \bar{T} . For $\sigma=2$, $|\bar{T}|_\sigma$ coincides with the Euclidean norm.

Since quality perception depends on delay, it is desirable to maintain the accumulated delay figures within specified limits. Thus, delay location and dispersion (μ_T and γ_T) can respectively be upper bounded by quality criteria $\mu_T \leq \mu_T^*$ and $\gamma_T \leq \gamma_T^*$. This leads, using (6), to design constraints of the form

$$|\bar{T}|_1 = \left[\sum_{i=1}^N T_i^1 \right] \leq \frac{\mu_T^*}{\mu}, \quad (7-a)$$

$$\text{and} \quad |\bar{T}|_\alpha = \left[\sum_{i=1}^N T_i^\alpha \right]^{1/\alpha} \leq \frac{\gamma_T^*}{\gamma}. \quad (7-b)$$

which, for a given delay allowance (μ_T^* or γ_T^*), limit the number of nodes N in a path and/or the processing times $\{T_i\}$. Since $T_i \geq 0$, equations (7-a) and (7-b) define, for $\{T_i\}$, feasibility regions contained in an N -dimensional α -sphere that contracts as the stability index α diminishes. Figure 1, illustrates normalized feasibility regions in a 3-D space (T_1, T_2, T_3) for different stability indexes. In the case of a homogeneous scenario ($T_i = T$), the number of allowable nodes in the route is bounded by

$$N \leq \min \left\{ \left[\frac{\mu_T^*}{\mu} \frac{1}{T} \right], \left[\frac{\gamma_T^*}{\gamma} \frac{1}{T} \right]^\alpha \right\}. \quad (8)$$

Although, μ_T^* and γ_T^* can both be used as a network-design criteria, in real-time applications, quality perception degradation is often more sensitive to delay dispersion.

Therefore, in this paper, we will emphasize the spread behavior γ . Since $\left[\sum_{i=1}^N T_i^\alpha \right]^{1/\alpha} = |\bar{T}|_\alpha$

relates the traffic stability index α and the number of nodes N in a path, as well as the processing speed in the nodes T_i , we name $|\bar{T}|_\alpha$ the Network Processing Factor. We draw attention to the fact that, consistently, similar network processing factor can be obtained using other methodology like extreme value theory, see [9]. Note that in the case of all the nodes having the same processing speed, the norm $|\bar{T}|_\alpha$ changes with $1/\alpha$ power of the number of nodes. This implies, for strong heavy-tail traffic (i.e., for $\alpha < 1$), a strong impact of the number of nodes on the network-processing factor. Figure 2 shows the variation of $|\bar{T}|_\alpha / T$ with N for different α .

Note that delay constraints in Equation (7) impact on routing strategies requirements because packets should travel along paths contained within a feasibility region of the form $|\bar{T}|_\alpha \leq Q$ where Q can be specified according to the stated dispersion criterion.

2.2 Bound-Delay Criterion.

In other network specification approaches, it is required that the delays should not exceed a threshold value τ_{\max} for at least a proportion p of time, this is,

$$\Pr\{\tau \leq \tau_{\max}\} > p. \quad (9)$$

In order to guarantee an adequate quality of service, delay variations should be kept within specified constraints. For instance, perceived quality for voice services is considered excellent if delay does not exceed $\tau_{\max}=150$ msec. The service is considered good for $\tau_{\max}=300$ msec, while for delays beyond 300 msec the service is considered to be poor, and delays above 450 msec are considered unacceptable. Similarly, delay constraints for on-line video services have been suggested [12], [1], [7].

Network delay has been shown to be $\tau \sim S_\alpha(\gamma|T|_\alpha, 1, \mu|T|_1)$. Probability density functions for α -stable variables do not have a closed form, except in a few particular cases. Nevertheless, the pdf and the characteristic function are a Fourier pair, and inequality (9) can be expressed as

$$F_\tau(\tau_{\max}) = \int_{-\infty}^{\tau_{\max}} \int_{-\infty}^{\infty} C_{\alpha,1}^{\gamma|\bar{T}|_\alpha, \mu|\bar{T}|_1}(\zeta) e^{-j\zeta x} d\zeta dx > p. \quad (10)$$

It is often advantageous to describe a distribution in terms of a standard representation that includes unitary dispersion ($\gamma=1$) and a null-location parameter ($\mu=0$).

Representation of the form $x \sim S_\alpha(I, \beta, 0)$ can be achieved by recalling that alpha-stable variables have scaling and shifting properties, that is, for $x \sim S_\alpha(\gamma, \beta, \mu)$, and for any positive constant w ,

$$wx \sim S_\alpha(w\gamma, \beta, w\mu), \quad \text{and} \quad (11-a)$$

$$\text{if } y=x-\mu, \quad y \sim S_\alpha(\gamma, \beta, 0). \quad (11-b)$$

Recalling that $\beta=1$, (because delays are non-negative) and since $\tau \sim S_\alpha(\gamma|T|_\alpha, 1, \mu|T|)$, using

(11), we can define $\tau^* = \frac{\tau}{\gamma|T|_\alpha} - \frac{|T|_1}{|T|_\alpha} \frac{\mu}{\gamma}$, to obtain $\tau^* \sim S_\alpha(1, 1, 0)$, then condition (9) can

be expressed as

$$\Pr\{\tau \leq \tau_{\max}\} = \Pr\{\tau' \leq \frac{\tau_{\max}}{\gamma|T|_\alpha} - \frac{|T|_1}{|T|_\alpha} \frac{\mu}{\gamma}\} = \int_{-\infty}^{\tau_{\max}} \int_{-\infty}^{\infty} C_{\alpha,1}^{1,0}(\zeta) e^{-j\zeta x} d\zeta dx > p, \quad (12)$$

where $\tau'_{\max} = \frac{\tau_{\max}}{\gamma|T|_\alpha} - \frac{|T|_1}{|T|_\alpha} \frac{\mu}{\gamma}$. Note that in the case of a homogeneous scenario ($T_i=T$ for

all i), $|T|_\alpha = N^{1/\alpha}T$ and $\tau'_{\max} = \frac{\tau_{\max}}{\gamma N^{1/\alpha}T} - \frac{\mu}{\gamma} N^{\frac{\alpha-1}{\alpha}}$. Since distributions are monotonic, non-

decreasing functions, it is seen that the higher the processing time T the more difficult it will be to satisfy the $\Pr\{\tau' \leq \tau'_{\max}\} > p$ requirement. Note that the overall delay performance is dependent not only on the traffic characteristic parameters (such as α, γ, μ for an individual node) but also on the number of nodes and their processing speed through the defined network-processing factor.

It has already been pointed out that closed general expressions for integrals (10) and (12) do not exist, and distributions should be obtained numerically. Nevertheless, it has been shown [15], [16] that convenient reparametrization (outlined below) allows numerical calculation of α -stable distributions. In particular, it has been shown that for a stability index $\alpha \neq 1$ the characteristic function of a random variable $x \sim S_\alpha(1, \beta, 0)$ can be expressed as

$$C_{\alpha,\delta}^{\lambda}(\zeta) = \exp\left\{-\lambda|\zeta|^{\alpha} \exp\left[-i\frac{\alpha\delta\pi}{2}\text{sign}(\zeta)\right]\right\}, \quad (13)$$

where the parametric representations (3) and (13) are related as $\lambda = \gamma/\cos(\Phi(\alpha))$; $\Phi(\alpha)=[\alpha-1-\text{sign}(\alpha-1)]\pi/2$ and for $\beta = 1$, $\delta = 2\Phi(\alpha)/\pi$. The notation $x \sim S_{\alpha}(\lambda, \delta)$ can be used to indicate that the characteristic function of the distribution of x is of the form (13), while $f^*(x; \alpha, \delta, \lambda)$ and $F^*(x; \alpha, \delta, \lambda)$ will denote the corresponding pdf and CDF. This leads to the equivalences [15]

$$f(x; \alpha, 1, 0, 1) \stackrel{D}{=} f^*(x; \alpha, 2\Phi(\alpha)/\pi, 1/\cos(\Phi(\alpha)), \quad (14-a)$$

$$F(x; \alpha, 1, 0, 1) \stackrel{D}{=} F^*(x; \alpha, 2\Phi(\alpha)/\pi, 1/\cos(\Phi(\alpha)), \quad (14-b)$$

and recalling properties (4-a) and (4-b) we obtain

$$f^*(x; \alpha, 2\Phi(\alpha)/\pi, 1/\cos(\Phi(\alpha))) \stackrel{D}{=} (1/\cos(\Phi(\alpha)))^{-1/\alpha} f^*(x/(\cos(\Phi(\alpha)))^{-1/\alpha}; \alpha, 2\Phi(\alpha)/\pi, 1), \quad (15-a)$$

$$F^*(x; \alpha, 2\Phi(\alpha)/\pi, 1/\cos(\Phi(\alpha))) \stackrel{D}{=} F^*(x/(\cos(\Phi(\alpha)))^{-1/\alpha}; \alpha, 2\Phi(\alpha)/\pi, 1). \quad (15-b)$$

Of particular interest is the change of variable $z=x/(\cos(\Phi(\alpha)))^{-1/\alpha}$ as $z \sim S_{\alpha}^{-1}(1, \alpha)$ and it has been reported [15], [16] that the distribution of $S_{\alpha}^{-1}(1, \alpha)$ has convergent series representations. Thus, the changes of variables $\tau^{**} = \frac{\tau^*}{\cos^{-1/\alpha}(\Phi(\alpha))}$ and

$\tau_{\max}^{**} = \frac{\tau_{\max}^*}{\cos^{-1/\alpha}(\Phi(\alpha))}$ enable us to express distribution (15) as a convergent series and, in

fact, the distribution of τ_{\max}^{**} becomes

$$F_{\tau^{**}}(\tau_{\max}^{**}) = 1 - \frac{1}{\pi\alpha} \sum_{n=1}^{\infty} (-1)^{n-1} \frac{\Gamma(\alpha n + 1)}{n!n} \sin(n\pi\alpha) \tau_{\max}^{** - \alpha n} \quad \text{for } \alpha < 1 \text{ and } \tau_{\max}^{**} > 0, \quad (16)$$

and

$$F_{\tau^{**}}(\tau_{\max}^{**}) = \begin{cases} \frac{1}{2} - \frac{\Phi(\alpha)}{\alpha\pi} + \frac{1}{\pi} \sum_{n=1}^{\infty} (-1)^{n-1} \frac{\Gamma(\frac{n}{\alpha} + 1)}{n!n} \sin(\frac{n\rho\pi}{\alpha}) \tau_{\max}^{**} & \text{for } \alpha > 1 \text{ and } \tau_{\max}^{**} > 0, \\ 1 - \frac{1}{2} - \frac{\Phi(\alpha)}{\alpha\pi} - \frac{1}{\pi} \sum_{n=1}^{\infty} (-1)^{n-1} \frac{\Gamma(\frac{n}{\alpha} + 1)}{n!n} \sin(\frac{n\rho'\pi}{\alpha}) \tau_{\max}^{**} & \text{for } \alpha > 1 \text{ and } \tau_{\max}^{**} < 0, \end{cases}$$

where $\rho = \frac{\alpha + \delta}{2}$ and $\rho' = \frac{\alpha - \delta}{2}$

3. Results.

Under a bound-delay criterion, with expressions (16) and (17), we study the impact of the path length (the number of nodes) on the accumulated delay as well as on the expected improvement due to the use of faster processing nodes. To illustrate these relationships, a homogeneous scenario with even processing time per packet at each node was assumed. Although packets may have different sizes, we assumed, for the sake of simplicity, that they have the same length. Nodes were assumed to process an average of some 1100 packets per second with peaks of up to 3000 pkt/sec. We recall that variance does not exist for α -stable distributions if $\alpha < 2$. Therefore, the dispersion parameter was set as the difference between the maximum and minimum expected values. Mean accumulated delays are consistent with experimentally reported figures, which also support the heavy-tailed nature of path delay [12]. Figure 3 shows how the probability of satisfying a bound delay criterion degrades with the number of nodes. The figure also shows the adverse effect of the tail weight on the delay requirement. In particular, it can be seen that for very heavy tails ($\alpha < 1$), $\Pr\{\tau \leq \tau_{\max}\}$ degrades very fast with the number of nodes.

A homogeneous scenario with servers processing time $T=10^{-6}$ sec/request was assumed. Figure 4 illustrates the trade-off between processing speed and the path length for a $\Pr\{\tau \leq \tau_{\max}\} > p$ requirement. The network-processing factor constraint (7) suggests a trade-off between the processing speed ($1/T_i$) and the path length N . Note that processing speed jointly accounts for the actual server speed and the mean length of a request. This trade-off is shown in figure 4-a for different stability indexes for a $\Pr\{\tau \leq 150m\text{sec}\} = 0.95$ requirement. Similar results showing the impact of varying the probability $\Pr\{\tau \leq 150m\text{sec}\}$ is shown in figure 4-b.

4. Conclusions.

Approximate delay analysis in the presence of heavy-tailed jitter has been presented. Delay performance is shown to depend (through a defined network-processing factor) on the traffic stability characteristics as well as on the number and speed of nodes along the transmission path. The heavier the traffic tail is (smaller α), the poorer the delay performance is. Therefore, routing solutions must be placed within a feasibility region defined by the adopted quality criterion and the heavy-tail characteristic. Proposed methodology based on alpha-stable analysis can be applied both to homogeneous or heterogeneous scenarios.

5. References

- [1] J. Ahonen and A. Laine. Real-time Speech and voice transmission on the Internet. In *Proceedings of the HUT Internetworking Seminar*. Helsinki, May 1997, Tik-110.551. (http://www.tml.hut.fi/Opinnot/Tik-110.551/1997/seminar_paper.html)
- [2] B. Arnold. *Pareto Distributions*. Int. Coop Publishing House. 1981
- [3] M. Blum. On the Sum of Independent Distributed Pareto Variables. *J. Siam: Applied Math*, Vol 19, No.1, pp 191-198, 1970.
- [4] M. Crovella, M. Taqqu and A. Bestavros. Heavy Tailed Probability Distributions in the WWW. In R. Adler, R. Feldman and M. Taqqu. *A Practical Guide to Heavy Tails Statistical Techniques and Applications*, Birkhäuser, 1998
- [5] A. Downey. Evidence for Long-tailed Distributions in the Internet. In *ACM SIGCOM Internet Measurement Workshop*, 2001
- [6] N. Johnson, S. Kots and N. Balakrishnan. *Continuous Univariate Distributions*, John Wiley & Sons, Chichester, England, 1994.
- [7] G. Karlsson. Asynchronous transfer of video. *IEEE Communications Magazine*, Vol. 34, No. 8, pp. 118-126, 1996.
- [8] W. Matragi, K. Sohrawy and C. Bisdikian. Jitter Calculus in ATM Networks: Multiple Nodes. *IEEE/ACM Trans. on Networking*, Vol. 5, pp. 122-133, 1997
- [9] D. Muñoz-Rodríguez, S. Villarreal, G. Campos, C. Vargas, J. R. Rodríguez-Cruz and G. Donis, "End-to-End Network Delay Model for Heavy-Tailed Environments," *European Transactions on Telecommunications*, vol. 14, pp. 391-398, 2003

- [10] V. Paxson, and S. Floyd. Wide Area Traffic: The failure of Poisson Modeling, *IEEE/ACM Transaction on Networking*, Vol. 3, No. 3, pp 226-244, 1995
- [11] K. Park, and W. Willinger. *Selfsimilar Network Traffic and Performance Evaluation*, John Wiley & Sons, Chichester, England, 2000
- [12] R. Reynolds, and A. Rix. Quality VOIP - An Engineering Challenge, *BT Technology Journal* Vol. 19, No. 2, pp. 23-32, 2001.
- [13] SLAC Stanford Linear Accelerator Center. *Comparisons of Various Ping Jitter Measures*, in <http://www.slac.stanford.edu/comp/net/wan-mon/daily-jitter.html>. 1998.
- [14] G. Samorodnitsky and M. Taqqu. *Stable Non-Gaussian Random Processes: Stochastic Models with Infinite Variance*, Chapman and Hall, 1994.
- [15] V. Uchaikin and V. Zolotarev. *Chance and Stability: Stable Distributions and their Applications*, VSP, Utrecht, Netherlands, 1999.
- [16] V. Zolotarev. One dimensional Stable Distributions, *Translations of Mathematical Monographs*, American Mathematical Society Vol. 65, 1986.

Jitter in IP Networks: A Cauchy Approach

L. Rizo-Dominguez, D. Torres-Roman, D. Munoz-Rodriguez, and C. Vargas-Rosales, *Senior Member, IEEE*

Abstract—Jitter is recognized as an important phenomenon that degrades the communication performance. Particularly, in real time services such as voice and video over the Internet, there is evidence that jitter departs from already proposed Laplacian models and that it has a heavy tail behavior. In this paper, we show that an Alpha-Stable jitter model is adequate, and that in some cases the Cauchy distribution provides a satisfactory approximation. Furthermore, this work shows how the jitter dispersion increases with the number of hops in the path, following a power law with scaling exponent dependent on the index of stability α . This allows us to predict the expected QoS in terms of the number of nodes and traffic parameters.

Index Terms—Alpha-stable model, jitter, QoS.

I. INTRODUCTION

AS mistiming is a major concern in telecommunication systems; it has been addressed, in the literature, from different perspectives. Since jitter impairs severely real-time applications such as videoconferencing, network gaming, VoIP (Voice over IP) and VIP (Video over IP), among others, delay and packet loss have been studied extensively. For instance, Fulton and Li, [1], deal with delay in ATM networks, while Qiong and Mills, [2], consider the jitter-bound estimation problem from the TCP perspective; and Daniel, et. al., [3], consider the Round Trip Time (RTT) in the Internet environment and suggest a Laplacian model.

For this study an ample data set of network delay measurements was obtained and examined. Conducted observations show that jitter has a behavior that departs from the Laplacian distribution, [3], thus a jitter model that matches the heavy tail behavior exhibited by packets traveling in the network is proposed. The model helps to determine the maximum number of allowable hops in an end-to-end path maintaining a specified QoS. This information is relevant for routing purposes, and for resource assignment and reservation. We describe the heavy tail jitter observations by a general alpha-stable representation, and show a description based on the Cauchy distribution that provides an accurate approximation. Applicability to QoS is also presented, and results comparing against network measurements, show strong agreement. The proposed jitter model is described in Section II. The evaluation scenarios are presented in Section III. The jitter accumulation law and its validation are introduced in Section IV. QoS based

on the proposed model is discussed in Section V. Concluding remarks are given in Section VI.

II. JITTER MODEL

Jitter is defined as the difference of the trip delays of consecutive packets in an end-to-end connection. Under ideal conditions, all packets should undergo the same delay. However, due to traffic queuing, processing time variations in the nodes and even route changes, packets experience jitter, which can be expressed as

$$J_N(k) = D_N(k) - D_N(k-1), \quad (1)$$

where $D_N(k)$ is the delay of the k -th packet as observed in the N -th node. A negative jitter is known as a packet clustering phenomenon, and a positive is known as packet spreading. Let $\xi_i(k)$ be the i -th stage deterministic delay (i.e., propagation, and processing times), and $W_i(k)$ be the i -th stage random delay (i.e., queueing and route change phenomena), then the end-to-end delay through the N hops of the path is given by

$$D_N(k) = \sum_{i=1}^N [\xi_i(k) + W_i(k)]. \quad (2)$$

Several studies have shown that network traffic exhibits long range dependence, [4]; this implies, according to [5], that the waiting time $W_i(k)$ in the queue is heavy tailed. This has been revealed through delay measurements whose distribution exhibits a Paretian behavior, [7]; and in 1925 Lévy showed, [8], that Pareto laws belong to the so-called stable-Paretian or stable non-Gaussian distributions. This implies that $W_i(k)$ can be modeled by an alpha-stable distribution¹ [6], and then $D_N(k)$, in (2), converges to an alpha-stable distribution [6] as well when $W_i(k)$ are independent. This independence assumption is discussed in Section IV.

It is known that if two alpha-stable random variables are independent, then their difference is also alpha-stable, [6]. Thus, jitter becomes alpha-stable with characteristic function given by a symmetrical distribution with $\mu = 1$, $\beta = 0$, as

$$C_{\alpha,\beta}^{\gamma,\mu}(\zeta)_{J_N(k)} = \exp(-\gamma\alpha|\zeta|^\alpha). \quad (3)$$

¹ $D_N(k)$ has an alpha-stable distribution if its characteristic function is, [6],

$$C_{\alpha,\beta}^{\gamma,\mu}(\zeta)_{D_N(k)} = \exp(j\mu\zeta - \gamma\alpha|\zeta|^\alpha [1 - j\beta \text{sign}(\zeta)\omega(\zeta, \alpha)]),$$

$$\omega(\zeta, \alpha) = \begin{cases} \tan\left(\frac{\alpha\pi}{2}\right), & \alpha \neq 1, \\ \frac{2}{\pi} \log|\zeta|, & \alpha = 1, \end{cases}$$

where α is the index of stability, γ the dispersion parameter, β the skewness parameter and μ the shift parameter. There are three closed forms of alpha-stable distributions: the Gaussian distribution when $\alpha = 2$, the Cauchy distribution when $\alpha = 1$, $\beta = 0$, and Levy distribution when $\alpha = 0.5$, $\beta = 1$.

Manuscript received March 24, 2009. The associate editor coordinating the review of this letter and approving it for publication was N. Nikolaou.

This work was partially sponsored by CONACyT

L. Rizo and D. Torres are with Research Center and Advanced Studies, CINVESTAV, Guadalajara, Jal., Mexico (e-mail: {lrizo, dtorres}@gdl.cinvestav.mx).

D. Munoz and C. Vargas-Rosales are with ITESM-Campus Monterrey, Monterrey, N.L., 64849, Mexico (e-mail: {dmunoz, cvargas}@itesm.mx).

Digital Object Identifier 10.1109/LCOMM.2010.02.090702

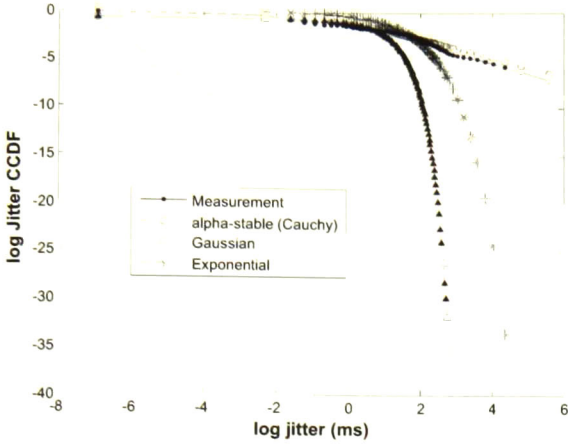


Fig. 1. Jitter survival fitting.

III. EVALUATION SCENARIOS

In order to present a realistic jitter model, extensive delay measurements were conducted for several hops and paths. The observation setup involved international destinations located at six countries in different continents: Argentina, Australia, Japan, Mexico, France and USA. All packets traveled through the USA. A set of some 7.2 million measurements taken along a 24-day period was examined. A description of the experiment and recorded data are available in [9]. The survival tail was studied, and typical results are presented in Figure 1; it can be seen that jitter does not fit the Laplacian nor Gaussian models, but tail exhibits a slow decay.

From a practical perspective, system performance forecast based on alpha-stable modeling can be cumbersome due to the inverse transform of the characteristic function, which does not have a close expression, but for very limited values of the stability indexes. However, observations show that the parameter can be close to one, thus Cauchy distribution can be considered, [10]. Figure 2 shows an example of a normalized histogram of the parameter alpha in a 21-node path, where the mean stability index is $E(\alpha) = 0.9716$

IV. JITTER ACCUMULATION LAW

The packet delay experienced in a hop is dependent upon the previous unprocessed traffic in the node. However, only a proportion of the arriving packets will have that node as final destination, while the remaining packets will be forwarded to other routes [11]. Since, only a fraction of the packets travels to the next node of the path, and due to the process of cross traffic sources, the delay from node to node exhibits a small correlation.

The multiplexing process at the nodes allows rebuilding an independence assumption, [12], so that the delays in the nodes tend to be independent as traffic and connectivity increase. Then, according to (2) and (3), the jitter accumulated in an N hop path will have a dispersion $\gamma_p = \gamma N^{1/\alpha}$, where γ is the jitter dispersion in a single node, in a homogeneous jitter scenario, i.e., $\gamma_i = \gamma$. The experimental observations show that although, the network environment may not be homogeneous,

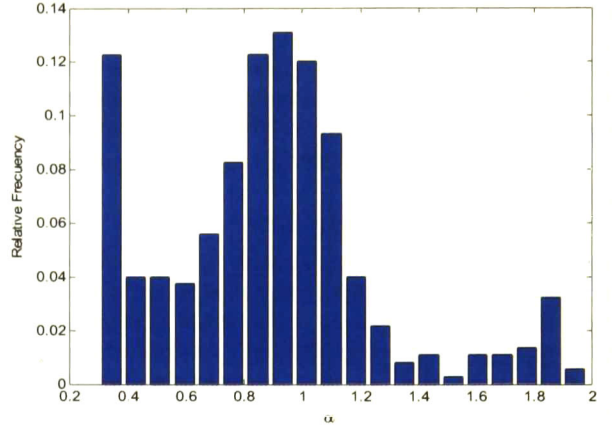
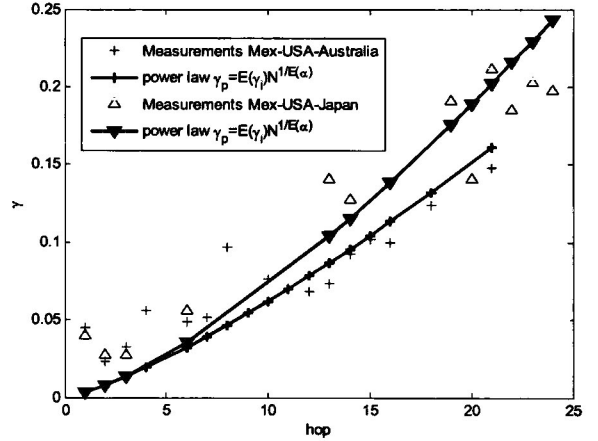


Fig. 2. Normalized histogram of alpha.

Fig. 3. Jitter dispersion (γ) vs. number of hops (N).

jitter dispersion grows as a power law function of the number of nodes in the path. Figure 3 shows the comparison of the observed jitter dispersion growth along a 21-node path and the proposed model, note that $\gamma \approx \Sigma \gamma_i / N$, and $\alpha \approx \Sigma \alpha_i / N$. This is $\gamma_p = E(\gamma_i) N^{1/E(\alpha)}$.

V. JITTER-QOS BASED ON PROPOSED MODEL

To illustrate the use of the model, we consider as QoS, among other criteria, [13], that the mean jitter be less than 30 ms for VoIP, and be kept under a maximum value J_{max} for at least 99% of the transmitted packets. J_{max} is set at 30 ms for VIP services. However, in heavy tail environments mean and variance may diverge and constraint J_{max} may be more appropriately described in terms of distribution percentiles. This is $QoS \leq P(|J_N| \leq J_{max})$. For alpha-stable jitter distributions, this can be expressed as the infinite series, [14],

$$P(|J_N| \leq J_{max}) = \frac{2}{\pi\alpha} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\Gamma(1+\psi(\alpha,k))(J_{max}\gamma_p(n))^{-\alpha k}}{k \cdot k!} \cdot \sin\left(\frac{-\alpha\pi k}{2}\right), \quad (4)$$

$$\psi(\alpha, k) = \begin{cases} \alpha k, & 0 < \alpha < 1, \\ k/\alpha, & 1 \leq \alpha < 2, \end{cases} \quad (5)$$

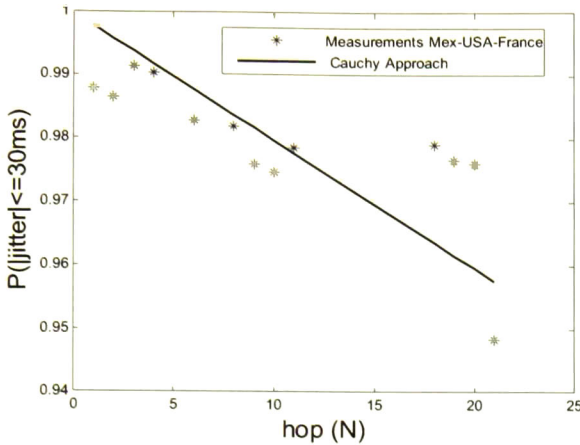


Fig. 4. $P(|J_N| \leq J_{max})$ vs number of nodes.

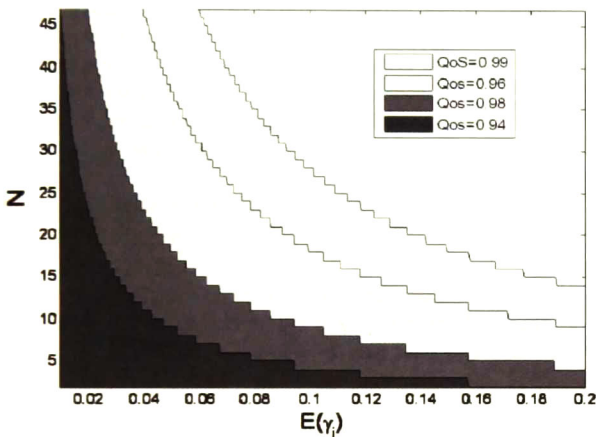


Fig. 5. Regions of jitter-QoS, for $J_{max} = 30$ ms.

where Γ is the gamma function. It has been shown that when $\alpha \simeq 1$, a Cauchy distribution is an adequate approximation and the QoS requirement can be expressed as

$$QoS \leq P(|J_N| \leq J_{max}) = \frac{2 \arctan(J_{max}/\gamma_p(N))}{\pi}. \quad (6)$$

Figure 4 shows the percent of observed packets with a jitter below 30 ms for a given hop length in path Mex-USA-France; we see that (6) provides a good QoS approximation.

Also, substituting in (6) the cumulative dispersion $\gamma_p(N) = E(\gamma_i)N^{1/E(\alpha)}$, the maximum number of hops N to guarantee a jitter-QoS level is given by

$$N < \left\lfloor \frac{J_{max}}{E(\gamma_i) \tan(\pi QoS/2)} \right\rfloor^{E(\alpha)}. \quad (7)$$

Since we consider the Cauchy distribution, $E(\alpha) = 1$. In practice, routing protocols must consider the maximum

number of hops N permitted in a path as a QoS criterion. This relationship is illustrated in Figure 5 for a QoS = 0.99, 0.96, 0.98 and 0.94 as a function of the mean jitter dispersion. The presented model captures the heavy tail behavior and the dispersion of jitter for different nodes in a path, and describes as well the jitter-QoS for N nodes.

VI. CONCLUSIONS

In this paper, an IP network alpha-stable jitter model that exhibits a better fit than that of the exponential formulation was presented. It was shown through measurements that jitter is better described with our alpha-stable model by comparing it to network measurements.

When the stability index has a mean value close to one, a simplified model based on the Cauchy distribution is adequate. Jitter dispersion follows a power law of the number of nodes in the path with scaling exponent given by the stability index. The proposed models permit the estimation of jitter-QoS as a function of the number of nodes in the path, the stability index and the jitter dispersion.

REFERENCES

- [1] C. A. Fulton, and S. Li, "Delay jitter first-order and second-order statistical functions of general traffic on high-speed multimedia networks, *IEEE/ACM Trans. Networking*, vol. 6, pp. 150-163, Apr. 1998.
- [2] L. Qiong and D. Mills, "Jitter-based delay-boundary prediction of wide-area networks, *IEEE/ACM Trans. Networking*, vol. 9, pp. 578590, Oct. 2001.
- [3] E. J. Daniel, C. M. White, and K.A. Teague, "An inter-arrival delay jitter model using multi-structure network delay characteristics for packet networks, in *Proc. Conf. on Signals, Systems and Computers*, pp. 17381742, 2003
- [4] W. E. Leland, M. S. Taqqu, W. Willinger, and D. V. Wilson, "On the self-similar nature of Ethernet traffic (extended version), *IEEE/ACM Trans. Networking*, vol. 2, pp. 1-15, Feb. 1994.
- [5] S. Resnick and G. Samorodnitsky, "Performance decay in a single server exponential queueing model with long range dependence, *Operations Research*, pp. 235-243, Mar-Apr. 1997.
- [6] G. Samorodnitsky and M. S. Taqqu, *Stable Non-Gaussian Random Processes: Stochastic Models with Infinite Variance*. Chapman and Hall/CRC, 1994.
- [7] SLAC (July 2009), Round Trip Delay Distribution between SLAC and CERN. [Online]. Available: <http://www.slac.stanford.edu/comp/net/wanmon/resp-jitter.html>
- [8] N. Johnson, S. Kotz, and N. Balakrishnan, *Continuous Univariate Distributions*, vol. 1. John Wiley and Sons, pp. 56-60, 1994.
- [9] L. Rizo-Dominguez, "Jitter modeling for wide area networks, Technical Report CVSTV 0809, Guadalajara, Mexico, CINVESTAV, Aug. 2008.
- [10] L. Rizo, D. Torres, J. Dehesa, and D. Muoz, "Cauchy distribution for jitter in IP networks, in *Proc. 18th International Conference on Electronics, Communications and Computers (CONIELECOMP '08)*, pp. 35-40, 2008.
- [11] R. Pastor-Satorras, A. Vazquez, and A. Vespignani, "Dynamical and correlation properties of the Internet, *Physical Review Lett.*, vol. 87, pp. 1-4, Dec. 2001.
- [12] M. Schwartz, *BroadBand Integrated Networks*. Prentice Hall, 1996.
- [13] The Cisco website (Oct. 2007), Enterprise QoS Solution Reference Network Design Guide. [Online]. Available: <http://www.cisco.com/univercd/cc/td/doc/solution/esm/qosrmd.pdf>
- [14] W. Feller, *An Introduction to Probability Theory and its Applications*, vol. 2. New York: Wiley, pp. 581-583, 1970.

Cauchy Distribution for Jitter in IP Networks

L. Rizo¹, D. Torres¹, J. Dehesa¹, D. Muñoz²

¹CINVESTAV; Unidad Jalisco

²ITESM; Center for Electronics and Telecommunications
lrizo, dtorres, jdehesa {@gdl.cinvestav.mx}, dmunoz@itesm.mx

Abstract

In many real-time applications the Quality of Service (QoS) is dominated by jitter. In this paper RTT (Round Trip Time) measurements were collected in order to find a probabilistic jitter model. From collected measurements the tail index was close to unit, this relates us to Cauchy's distribution. In this paper we show that the jitter has direct influence in the network performance. The purpose of this paper is to show how jitter dispersion affects to user perception in some applications.

Keywords: Jitter, Cauchy distribution, QoS.

1. Introduction

The transmission of multimedia information through Internet, with its policy of the best effort in the packet delivered, has been increased in the last years. Each application multimedia has its own requirements for a good performance. According to ITU, Internet could be evaluated in terms of some metrics such as: packet loss, jitter, One Way Delay (OWD) and bandwidth. In this work, we determine the negative effects of jitter for some applications. For this purpose Round Trip Time (RTT) measurements to different countries were collected.

There are many works where jitter is modeled: In [1] Fulton and Li present an analytic study about jitter on Asynchronous Transfer Mode (ATM) networks, determining the jitter Probability Density Function (PDF) and its autocorrelation function for specific background traffic environments; the results were compared with simulations. Mansour and Patt-Sharmir proposed, in [2], an algorithm that uses a certain buffer size previously calculated in order to guarantee the QoS. Qiong and Mills [3] propose an algorithm to predict jitter on transport layer. Their model was based on Chebyshev's inequality; the results of that work are applicable to TCP. An evaluation of the relationship between jitter and the characteristics of background traffic (using Interrupt Bernoulli process as traffic model) such as burstiness, traffic load and traffic burst length was presented in [4], where Zheng et al. analyze the jitter effects. A work of jitter generator based on Laplace distribution was

developed by Daniel et al. [5]; nevertheless the RTT measurements collected by us from Mexico to: France, Argentina, Japan and Australia do not agree with this statement.

Under our knowledge there are no works that associate the jitter of IP networks with the Cauchy distribution. The motivation of this paper is: to find a jitter model and a QoS metric.

The remainder of this work is organized as follow: section 2 describes the mathematical model. Section 3 presents measurement methodologies and environmental. Section 4 describes jitter model. Section 5 presents the results. Section 6 shows the impact of the jitter on QoS and finally the section of concluding remarks.

2. Mathematical Concepts

Jitter is defined here as the difference between the delays of packet k and $k-1$ at two different measurement points. In the ideal conditions this is a constant. However due to queuing waiting time in routers and route changes, packets experiment delay variation (jitter)

$$J(k) = D(k) - D(k-1) \quad (1)$$

When jitter is less than zero a packet clustering phenomenon occurs which degrades QoS, and if jitter is greater than zero there is packet spreading that will require an increment of buffer size in order to compensate it.

A heavy tail random variable is defined by its survival function as:

$$P(X > x) \sim \frac{1}{x^\alpha}, x \rightarrow \infty \quad (2)$$

where: α is the tail index.

3. Measurements

3.1 Environment

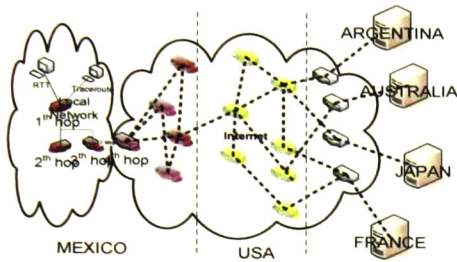


Figure 1. Scheme of network structural design

The environment of measurements is shown in Figure 2.

Their major characteristics are:

- Over 300 PCs and WS
- Students, professors, and other peoples as users
- Monitoring with MRTG
- Period of observation from 5 March 2006 to 15 May 2006
- Monday and Friday are identified as the days with highest traffic loads
- Sunday was the day with lowest load

3.2 Sending Packet Algorithm

The RTT traces with a duration of one day were collected and analyzed. The capture was handling by MPING program which sends/receives ICMP (Internet Control Message Protocol) packets (64 bytes). We collect RTT measurements for hop 1, hop 2, ..., hop N consecutively; where the interdeparture time were management by a Linux interrupt, "ualarm". Two scenarios were considered: low and high local load (Sunday and Monday respectively). Table 1 shows the paths, and periods of measurements. These measurements are available in [6]. The number of analyzed samples is 24 millions approximately.

Measurement set	Source-Destination	Ts	Measurement period (2006)
A	Mex-EUA-Argentina	620 ms	Sun Mar 05th 00:00:00 – Sun Mar 05th 23:59:05
B	Mex-EUA-Argentina	620 ms	Mon Mar 06th 00:00:00 – Mon Mar 06th 23:59:05
C	Mex-EUA-Australia	420 ms	Sun Apr 09th 02:53:56 – Mon Apr 10th 02:17:07
D	Mex-EUA-Australia	420 ms	Mon Apr 10th 02:17:07 – Tue Apr 11th 01:41:53
E	Mex-EUA-Japon	580 ms	Sun Apr 23th 00:09:00 – Mon Apr 24th 00:05:03
F	Mex-EUA-Japon	580 ms	Mon Apr 24th 00:05:05 – Tue Apr 25th 00:19:23
G	Mex-EUA-Francia	420 ms	Sun May 14th 00:11:32 – Mon May 15th 00:05:24
H	Mex-EUA-Francia	420 ms	Mon May 15th 00:05:24 – Tue May 16th 00:17:13

Table 1. Source, destination and period of the measurements

4. Jitter Model

Several studies show evidence that the network traffic exhibits long range dependence characteristics [7][13][14]. This implies according with [8], that waiting time in the queue will be heavy tailed. Therefore, it leads to think in a heavy tail behavior of delays and jitter.

As r.v. with heavy tail distributions have infinite variance, then they can only converge to an alpha-stable distribution (considering the generalization of the central limit theorem). If two consecutive probe packets arrive at the queue in different busy periods, then its delays are independent. Based on observations, most of the multimedia applications have an interdeparture time greater than the queue busy period. Alpha stability theory states that for two independent and alpha-stable variables, their difference is also alpha stable. Therefore, based on the characteristics of $D(k)$, the jitter $J(k)$ becomes also alpha stable.

As the jitter definition used here implies a symmetrical r.v. then the employment of a symmetrical distribution is convenient. If $\alpha = 1$, then Cauchy distribution can be used for the jitter. A r.v. $X(t)$ is said to has a Cauchy distribution if its Cumulative Distribution Function (CDF) is given by following equation:

$$P(X \leq x) = \frac{\arctan\left(\frac{x}{\gamma}\right)}{\pi} + \frac{1}{2} \quad (3)$$

where: γ is the scale parameter.

4.1 Estimation of the Tail Index

There are some estimators of tail index. In this work we use standard Hill's estimator and others three variants.

4.1.1. Standard Hill Estimator (SH)

The Hill's estimator is a statistical tool, that estimates the index of tail, α , from samples of a process $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$, considering that the process is stationary and its distribution function (F) satisfies (2).

Ordering the samples as $X_1 \geq X_2 \geq \dots \geq X_k \geq \dots \geq X_n$, the estimation of order k , $\hat{\alpha}_{SH}(k)$, is given by:

$$\hat{\alpha}_{SH}(k) = \left(\frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \log \frac{X_i}{X_{k+1}} \right)^{-1}, \quad \text{for } k=1, \dots, n-1. \quad (4)$$

The Hill's estimator requires $k+1$ data and generates a vector of length k . One of the main difficulties of the Hill's estimator is to determine k . This is due to $\hat{\alpha}$ is sensitive to the number of used samples.

4.1.2. Smoothing Hill Estimator (SM)

To make Hill's estimator less sensitive to k Resnick et.al. [10] suggest a smoothing technique. The smoothing procedure is an averaging of the standard Hill estimations:

$$\hat{\alpha}_{SH}(k, u)_{smooth} = \frac{1}{u-1} \sum_{p=k+1}^{uk} \hat{\alpha}(p), \quad \text{for } u > 1 \quad (5)$$

With this averaging the Hill's estimations were smoothed producing a result less sensitive to the number of samples.

4.1.3. Alternative Hill Estimator (AH)

Resnick and Stărică [10] suggested a simple modification called alternative plotting. Instead of plotting $k, H_{k,n}$, $1 \leq k \leq n-1$, they construct the

alternative Hill plot using $\left(\theta, H_{\lceil n^\theta \rceil, n} \right)$, $0 \leq \theta \leq 1$ that produces a logarithmic scale for the k-axis.

where: θ is a vector $\{0, 0.01, 0.02, \dots, 0.99, 1\}$

$$\hat{\alpha}_{AH}(\lceil n^\theta \rceil) = \left(\frac{1}{\lceil n^\theta \rceil} \sum_{i=1}^{\lceil n^\theta \rceil} \log \frac{X_i}{X_{\lceil n^\theta \rceil+1}} \right)^{-1}, \quad \text{for } 0 \leq \theta \leq 1. \quad (6)$$

Where $\lceil n^\theta \rceil$ is the smallest integer greater or equal to n^θ .

4.1.4. QQ Estimator (QQ)

The dynamic QQ estimator is a graphical technique for assessing goodness of fit and estimating location and scale parameters. The estimation is given by the equation 1.2 in the paper [15].

The series of $\hat{\alpha}(k)$ was divided in to no overlapping blocks of a length L. for each block, the variance was calculated. The flat region was chooses according to the criterion of minimal variance.

In accordance with the criterion of minimal bias $\min E(\hat{\alpha}) - \alpha$ the smoothing hill estimator was chosen. Table 2 shows the mean of estimated alpha obtained from a set of data whit $\alpha = 1$ for different size of k .

Table 2

k % SERIE	STANDARD HILL	SMOOTHING HILL	ALT HILL	QQ ESTIMATOR
10%	1.0209	1.0513	0.9972	0.9569
20%	0.9979	1.0213	0.9759	0.9637
30%	0.9723	0.9979	0.9712	0.9588
40%	0.9373	0.985	0.9605	0.9567
50%	0.9055	0.9797	0.9506	0.9625
60%	0.8586	0.9742	0.9535	0.9539
70%	0.8133	0.9765	0.9719	0.9627
80%	0.7765	0.9705	0.9558	0.9553
90%	0.7591	0.9768	0.9716	0.9692

The mean of estimations for different methods with different values of k.

In Figure 3 are shown the estimations of alpha for different methods using 60% of the series length. The smoothing technique showed the best accuracy estimations.

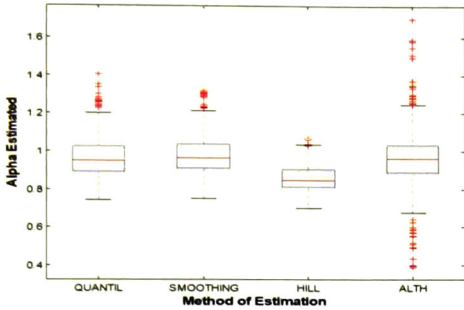


Figure 3. Alpha estimated for different methods

Figure 4 shows the behavior of $\hat{\alpha}$ for different hours and router indexes (position in the path).

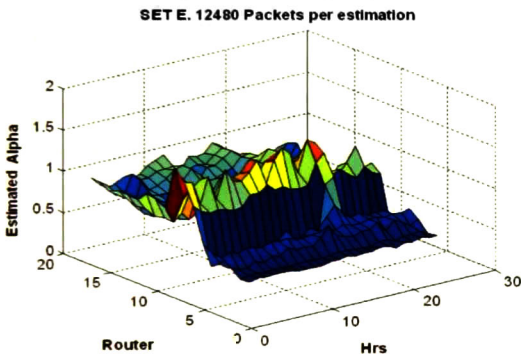


Figure 4. Alpha behavior in time

Conclusion : The jitter presents a heavy tail distribution. Besides, for the router index > 4 , $\hat{\alpha}$ was close to the unit. Therefore a Cauchy distribution should be taken into account.

4.2 Scale Parameter Estimation

According to (3), the scale parameter could be estimated based on its Cumulative Distribution Function (CDF). i.e.

$$\frac{x}{\gamma} = \tan \pi(P(X \leq x) - 1/2) \quad (7)$$

Also, the equation (7) is a straight line with slope $= 1/\gamma$; that can be used for γ estimation.

5. Results

In the literature, we found only a jitter generator based on Laplace distribution [5]. The Laplace and t-Student

distribution are symmetric but some Internet parameters shows heavy tail behavior. Therefore, distribution such as Cauchy should be considered. Figure 5 shows the fit of Cauchy distribution to jitter.

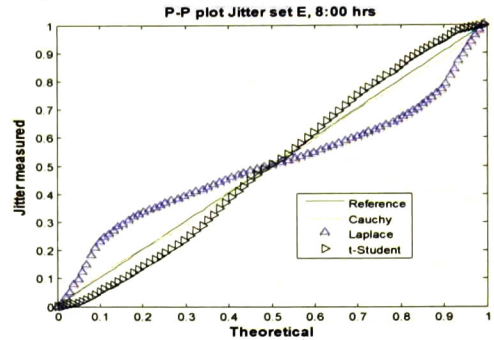


Figure 5. P-P of jitter, Cauchy, Laplace and t-Student distributions

The statistic tool of P-P plot compares a theoretical distribution versus a measured distribution (jitter), if they are identical a straight-line with slope 1 is depicted. In order to make a quantitative analysis of the results of P-P plot we calculated the Mean Squared Error (MSE), table 3 shows the results.

Conclusion: The Cauchy distribution shows a better fit than Laplace and t-Student for jitter measurements.

	Hop	Cauchy	Laplace	t-Student
SET A	1st	5.67E-04	0.0311	0.0899
	5th	0.0015	0.0548	0.0327
	20th	0.003	0.0295	0.0198
SET B	1st	3.53E-04	0.0263	NaN
	06th	0.0015	0.0399	0.0403
	23th	0.0019	0.002	0.0368
SET C	1st	4.26E-04	0.0134	NaN
	07th	9.31E-04	0.036	0.0436
	20th	0.0011	0.0043	0.0016
SET D	1st	4.10E-04	0.0151	NaN
	05th	0.0037	0.0057	0.0225
	19th	0.0011	0.0035	0.0325
SET E	1st	1.93E-04	0.0374	NaN
	10th	0.0061	0.025	0.0144
	20th	4.62E-04	0.0309	0.0159
SET F	1st	9.03E-04	0.0157	NaN
	07th	0.0016	0.0056	0.0302
	21th	0.0024	0.0083	0.0246
SET G	2nd	1.73E-04	0.0426	0.082
	12th	4.19E-04	0.0283	0.0492
	21th	2.95E-04	0.0247	0.0018
SET H	2nd	2.19E-04	0.0527	0.0808
	16th	6.57E-04	0.0042	0.0113
	21th	1.91E-04	0.007	0.0533

Table 3. Fitting Mean Squared Error of reference and (t-Student, Cauchy and Laplace) distribution

As the jitter is dominated by queuing in routers, then the higher the number of routers is, the higher the jitter. A relation for the jitter accumulation is: $J_k = \sum_{router=1}^k J_{router}$

fortunately the domain of attraction of r.v dominated by Cauchy distribution is itself in other words: let $X_1, X_2, \dots, X_n \approx Cauchy(\gamma)$ be n r.v. i.i.d. [12], then $\sum_{i=1}^n X_i \approx Cauchy$. The previous equation implies that: if $J_{k-1}, J_{k-2}, \dots, J_1$ has Cauchy distribution, then $J_k \approx Cauchy(\gamma_k)$. Figure 6 depicts gamma behavior during one day and the routers of set D, see Table 1.

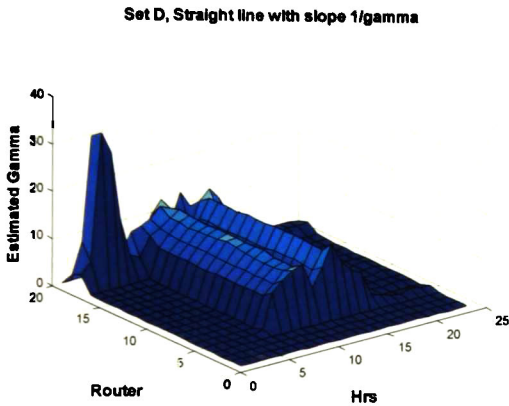


Figure 6. Gamma behavior in time

6. Impact of Jitter on the QoS

For packets lost less or equal to 1%, and a OWD less or equal to 120ms, Cisco uses a QoS metric for VoIP the average one-way jitter which should be under 30ms. While as QoS metric for VIP is suggested the absolute jitter, which should be no more than 30ms.

Therefore, as jitter is a r.v. in this section we study the probability that the absolute jitter will be no more than 30ms versus gamma. Where gamma is the scaled parameter of the Cauchy distribution.

Let $Q_{emp} = P(|Jitter| \leq 30ms)$ be the relative frequency of the jitter obtained from the measurements, and $Q_{theo} = P(|Jitter| \leq 30ms)$ be the theoretical probability from the Cauchy distribution.

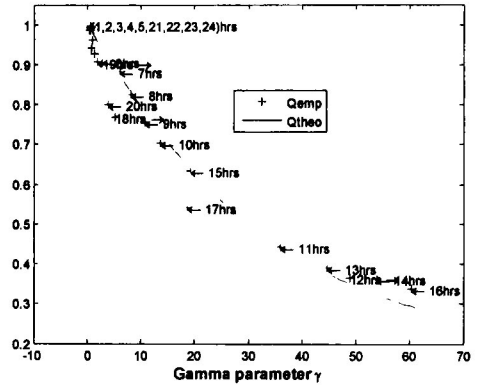


Figure 7. Relation between γ and $P(|Jitter| \leq 30ms)$

In order to analyze the behavior of the proposed model versus jitter measured we define an error, which is given by:

$$error = Q_{emp} - Q_{theo} \quad (8)$$

Figure 7 depicts the relationship between QoS (as a probability) and γ Showing that when γ increase the QoS decrease.

In the neighborhood of $\hat{\alpha} = 1$, we found that when $\hat{\alpha}_{SM}, \hat{\alpha}_{SH}, \hat{\alpha}_{AH} > 1$ the $\max(error) = 0.338$, while $\min(error) = 0.006$, and when $\hat{\alpha}_{SM}, \hat{\alpha}_{SH}, \hat{\alpha}_{AH} < 1$ the $\max(error) = 0.067$ and $\min(error) = -0.11$.

7. Concluding remarks

More than 24 millions of measurements were collected for jitter modeling. From these measurements, we obtained that jitter has heavy tail behavior. For the estimation of tail index four algorithms were used showing the smoothing Hill's estimator the best results. The $\hat{\alpha}$ was close to the unit for routers with index greater than 4. Therefore, a Cauchy distribution was taken into a count in order to compare it with other distributions. Cauchy distribution has a better fit than Laplace and t-Student distribution (proposed in the literature). From the analysis of measurements: the Cauchy parameter (γ) is larger in high traffic days than low traffic days. Also, we showed that dispersion (γ) affects directly QoS metric for many applications, particularly we showed the behavior of the jitter for a QoS metric used in VIP. Finally the most significant contribution of this work is the use of Cauchy distribution for jitter models.

8. References

- [1] C. A. Fulton, and S Li, "Delay jitter first-order and second-order statistical functions of general traffic on high-speed multimedia networks", *IEEE/ACM Transactions Networking*, 1998, pp. 150–163.
- [2] Y. Mansour and B. Patt-Shamir, "Jitter Control in QoS Networks", *IEEE/ACM Transactions Networking*, 2001, pp 492-502.
- [3] L. Qiong, D. Mills, "Jitter-based delay-boundary prediction of wide-area networks", *IEEE/ACM Transactions on Networking*, 2001, pp: 578 – 590.
- [4] L. Zheng, L. Zhang and D. Xu , "Characteristics of network delay and delay jitter and its effect on voice over IP (VoIP)", in. ICC 2001. *IEEE International Conference on Communications*, June 2001, pp: 122-126.
- [5] E.J. Daniel, C.M. White and K.A. Teague, "An inter-arrival delay jitter model using multi-structure network delay characteristics for packet networks", *Conference on Signals, Systems and Computers*, 2003; pp 1738 – 1742.
- [6] <http://orion.gdl.cinvestav.mx/jcinv/minisitios/dtorres> .
- [7] Leland et al. "On the self-similar nature of Ethernet traffic", *IEEE/ACM Transactions on Networking*, Volume 2, Issue 1 (February 1994)
- [8] S. Resnick, G. Samorodnitsky, "Performance Decay in a Single Server Exponential Queueing Model with Long Range Dependence" *Operations Research*, Mar. – Apr; 1997, pp. 235-243.
- [9] B.M. Hill, "A simple approach to inference about the tail of a distribution", *The Annals of Statistics*; 1975, vol. 3, 1163-1174.
- [10] S. Resnick and C. Stărică, "Smoothing the Hill Estimator". *Advances in Applied Probability*; 1997, 29 271-293.
- [11] R. G. Cole and J. H. Rosenbluth , "Voice over IP performance monitoring", *ACM SIGCOMM Computer Communication Review*, April 2001, Volume 31, pp 9-24.
- [12] G. Samorodnitsky and Taqqu, *Stable non-Gaussian random processes: stochastic models with infinite variance*, CHAPMAN & HALL/CRC, 1994.
- [13] V. Paxson and S. Floyd, "Wide-Area Traffic: The Failure of Poisson Modeling", *IEEE/ACM Transactions on Networking*, Vol. 3 No. 3, pp. 226-244, June 1995.
- [14] M. Roughan and D. Veitch, "Measuring Long-Range Dependence under Changing Traffic Conditions", Proceedings of INFOCOM '99, New York, NY, 1999.
- [15] Marie F. Kratz and Sidney I. Resnick, "The QQ estimator and Heavy tails", Université Rene Descartes, Paris V and Cornell University, January 1995.
- [16] Cisco; Enterprise QoS Solution Reference Network Design Guide <http://www.cisco.com/univercd/cc/td/doc/solution/esm/qosrnd.pdf>; October 2007.

9 REFERENCIAS

- [1] A. Astrauskas, J. Levy, and M. S. Taqqu (1991). *The asymptotic dependence structure of the linear fractional Lévy motion*. *Lithuanian Mathematical Journal* 31(1), 1–28
- [2] A. Choi, A. Constantinides, *Effect of packet loss on 3 toll quality speech coders*, in: *Second IEE National Conference on Telecommunications, York, UK, 1989*, pp. 380-385.
- [3] A. Clark, "Modeling the effects of burst packet loss and recency on subjective voice quality," in *Proc. IP Telephony Workshop, Mar. 2001*.
- [4] A. Dua and N. Bambos, "Buffer management for wireless media streaming," in *Proc. IEEE GLOBECOM, 2007*.
- [5] A. Karasaridis, D. Hatzinakos; "Network Heavy Traffic Modeling Using Alpha-Stable Self-Similar Process"; *IEEE Transactions on Communications*; pp: 1203-1214, 2001
- [6] A. Gurtov, página en internet <http://www.cs.helsinki.fi/u/qurtov/ns/>, visitada en Mayo 2008.
- [7] A. Novak , R. Watson, *Determining an adequate probe separation for estimating the arrival rate in an M/D/1 queue using single-packet probing*, *Queueing Systems: Theory and Applications*, v.61 n.4, p.255-272, April 2009
- [8] A. Markopoulou , F. Tobagi and M. Karam, *Loss and Delay Measurements of Internet Backbones*, *Computer Communications*, v.29 n.10, p.1590-1604, June, 2006
- [9] A. Papoulis, *Probability, Random Variables, and Stochastic Processes, first ed.* New York: McGraw-Hill, 1965, pp 83-95, 153, 302,303.
- [10] A. Privalov and K. Sohrawy; "Per-stream jitter analysis in CBR ATM multiplexors," *Networking, IEEE/ACM Transactions Networking*, vol 6, 1998, pp. 141 – 149.
- [11] A. Takahashi, *Opinion model for estimating conversational quality of VoIP*, in: *Proceedings of ICASSP'04, vol. III, 2004*, pp. 1072-1075.
- [12] B. Choi and Z. Zhang, *Practical Delay Monitoring for ISPs*, *Proceedings of the 2005 ACM conference on Emerging network experiment and technology*, pp. 83-92.
- [13] C. A. Fulton and S Li; "Delay jitter first-order and second-order statistical functions of general traffic on high-speed multimedia networks," *IEEE/ACM Transactions Networking*, vol. 6, 1998, pp. 150–163.
- [14] CAIDA, sitio www.caida.org , 1 mayo 2005
- [15] C. Baker; "Zero-one laws for Gaussian measures on Banach spaces" *Transactions of the American Mathematical Society* 186,1973, pp 291–308

- [16] C. Demichelis, Carlo, "Improvement of the Instantaneous Packet Delay Variation (IPDV) Concept and Applications", *World Telecommunications Congress 2000*, 7-12 May 2000.
- [17] C. J. Sreenan, J.-C. Chen, P. Agrawal, and B. Naderdran, "Delay reduction techniques for playout buffering," *IEEE Trans. Multimedia*, vol. 2, pp. 88-100, June 2000.
- [18] Cisco; Enterprise QoS Solution Reference Network Design Guide <http://www.cisco.com/univercd/cc/td/doc/solution/esm/qosrnd.pdf>, October 2007.
- [19] C. Perkins, O. Hodson, and V. Hardman, "A survey of packet loss recovery techniques for streaming audio," *IEEE Network*, vol. 12, pp. 40-48, Sept./Oct. 1998. D. Bertsekas and R. Gallager, *Data Networks, Second Edition*, Prentice Hall, Chapter 3
- [20] D. Kim and J. Lee, *End-to-end one-way delay estimation using one-way delay variation and round-trip time*, *The Fourth International Conference on Heterogeneous Networking for Quality, Reliability, Security and Robustness & Workshops*, August 14-17, 2007, Vancouver, Canada
- [21] D. Lin and H.T. Kung, "TCP Fast Recovery Strategies: Analysis and Improvements", *IEEE Infocom*, March 1998.
- [22] D. Loguinov and H. Radha, "End-to-end Internet video traffic dynamics: Statistical study and analysis," in *Proc. IEEE INFOCOM*, New York, NY, June 2002, pp. 723-732.
- [23] D. Muñoz-Rodríguez, S. Villarreal., G. Campos, C. Vargas-Rosales, R. Rodríguez-Cruz, G. Donis, "End-to-end network delay model for heavy-tailed environments", *European Transactions on Telecommunications*. Volume 14 Issue 5, Pages 391 – 398, 2003
- [24] D. Munoz-Rodriguez, S. V. Reyes, C. V. Rosales, M. Angulo B; D. Torres-Román and L. Rizo; Heavy "Tailed Network Delay: An Alpha-Stable" *Computación y sistemas; Vol 10 2006 pp 16-29.*
- [25] D. Torres (2009, July 23). Home page [Online]. Available: <http://www.qdl.cinvestav.mx/dtorres/>
- [26] E. J. Daniel, C. M. White and K.A. Teague, "An inter-arrival delay jitter model using multi-structure network delay characteristics for packet networks", *Conf. on Signals, Systems and Computers*, 2003; pp 1738 – 1742.
- [27] F. Avram and M. S. Taqqu (1986c). Weak convergence of moving averages with infinite variance. In E. Eberlein and M. S. Taqqu (Eds.), *Dependence in Probability and Statistics*, pp. 399–415. Boston: Birkhauser.
- [28] F. Houeto and S. Pierre, "Characterization of jitter and admission control in multiservice networks", *IEEE Communication Letters*, Vol 8, No 2, February 2004.
- [29] F. Tobagi, A. Markopoulou, and M. Karam, "Is the Internet ready for VoIP?," in *Proc. IWDC, Capri, Italy*, Sept. 2002, pp. 49-57.
- [30] G.L. Choudhury and R.G. Cole, "Design and analysis of optimal adaptive de-jitter buffers". Elsevier computer communications, pp:529-537; 2004

- [31] G. Samorodnitsky and M. S. Taqqu, *Stable non-Gaussian random processes: stochastic models with infinite variance*, Chapman & Hall/CRC, pp. 5, 1994.
- [32] G. Xiaohu, Z. Guuangi, A. Yaoting. "On the testing for alpha-stable distributions of network traffic". Elsevier computer communications, pp:447-457; 2004
- [33] H. Balakrishnan, V. N. Padmanabhan, S.n Seshan, M. Stemm and R. H. Katz, "TCP Behavior of a Busy Internet Server: Analysis and Improvements", *IEEE Infocom*, March 1998.
- [34] H. C. Chuan, C. Y. Huang, and T. Chiang, "On the buffer dynamics of scalable video streaming over wireless network," in *Proc. Vehicular Technology Conf.*, 2004.
- [35] I. Kouvelas and V. Hardman, "Overcoming workstation scheduling problems in a real-time audio tool," in *Proc. USENIX, Anaheim, CA, Jan. 1997*, pp. 235-242.
- [36] ITU-T Recommendation Y.1541 "Internet Protocol Communication Service - IP Performance and Availability Objectives and Allocations", April 2000.
- [37] J. Astola and Y. Neuvo (1992). "Matched median filtering". *IEEE Trans. On Communication* 40(4), 722–729
- [38] J. Beirlant, P. Vynckier, and J. L. Teugels (1996). Tail index estimation, Pareto quantile plots and regression diagnostics. *JASA* 91, 1659–1667
- [39] J.C. Bolot, *Characterizing end-to-end packet delay and loss in the Internet. Journal of High Speed Networks*, Vol . 2, pp. 305-323,1993.
- [40] J.-C. Bolot, H. Crépin, *Analysis and control of audio packet loss over packet-switched networks*, in: LNCS 1018 - *Network and Operating System Support for Digital Audio and Video Fifth International Workshop, NOSSDAV'95*, 1995, pp. 163-174.
- [41] J. Boland, T. Hurd, M. Pivato, and L. Seco (2000). *Measures of dependence formultivariate Lévy distributions*. In *Disordered and Complex Systems, Volume553*, London, pp. 289–295. American Institute of Physics
- [42] J. Dehesa, "Estimacion del tiempo de retransmisión en TCP utilizando la distribución de Cauchy y la distribución alpha-estable". *Tesis de Maestría, CINVESTAV 2009*.
- [43] J. Cuzick, *Local nondeterminism and the zeros of Gaussian processes*. *Ann. Probability* 6(1) (1978), 72–84
- [44] J. G. Proakis, and D. G. Manolakis, *Digital Signal Processing: Principles,. Algorithms, and Applications*, 4th edition, Prentice-Hall, 2007.
- [45] J. H. McCulloch. "Simple Consistent Estimators of Stable Distribution Parameters", *Communications in Statistics - Simulation and Computation* 15 (1986): 1109-36.
- [46] J.P. Nolan site; <http://academic2.american.edu/~jpnolan/stable/stable.html>, mayo 2007

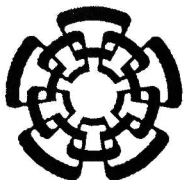
- [46] J.P. Nolan site; <http://academic2.american.edu/~jpnolan/stable/stable.html>, mayo 2007
- [47] J. P. Nolan; "Numerical calculation of stable densities and distribution functions", *Stochastic Models*, pp 759 – 774, 1997.
- [48] J. Wang M. Zhou and H. Zhou, *Clock synchronization for internet measurements: a clustering algorithm*, *Computer Networks: The International Journal of Computer and Telecommunications Networking*, v.45 n.6, p.731-741, 21 August 2004
- [49] K. Papagiannaki , S. Moon , C. Fraleigh , P. Thiran , C. Diot, "Measurement and Analysis of Single-Hop Delay on an IP Backbone Network", *IEEE Journal on Selected Areas in Communications*, 2003.
- [50] K. Park and W. Willinger, "Self-Similar Network Traffic and Performance Evaluation", John Wiley & Sons, Inc., 2000, chapter 1.
- [51] K. Sriram and W. Whitt, "Characterizing superposition arrival processes in packet multiplexers for voice and data," *IEEE J. Select. Areas Commun.*, vol. SAC-4, pp. 833-846, Sept. 1986.
- [52] K. Van Der Wal, M. Mandjes, and H. Bastiaanse, "Delay performance analysis of the newinternet services with guaranteed QoS," *Proc. IEEE*, vol. 85, no. 12, pp. 1947-1957, Dec. 1997.
- [53] L. Estrada; "Desarrollo de Herramientas para el análisis de mediciones de retardo", *Tesis de maestria CINVESTAV* 2008.
- [54] L. Gros, N. Chateau, V. Durin, *Speech quality: beyond the MOS score*, in: *Fifth International Conference on Measurement of Audio and Video Quality in Networks, MESAQIN'06*, 2006.
- [55] L. Ma, K. Barner, G. R. Arce, "Statistical Analysis of TCP's Retransmission Timeout Algorithm," *IEEE/ACM Transactions on Networking*, April 2006, Vol 14, N 2 pp: 383-396
- [56] L. Rizo, D. Torres, J. Dehesa , D. Muñoz; "Cauchy Distribution for Jitter in IP Networks" 18th *International Conference on Electronics, Communications and Computers, CONIELECOMP08*, pp. 35-40 2008
- [57] L. Rizo-Domínguez, D. Torres-Roman, D. Muñoz-Rodríguez and C. Vargas-Rosales; "Jitter in IP: A Cauchy Approach", *IEEE Communication Letters*, , Vol14, pp:190-192, February 2010.
- [58] L. Roychoudhuri , E. Al-Shaar and G. B. Brewster, *On the impact of loss and delay variation on Internet packet audio transmission*, *Computer Communications*, v.29 n.10, p.1578-1589, June, 2006
- [59] L. Qiong, D. Mills, "Jitter-based delay-boundary prediction of wide-area networks," *IEEE/ACM Transactions on Networking*, Vol. 9, pp: 578 – 590, October 2001.
- [60] L. S. Brakmo , Sean W. O'Malley , Larry L. Peterson, *TCP Vegas: new techniques for congestion detection and avoidance*, *Proceedings of the conference on Communications architectures, protocols and applications*, p.24-35, August 31-September 02, 1994, London, United Kingdom

- [61] L. Zheng, L. Zhang and D. Xu; "Characteristics of network delay and delay jitter and its effect on voice over IP (VoIP)" in: ICC 2001. IEEE International Conference on Communications, 2001; June 2001 pp:122-126.
- [62] N. Johnson, S. Kotz and N. Balakrishnan, *Continuous Univariate Distributions Vol. 1*, John Wiley & Sons, pp. 56-60, 1994. SLAC. (2009, July 29). Round Trip Delay Distribution between SLAC and CERN [Online]. Available: <http://www.slac.stanford.edu/comp/net/wan-mon/resp-jitter.html>
- [63] N. Laoutaris and I. Stavrakakis, "Adaptive playout strategies for packet video receivers with finite buffer capacity," in *Proc. IEEE ICC 2001, Helsinki, Finland, Jun. 2001*.
- [64] M. C. Yuang, P. L. Tien, and S. T. Liang, "Intelligent video smoother for multimedia communications," *IEEE J. Select. Areas Commun.*, vol. 15, pp. 136-146, Feb. 1997.
- [65] M.J. Karam and F. A. Tobagi, "Analysis of delay and delay jitter of voice traffic in Internet" *Elsevier Computer Networks*, 2002. pp: 711-726.
- [66] M. S; Borella, *On Estimating Long Range Dependence of Network Delay and Applications*, Vol. 6, No. 4, Dec. 2001.
- [67] MPING, sitio <http://mping.uninett.no/>, 14 de Febrero 2007
- [68] M. Schwartz, *Broadband Integrated Networks*, Chapter 3, Prentice Hall, 1996
- [69] M.S. Borella and G.B. Brewster. "Measurement and Analysis of Long-Range Dependent Behavior of Internet Packet Delay". In *Proceedings of IEEE INFOCOM*, 1998
- [70] M. S. Taqqu, V. Teverosky. "On estimating the intensity of long-range dependence in finite and infinite variance Series". In: Adler, R., Feldman, R., Taqqu, M. S. (eds.): *A Practical Guide to Heavy Tails: Statistical Techniques and Applications*. Birkhauser, boston (1998) 177-217.
- [71] M. Schwartz, *BroadBand Integrated Networks*, New Jersey, Prentice Hall, Chapter 3, 1996.
- [72] M. Yajnik, S. Moon, J. Kurose, and D. Towsley, "Measurement and modeling of the temporal dependence in packet loss," in *Proc. IEEE INFOCOM*, Mar. 1999, pp. 345-352.
- [73] O. Rincón, D. Torres, "Software Avanzado para Análisis de Métricas de Internet con Aplicaciones a Series de Tiempo". Tesis de maestría, CINVESTAV del IPN Unidad Guadalajara. Diciembre 2006
- [74] O. Rincón, D. Torres, L. Estrada, J. Ramírez. "SelQoS: A high performance tool for time series from Internet and other areas". Mayo, 2006.
- [75] R. Davis and S. Resnick (1984). Tail estimates motivated by extreme value theory. *Ann. Statist.* 12, 1467–1487
- [76] R. Davis and S. Resnick Limit theory for moving averages of random variables with regularly varying tail probabilities. *Ann. Probab.* 13, 1985, 179–195

- [77] R. Deo. "On estimation and testing goodness of fit for m -dependent stable sequences". *Journal of Econometrics* 99(2),2000, 349–372.
- [78] R. Govindan and V. Paxson. Estimating router ICMP generation delays. In *Proc. PAM*, March 2002.
- [79] R. Yunhua. Evaluation and estimation of second-order self-similar network traffic. *Elsevier Computer Communications*, 2004, pp 898-904,
- [80] Perl Monks, sitio <http://www.perlmonks.org/>, 7 junio 2007
- [81] P. Holleczeck, R. Karch, R. Kleineisel, S. Kraft, J. Reinwand and V. Venus; "Statistical Characteristics of Active IP One Way Delay Measurements"; *International conference on Networking and Services*, 2006. 16-18 July 2006.
- [82] P. Mccullagh. "Möbius Transformation and Cauchy Parameter Estimation". *The Annals of Statistics*. 1996, Vol. 24, No. 2, 787-808
- [83] R. Landry and I. Staravkakis ; "Study of Delay Jitter With and Without Peak Rate Enforcement," *IEEE/ACM Transactions networking*, vol 5, 1997, pp: 543-553.
- [84] R. Pastor-Satorras, A. Vázquez and A. Vespignani, "Dynamical and Correlation Properties of the Internet"; *Physical Review Letters*, Vol. 87, pp: 1-4. December 2001.
- [85] R. Ramjee, J. Kurose, D. Towsley, and H. Schulzrinne, "Adaptive playout mechanisms for packetized audio applications in wide-area networks," in *Proc. IEEE INFOCOM*, Toronto, Canada, June 1994, pp. 680-688.
- [86] R. Yunhua; X. Zhongyang; L. Xu; "Performance analysis of queue system with self-similar traffic input" *Communication Technology Proceedings*, April 2003 pp:1437 - 1439
- [87] P. DeLeon and C. Sreenan, "An adaptive predictor for media playout buffering," in *Proc. IEEE Int. Conf. Acoustics, Speech, and Signal Processing (ICASSP)*, vol. 6, Mar. 1999, pp. 3097-3100.
- [88] P. L. Anderson and M. M. Meerschaert, "Periodic moving averages of random variables with regularly varying tails". *Ann. Statist.* 25(2), 1997,pp 771–785
- [89] Q. Li., and D.L. Mills. The implication of short-range dependency on delay variation measurement. *Proc. Second IEEE International Symposium on Network Computing and Applications (April 2003)*, 374 -380.
- [90] S. Floyd, V. Paxson, "Difficulties in Simulating the Internet", *IEEE Transactions on Networking*, pp:392-402 2001
- [91] S. Floyd and V. Jacobson; *Random Early Detection gateways for Congestion Avoidance*, *IEEE/ACM Transactions on Networking*, V.1, August 1993, pp. 397-413.
- [92] S. B. Moon , J. F. Kurose and D. F. Towsley, *Measurement and analysis of end-to-end delay and loss in the internet*, University of Massachusetts Amherst, 2000

- [93] S. Resnick, G. Samorodnitsky, "Performance Decay in a Single Server Exponential Queueing Model with Long Range Dependence," *Operations Research*, pp. 235-243, Mar. – Apr; 1997.
- [94] S. Resnick, and G. Samorodnitsky; "Performance Decay In A Single Server Exponential Queueing Model With Long Range Dependence", *Operations Research*, pp. 235-243, 1997.
- [95] Spirent, "Voice over IP", *Communications*. 2001
- [96] T. Cover and J. Thomas, *Elements of Information Theory*. 1991 .p18.
- [97] T. Stockhammer, H. Jenkac, and G. Kuhn, "Streaming video over variable bit-rate wireless channels," *IEEE Trans. Multimedia*, vol. 6, pp. 268-277, 2004..
- [98] V. Guégin, V. Gautier-Turbin, V. Barriac, L.B.-J.R.L. Gros, G. Faucon, *Study of the relationship between subjective conversational quality and talking, listening and interaction qualities: towards and objective model for the conversational quality*, in: *Fourth International Conference on Measurement of Audio and Video Quality in Networks, MESAQIN'05, 2005*
- [99] V. Jacobson, "Congestion Avoidance and Control", in *Proceedings of ACM SIG-COMM '88, 1988*.
- [100] V. Paxson, "Strategies for Sound Internet Measurement," in *Proceedings of the 4th ACM SIGCOMM conference on Internet measurement; 2004*, pp 263-271.
- [101] V. Paxson, "End-to-End Internet Packet Dynamics", *IEEE/ACM Transactions on Networking*, 1999, 7 (3): 277-292
- [102] V. Paxson, "On calibrating measurements of packet transit times", *Proceedings of ACM SIGMETRICS joint international conference on Measurement and modeling of computer systems*, p.11-21, 1998, Madison, Wisconsin, United States
- [103] V. Paxson and S. Floyd, "Wide-Area Traffic: The Failure of Poisson Modeling", *IEEE/ACM Transactions on Networking*, Vol. 3 No. 3, pp. 226-244, June 1995
- [104] W. Feller; *An Introduction to Probability Theory and Its Applications*, New York. Wiley. Vol. 2, pp. 581-583, 1970.
- [105] W. Jiang and H. Schulzrinne, "Analysis of on-off patterns in VoIP and their effect on voice traffic aggregation," in *Proc. IEEE Int. Conf. Computer Communication Networks*, Las Vegas, NV, Oct. 2000, pp. 82-87.
- [106] W. Jiang and H. Schulzrinne, "QoS measurement of real time multimedia services in the Internet," *Columbia Univ., New York, NY, Rep. CUCS-015-99, 1999*.
- [107] W.E. Leland, M. S. Taqqu, W. Willinger, and D. V. Wilson. "On the self-similar nature of Ethernet traffic (extended version)," *IEEE/ACM Transactions on Networking*, Vol.2, pp. 1-15, February 1994.
- [108] Win Labor, sitio <http://www.win-labor.dfn.de/German/mainpage.html>, 3 Julio 2007

- [109] W. Willinger and V. Paxson, *Where Mathematics meets the Internet*, *Notices of the American Mathematical Society*, Vol 45, No 8, pp 964-970, Agosto 1998.
- [110] Y. A. Davydov and V. Paulauskas, "On the estimation of the parameters of multivariate stable distributions". *Acta Applicanda e Mathematica*, 1999 58, 107–124
- [111] Y. Li, A. Markopoulou, J. Apostolopoulos, and N. Bambos, "Content-aware playout and packet scheduling for video streaming over wireless links," *IEEE Trans. Multimedia*, vol. 10, pp. 885-895, Aug. 2008.
- [112] Y. Liang, N. Färber, and B. Girod, "Adaptive playout scheduling using time scale modification in packet voice communications," in *Proc. IEEE Int. Conf. Acoustics, Speech, and Signal Processing (ICASSP)*, vol. 3, Salt Lake City, UT, May 2001, pp. 1445-1448.



CENTRO DE INVESTIGACIÓN Y DE ESTUDIOS AVANZADOS DEL I.P.N. UNIDAD GUADALAJARA

"2010, Año de la Patria, Bicentenario del Inicio de la Independencia
y Centenario del Inicio de la Revolución"

El Jurado designado por la Unidad Guadalajara del Centro de Investigación y de Estudios Avanzados del Instituto Politécnico Nacional aprobó la tesis

Modelado de jitter en redes IP mediante procesos de cola pesada

del (la) C.

Luis RIZO DOMÍNGUEZ

el día 06 de Mayo de 2010.

Dr. Arturo Román Messina
Investigador CINVESTAV 3C
CINVESTAV Unidad Guadalajara

Dr. Deni Librado Torres Román
Investigador CINVESTAV 3A
CINVESTAV Unidad Guadalajara

Dr. Ramón Parra Michel
Investigador CINVESTAV 2C
CINVESTAV Unidad Guadalajara

Dr. Mario Angel Siller González
Pico
Investigador CINVESTAV 2A
CINVESTAV Unidad Guadalajara

Dr. David Muñoz Rodríguez
Director del Centro
ITESM Campus Monterrey

Dr. Cesar Vargas Rosales
Profesor-Investigador
Tecnologico de Monterrey campus
Monterrey

