

ESCUELA SUPERIOR POLITECNICA DEL LITORAL

FACULTAD DE INGENIERIA ELECTRICA

" PROGRAMA DE COMPUTADORA PARA EVALUAR
LA CONFIABILIDAD EN UN PERIODO CORTO DE
UN SISTEMA DE GENERACION CON RESERVA
OPERABLE "

TESIS DE GRADO

Previa a la obtención del Título de:
INGENIERO EN ELECTRICIDAD

Especialización: POTENCIA

Presentada por:

LUIS A. ZUÑIGA DAQUILEMA

Guayaquil - Ecuador

1.987

AGRADECIMIENTO

Al Ing. CRISTOBAL MERA G. ,
Director de Tesis, por su
ayuda y colaboración para la
realización de este trabajo.

DEDICATORIA

A MIS PADRES

A MIS HERMANOS

A MI ESPOSA E HIJA.

DECLARACION EXPRESA

"La responsabilidad por los hechos, ideas y doctrinas expuestos en esta tesis, me corresponden exclusivamente; y, el patrimonio intelectual de la misma, a la ESCUELA SUPERIOR POLITECNICA DEL LITORAL".

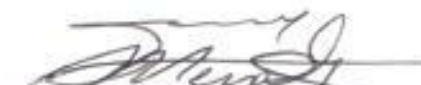
(Reglamento de Exámenes y Títulos profesionales de la ESPOL).




LUIS A. ZUNIGA DAQUILEMA



Ing. Gustavo Hermdez Flores
SUB-DECANO DE LA FACULTAD DE
INGENIERIA ELECTRICA



Ing. Cristóbal Mera C.
DIRECTOR DE TESIS



Ing. Jorge Flores Macías
MIEMBRO PRINCIPAL



Ing. Alberto Hanze Bello
MIEMBRO PRINCIPAL

RESUMEN

El presente trabajo inicia con un estudio corto de principios y conceptos probabilísticos orientados a disponer del material necesario, para poder desarrollar el objetivo propuesto. Posteriormente en forma general se da definiciones y conceptos básicos de confiabilidad de un sistema de potencia, para luego particularizar a un sistema netamente de generación, dejando fuera lo que respecta a transmisión y transformación.

Al evaluar la confiabilidad de un sistema de generación se hace distinción del planeamiento de largo plazo y el planeamiento de período corto; el mismo que requiere de suficiente reserva operable para llevar a cabo un buen desarrollo de las operaciones de estos sistemas.

Todo un capítulo realiza un estudio muy profundo referente al planeamiento de corto tiempo, donde salen a relucir métodos, índices probabilísticos existentes, así como sus limitaciones y aproximaciones que pueden ser usadas según sea el caso ó, de acuerdo al grado de exactitud requerido.

Con un criterio muy práctico se escoge el método: "PJM Modificado", cuyo índice a más de no presentar complicaciones en el cálculo, dá información oportuna al personal encarga

do. Ya escogido el método, un nuevo capítulo desarrolla - paso a paso un algoritmo, que finalmente va a ser el recurso necesario para la elaboración del programa de computadora, el mismo que facilitará enormemente la determinación de los índices de riesgo.

Y por último se aplica el método a un sistema real y se evalúa la utilidad del programa.

INDICE GENERAL

	<u>PAGS.</u>
RESUMEN.....	VI
INDICE GENERAL.....	VIII
INDICE DE FIGURAS.....	XI
INDICE DE TABLAS.....	XIII
INTRODUCCION.....	16
CAPITULO I	
CONFIABILIDAD DE LA CAPACIDAD DE GENERACION	
1.1. CONCEPTOS BASICOS DE CONFIABILIDAD.....	18
1.1.1. DEFINICIONES.....	18
1.1.2. FUNCION CONFIABILIDAD GENERAL.....	21
1.1.3. DISTRIBUCIONES PROBABILISTICAS UTILIZADAS EN EL ANALISIS.....	25
1.1.4. PROCESOS DE MARKOV.....	39
1.2. CAPACIDAD DE GENERACION ESTATICA - CONCEPTOS - BASICOS.....	49
1.2.1. EL P.O.R. DEFINICION E INTERPRETACION..	52
1.2.2. LOS PRINCIPALES INDICES DE CONFIABILIDAD CONCEPTOS.....	55
1.3. CAPACIDAD DE GENERACION OPERATIVA.....	59

	<u>PAGS.</u>
1.3.1 CONCEPTOS GENERALES.....	60
1.3.2. O.R.R. DEFINICION E INTERPRETACION.....	62
 CAPITULO II	
METODOS PROBABILISTICOS APLICADOS A LA EVALUACION DE LA CONFIABILIDAD DE GENERACION OPERABLE.	
2.1. GENERALIDADES.....	65
2.2. DIFERENTES METODOS.....	66
2.2.1. METODO PJM.....	67
2.2.2. METODO PJM MODIFICADO.....	74
2.2.3. APROXIMACION FUNCION SEGURIDAD.....	74
2.2.4. METODO DURACION Y FRECUENCIA.....	77
 CAPITULO III	
METODO PJM MODIFICADO	
3.1. GENERALIDADES.....	85
3.2. MODELO DE GENERACION - CONSTRUCCION DE LA TA- BLA PROBABILISTICA DE SALIDA DE CAPACIDAD....	86
3.2.1. PRESENTACION "ESTADO-ESPACIO" - MODELO DE DOS ESTADOS.....	86
3.2.2. MODELO DE MULTIPLES ESTADOS - ESTADOS DE CAPACIDAD INTERMEDIA.....	91
3.2.3. EFECTOS DE UNIDADES DE ARRANQUE RAPIDO Y RESERVA CALIENTE.....	97
3.3. MODELO DE CARGA.....	107
3.3.1. INCERTIDUMBRES EN EL PRONOSTICO DE CARGA.	107
3.4. DETERMINACION DEL RIESGO.....	112

CAPITULO IV

PROGRAMA EN COMPUTADORA PARA DETERMINAR EL INDICE DE CONFIABILIDAD EN UN PERIODO CORTO DE UN SISTEMA, CON RESERVA OPERABLE.

4.1. INTRODUCCION.....	125
4.1.1. MODELO DE GENERACION.....	126
4.1.2. MODELO DE CARGA.....	130
4.1.3. INDICE DE CONFIABILIDAD.....	132
4.2. DIAGRAMA DE FLUJO DEL PROGRAMA PRINCIPAL.....	139
4.3. MANUAL DEL USUARIO.....	142

CAPITULO V

EJEMPLO DE APLICACION

5.1. DESARROLLO.....	163
CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES.....	173
BIBLIOGRAFIA.....	176

INTRODUCCION

El desarrollo económico y social de un país, tiene una estrecha relación con los requerimientos de energía, sea que está se encuentre en forma térmica, eléctrica o mecánica.- Un tipo de energía de uso muy generalizado por sus múltiples aplicaciones y fácil manipulación es precisamente la energía eléctrica; hecho que obliga a las empresas del ramo, a elaborar continuamente programas de planificación de nuevos centros de generación o a su vez ampliar las mismas instalaciones existentes, para que sólo así poder suplir las crecientes demandas que día a día se van sucitando.- Por otro lado, las técnicas alcanzadas en la fabricación - de este tipo de maquinaria, han permitido disponer de unidades de gran capacidad de generación, dónde la tarea - de determinar el más económico programa de control de operaciones, que garantice la seguridad y el buen funciona-miento del sistema se vuelve cada vez más complicado, obligando así, no sólo a confiar en manos de personal más - competente si no más bien hacer extensible a este campo estudios de programación.

El objetivo principal de este tipo de estudio es poder evaluar bajo ciertas condiciones de operación, hasta que punto un sistema de generación puede ser confiable y que en caso de no serlo, poder conocer a más de las causas que originaron, la acción correctiva más acertada para su-

perar condiciones desagradables de operación.

En esencia la confiabilidad es un concepto netamente teórico, por lo cual se ha visto la necesidad de cuantificar la por medio de ciertos índices evaluados en base a conceptos probabilísticos, y sólo así poder disponer de un medio que nos permita medir la seguridad de un sistema.

En esta área, pocos son los índices que disponemos para evaluar el riesgo que involucra la operación de un sistema de generación, siendo la probabilidad de deficiencia de capacidad en un tiempo específico, un índice de riesgo de mayor utilidad práctica, ya que si bien es cierto otros pueden proporcionar información muy valiosa acerca del comportamiento del sistema a lo largo del período de programación, pero no es más oportuno como lo sería conocer la decisión que debe tomarse cuando está en peligro la seguridad del sistema.

C A P I T U L O I

CONFIABILIDAD DE LA CAPACIDAD DE GENERACION.

1.1. CONCEPTOS BASICOS DE CONFIABILIDAD.

Las definiciones y conceptos vertidos en este capítulo son tendientes a introducir en forma general a un análisis confiabilístico de un sistema de potencia, en capítulos posteriores se analizará con la profundidad del caso la evaluación cuantitativa de un sistema de generación con reserva operativa, estudio particularizado que viene a ser el objetivo principal de esta tesis de grado.

1.1.1. DEFINICIONES.

Se acostumbra a hablar en la vida diaria de una esperanza en torno a personas o cosas - confiables. Por ejemplo, una persona confiable nunca (o casi nunca) fracasaría deliberadamente en lo que se ha propuesto hacer, pues todo el tiempo, día tras día va a mantener la

confianza de poder alcanzar el objetivo propuesto. Desde este punto de vista podemos decir que la confiabilidad es un concepto muy viejo; pero que en la actualidad es una nueva diciplina de enorme utilidad en las evaluaciones de seguridad de muchos sistemas.

La primera definición clásica de confiabilidad que por algunos años fue empleada, dice: La -confiabilidad es la probabilidad que un equipo o todo un sistema ejecute su función en forma adecuada, bajo ciertas condiciones de operación, en un período prefijado. Como vemos, aquí se observa una relación muy importante que es el hecho de definir la confiabilidad a través de un concepto probabilístico netamente matemático. De ésta misma definición podemos también concluir que los diferentes valores esperados en la evaluación de la confiabilidad de estos sistemas pueden ser relacionados al cumplimiento de alguna función. Por otro lado experiencias pasadas por medio de sus datos estadísticos han ayudado a formar avances en la estimación del grado de confianza que podría tener lugar en un suceso δ , el temor de que una falla se produzca. Este grado de confianza que tiene lugar en un suceso, a base de experiencia

cias puede ser cuantificado con la ayuda de la probabilidad de éxito de dicho acontecimiento ó por el contrario relacionar con una probabilidad de falla. En nuestro caso la determinación de los diferentes índices sería una forma de cuantificar la confiabilidad de un sistema de generación.

Normalmente en los sistemas de potencia que estamos interesados, la mayor parte de sus dispositivos y equipos una vez que han fallado, existe la posibilidad de repararlos, para luego reintegrarlos al servicio cuando se los requiera. En estas circunstancias, se vió la necesidad de dar una nueva definición de confiabilidad que incluya este nuevo estado. El "funcionamiento esperado" de un equipo normalmente puede ser diferente cuan diferentes aplicaciones existan, por lo tanto la primera definición podríamos considerar como un caso particular de funcionamiento, donde un equipo tiene éxito tan sólo si no ha fallado durante el tiempo expuesto al servicio.

La confiabilidad de un dispositivo reparable necesita ser expresado por una medida (o medidas) diferentes a la que fué expuesta en la

definición anterior. Un índice de confiabilidad útil en este caso es la "Disponibilidad" que se define como sigue.

La disponibilidad de un dispositivo reparable es la proporción de tiempo, de su largo recorrido, que está en servicio, o listo para hacerlo.

En realidad la disponibilidad también es una medida probabilística y no es difícil demostrar que es igual a la probabilidad que un dispositivo no se encuentra en estado de falla en algún tiempo específico.

1.1.2. FUNCION CONFIABILIDAD GENERAL.

La expresión más conocida y quizás la más usada en un análisis de confiabilidad es, la probabilidad de que un componente sobreviva a un período determinado, cuando éste componente tiene una razón de falla constante.

Considere el caso en que N_t es un número fijo de ciertas componentes no reparables a ser probadas, si:

$N_s(t)$ = Número de componentes que sobreviven el tiempo t .

$N_f(t)$ = Número de componentes que fallan en t .

Para algún tiempo t , la confiabilidad $C(t)$ es dada por:

$$C(t) = \frac{N_s(t)}{N_t} \quad 1.a$$

$$C(t) = \frac{N_t - N_f(t)}{N_t}$$

$$C(t) = 1 - \frac{N_f(t)}{N_t}$$

Diferenciando con respecto a t

$$\frac{dC(t)}{dt} = -\frac{1}{N_t} \frac{dN_f(t)}{dt}$$

Cuando $dt \rightarrow 0$ se tiene la densidad instantánea de falla $f(t)$.

$$\frac{1}{N_t} \frac{dN_f(t)}{dt} = f(t) \quad 1.b$$

$$\frac{dC(t)}{dt} = -f(t) \quad 1.c$$

Por otro lado, si $\lambda(t)$ es la razón instantánea de falla:

$$\lambda(t) = \frac{dN_f(t)}{dt} \cdot \frac{1}{N_s(t)}$$

multiplicando por N_t/N_t y reordenando, se tiene.

$$\lambda(t) = \frac{N_t}{N_s(t)} \frac{dN_f(t)}{N_t dt} \quad 1.d$$

Reemplazando 1.d en 1.a y 1.b

$$\lambda(t) = \frac{1}{C(t)} f(t) = \frac{f(t)}{C(t)}$$

Finalmente por 1.c, tenemos:

$$\lambda(t) = - \frac{1}{C(t)} \frac{dC(t)}{dt}$$

Recordando que, $f(t)$ es la función densidad de falla

$$f(t) = \frac{-dC(t)}{dt}$$

$$\int_0^t f(t) dt = \int_1^{C(t)} -dC(t)$$

$$\int_0^t f(t) dt = 1 - C(t)$$

Por otro lado

$$\lambda(t) = - \frac{1}{C(t)} \frac{dC(t)}{dt}$$

$$\int_0^t \lambda(t) dt = - \int_1^{C(t)} \frac{dC(t)}{C(t)}$$

Luego

$$C(t) = e^{-\int_0^t \lambda(t) dt} \quad (1.1)$$

Esta ecuación da la confiabilidad de una compo
nente no reparable como una función del tiem
po, donde la razón de falla es también una
función del tiempo.

La experiencia nos ha enseñado que la mayor
parte de los componentes, particularmente compo
nentes eléctricos, siguen en el tiempo un mode
lo estandar de razón de falla. El modelo que
es comúnmente muy conocido como la "curva de -
bañera" es presentado en la figura # 1.1., cur
va típica en los componentes eléctricos que tie
nen una vida de operación prolongada.

Durante la vida útil o en la etapa de opera-
ción normal (región 2 del gráfico #1.1), la ra
zón de falla es constante y la presencia de
fallas λ se da en forma casual.

Si λ es una constante, por lo tanto independien

de del tiempo, la ecuación (1.1) se convierte en:

$$C(t) = e^{-\lambda t} \quad (1.2)$$

En la misma figura, la región 1 es conocida como la etapa de "Muerte infantil" y sus fallas se deben a errores propios de fabricación, aquí la razón de falla decrece en función del tiempo. En cambio la región 3 representa la etapa de desgaste o fatiga y es caracterizada por un incremento acelerado de la razón de falla.

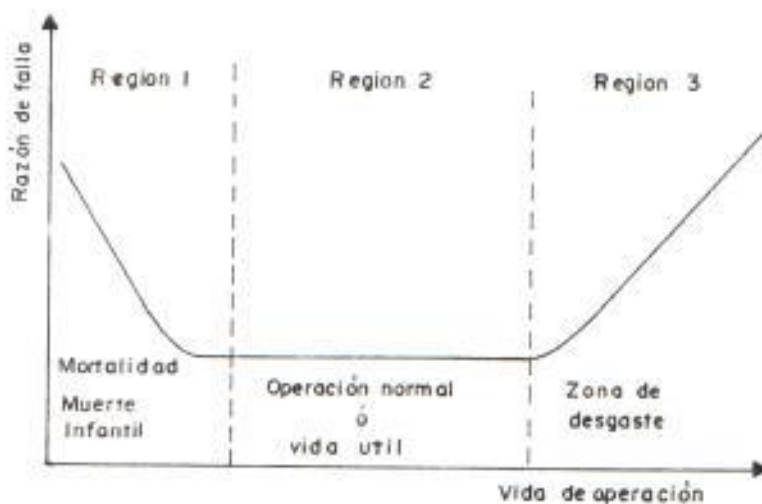


FIGURA # 1.1. RAZON DE FALLA COMO UNA FUNCION DE LAS ETAPAS DE LA VIDA DE UN COMPONENTE.

1.1.3. DISTRIBUCIONES PROBABILISTICAS UTILIZADAS EN EL ANALISIS.

DISTRIBUCION BINOMIAL.

Con frecuencia se encuentra muchos experimentos aleatorios en los cuales cada ensayo tiene solo dos posibles resultados, "exito o falla".

La probabilidad de que resulte exito en cada prueba se mantiene constante y no hay dependencia alguna entre ellos. Cuando tratamos con experimentos que cumplan estas condiciones, los resultados sean exitos o fallas, están distribuidos en forma Binomial.

El lanzamiento de una moneda es un ejemplo claro de una distribución binomial, pues sus resultados pueden ser caras o sellos sin que entre ellos haya ninguna dependencia.

Consideremos que la probabilidad de obtener una cara en un lanzamiento sea P , luego la probabilidad de obtener dos caras en dos ensayos será P^2 y generalizando la probabilidad de obtener r caras en r ensayos será P^r .

En el caso de considerar n ensayos, la forma de obtener exactamente r exitos (caras) viene dado por el número de combinaciones posibles.

$$C_{om}(r,n) = \frac{n!}{n! (n-r)!}$$

Si se designa por P_r la probabilidad de obtener r éxitos en n ensayos, se tiene:

$$P_r = \frac{n!}{n! (n-r)!} p^r q^{n-r} \quad (1.3)$$

Donde q es la probabilidad de éxito (sello), tal que $q+p = 1$.

Esta última expresión será utilizada en la construcción de la tabla de salida de capacidad - (modelo de generación), al combinar unidades con igual probabilidades de falla. Así en la construcción del modelo de generación con reserva operativa, tópico central de este estudio; la probabilidad p en la ecuación (1.3), será reemplazada por el ORR.

DISTRIBUCION EXPONENCIAL.

Se dice que una variable aleatoria continua X que toma todos los valores no negativos tiene una distribución exponencial con parámetro α positivo, si su función está dada por:

$$f(x) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha x} & x > 0 \\ 0 & \text{para otros valores} \end{cases}$$

Esta distribución exponencial desempeña un papel importante en la descripción de una gran cantidad de fenómenos, especialmente en el área de la teoría de la confiabilidad de sistemas.

Se puede anotar algunas de las propiedades de la distribución exponencial.

a) la función distribución acumulativa F de la distribución exponencial está dada por:

$$F(x) = \begin{cases} P(X \leq x) = \int_0^x e^{-\alpha t} dt = 1 - e^{-\alpha x}, & \text{para } x > 0 \\ 0 & \text{para otros valores de } x \end{cases}$$

b) El valor esperado de X se obtiene como sigue:

$$E(x) = \int_0^{\infty} x e^{-\alpha x} dx$$

Integrando por partes

$$e^{-\alpha x} dx = dv \quad \text{y} \quad x = u$$

Entonces

$$E(x) = \left[-x e^{-\alpha x} \right]_0^{\infty} + \int_0^{\infty} e^{-\alpha x} dx = 1/\alpha$$

$$E(x) = 1/\alpha$$

c) La varianza de X puede obtenerse con una integración semejante. Así encontramos que -
 $E(x^2) = 2/\alpha^2$, por lo tanto:

$$V(x) = E(x^2) - (E(x))^2$$

$$V(x) = 1/\alpha^2$$

La distribución exponencial podemos visualizar más claramente a través del gráfico de la figura # 1.2.

Si la función densidad de falla viene dada -
 por:

$$f(t) = \lambda e^{-\lambda t}$$

Y, a la probabilidad de falla en el tiempo t lo designamos por $D(t)$, ésta será igual a:

$$D(t) = \int_0^t \lambda e^{-\lambda t} dt$$

$$D(t) = 1 - e^{-\lambda t} \quad (1.4)$$

Por el contrario la probabilidad que sobreviva al -
 tiempo t , viene a ser:

$$C(t) = \int_t^{\infty} \lambda e^{-\lambda t} dt$$

$$C(t) = e^{-\lambda t} \quad (1.5)$$

Esta expresión es igual a la ecuación (1.2), que fue deducida al encontrar la probabilidad de que una componente sobreviva a un tiempo t , dentro de una etapa de razón de falla constante.

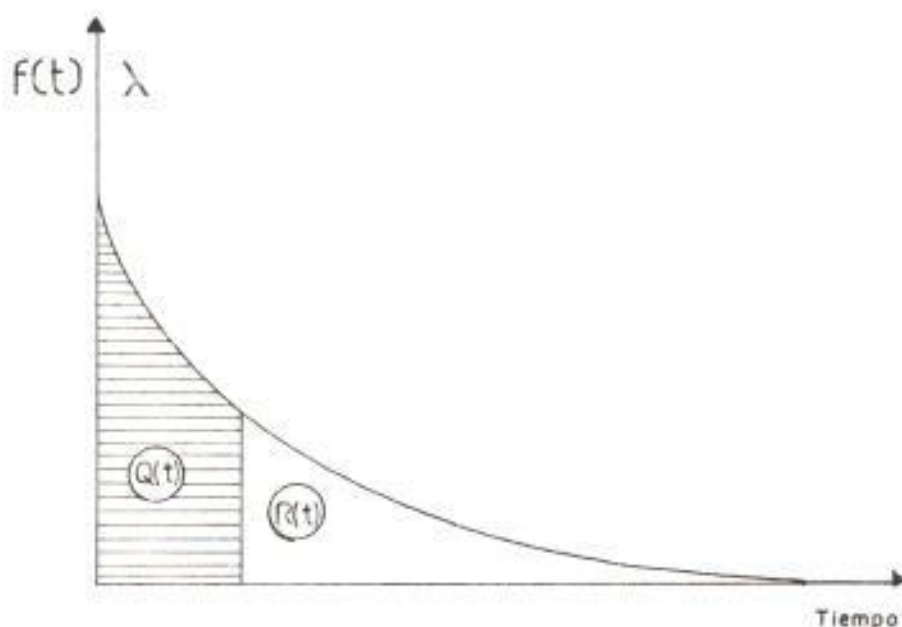


FIGURA # 1.2. FUNCION DENSIDAD EXPONENCIAL.

Ahora consideremos la probabilidad de ocurrencia simultánea de dos eventos, esto es:

$$P(A \cap B) = P(A/B) P(B)$$

$$P(A/B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

Si una componente ha operado para un período T como se indica en la figura #1.3. Esta misma componente puede operar en un nuevo intervalo de tiempo t , es decir desde T a $T + t$.

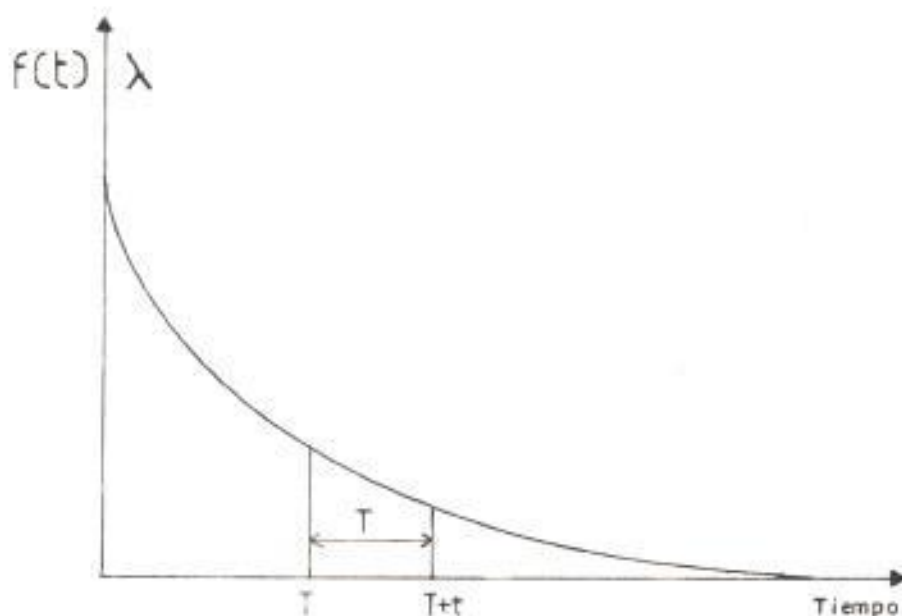


FIGURA // 1.3. FUNCION CONFIABILIDAD EXPONENCIAL.

$$\begin{aligned} \text{Si } P(A/B) &= P(\text{Falle durante el tiempo } t, \text{ dado } - \\ &\quad \text{que la componente ya funcionó hasta } T) \\ &= D_c(t) \end{aligned}$$

No es difícil demostrar que $D(t) = D_c(t)$. Pero,

por el contrario al cumplirse esta igualdad se obtiene un resultado extremadamente importante, - esto es "la probabilidad de falla durante algún intervalo t es independiente de la operación anterior dentro del período de vida útil de la componente". Expresado de una manera ligeramente diferente "la confiabilidad es constante para igual período de operación", por supuesto, también dentro de la etapa de vida útil, ya que no lo será en el estado de desgaste o fatiga; bajo estas condiciones la probabilidad condicional dada por la ecuación (1.5) es igual a:

$$D_c(t) = D(t) = 1 - e^{-\lambda t}$$

Expandiendo

$$D_c(t) = 1 - (1 - \lambda t + \frac{(-\lambda t)^2}{2!} + \frac{(-\lambda t)^3}{3!} + \dots)$$

$$D_c(t) = \lambda t - \frac{(\lambda t)^2}{2!} + \frac{(\lambda t)^3}{3!}$$

Si

$$\lambda t \ll 1.$$

Entonces

$$C(t) \approx \lambda t$$

También

$$D(t) \cong 1 - \lambda t$$

Con estas expresiones en una aplicación práctica se llega a resultados suficientemente aceptables, así, si $\lambda t < 0.01$ los resultados se obtienen exactos por lo menos hasta los 4 últimos decimales.

DISTRIBUCION NORMAL.

Una de las variables aleatorias continuas más importantes en el estudio de probabilidades es la que definimos a continuación.

Una variable aleatoria x que toma todos los valores reales $-\infty < x < \infty$, tiene una distribución normal (o Gaussiana) si su función densidad probabilística está dada por:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x-u}{\sigma}\right)^2} \quad (1.6)$$

Los parámetros u y σ deben satisfacer las condiciones $-\infty < u < \infty$, $\sigma > 0$. Cuando nos referimos a la distribución normal utilizamos la notación siguiente: x tiene la distribución $N(u, \sigma^2)$ si y

solo si su distribución de probabilidades está dada por la ecuación (1.6).

Las principales propiedades de una distribución normal son:

- a) $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$ para $f(x) \geq 0$
- b) El valor esperado $E(x) = u$
- c) La varianza $V(x) = \sigma^2$

Si graficamos la función distribución normal vemos en la figura # 1.4, que ésta tiene la muy conocida forma de una campana, pues como f solo depende de x mediante la expresión $(x - u)^2$, es evidente que el gráfico de f será simétrico respecto a u .

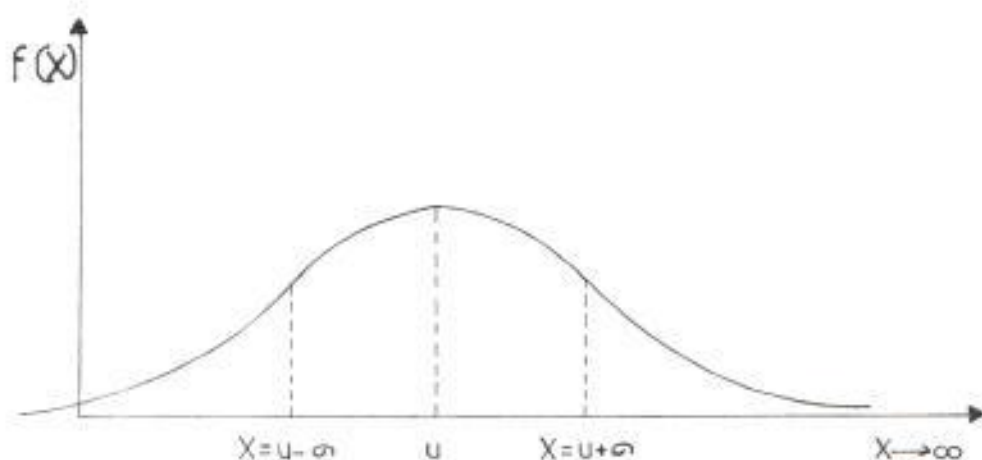


FIGURA # 1.4. GRÁFICO DE LA DISTRIBUCION NORMAL.

Esta curva es cóncava hacia arriba en una sección y cóncava hacia abajo en otra, los puntos de inflexión ocurren en $x = u \pm \sigma$, si σ es relativamente grande el gráfico de f tiende a ser achatado, mientras que si σ es pequeño al gráfico de f tiende a ser muy agudizado.

Si se tiene una distribución $N(0,1)$ decimos que tiene una distribución normal estandarizada. Esto es, la función densidad probabilística de x puede escribirse como:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

La importancia de la distribución normal estandarizada se debe a que está tabulada. Cada vez que x tiene una distribución $N(u, \sigma^2)$ siempre podemos obtener la forma estandarizada, tomando simplemente una función lineal de x como se a nota a continuación.

Si x es una variable aleatoria con distribución $N(u, \sigma^2)$ y si $Y = ax + b/\sigma$ entonces Y tiene la distribución $N(0,1)$.

Consideremos ahora la distribución normal estandarizada. Si x tiene una distribución $N(0,1)$ entonces:

$$P(a \leq x \leq b) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_a^b e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

La integral de esta ecuación no se puede evaluar por métodos ordinarios, luego la determinación de esta probabilidad se torna mucho más sencilla si utilizamos la función acumulativa de esta distribución probabilística.

Si la función distribución acumulativa de la distribución normal estandarizada lo denota por Φ , tenemos:

$$\Phi(s) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^s e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

La función Φ ha sido tabulado ampliamente. Podemos usar ahora la tabla de la función Φ con el objeto de evaluar $P(a \leq x \leq b)$, donde x tiene la distribución $N(0,1)$.

$$P(a \leq x \leq b) = \Phi(b) - \Phi(a)$$

Se puede demostrar la definición de Φ que $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$. Esta relación es muy útil puesto que la mayoría de las tablas de la función Φ se tabula solo para valores positivos.

Con ayuda de una tabla de la función Φ a con

tinuación se presenta el gráfico de la distribución normal estandarizada para una aproximación de 7 pasos (fig. #1.5), así:

$$\begin{aligned}
 P(u-k \leq x \leq u+k) &= P\left(\frac{u-k-u}{\sigma} \leq \frac{x-u}{\sigma} \leq \frac{u+k-u}{\sigma}\right) \\
 &= P(-k \leq Z \leq k) \\
 &= \Phi(k) - \Phi(-k) \\
 &= 2\Phi(k) - 1
 \end{aligned}$$

Para el intervalo de: -0.5σ a 0.5σ

$$k = 0.5$$

$$P(u-0.5\sigma < x < u + 0.5\sigma) = 2\Phi(0.5) - 1$$

$$\Phi(0.5) = 0.6915 \text{ (visto en tabla)}$$

$$P(u - 0.5\sigma < x < u + 0.5\sigma) = 2(0.6915) - 1$$

$$P(u - 0.5\sigma < x < u + 0.5\sigma) = 0.382$$

Si siguiendo el mismo procedimiento se puede encontrar las probabilidades para los seis intervalos restantes, estos valores son tabulados en la tabla I.

Fácilmente es demostrable que la contribución probabilística representativa es aproximadamente hasta $u + 3\sigma$ y $u - 3\sigma$, y da un 99.7% de exactitud.

TABLA I
DISTRIBUCION NORMAL PARA 7 PASOS.

# de σ s desde el centro	Probabilidades
- 3	0.006
- 2	0.061
- 1	0.242
0	0.382
1	0.242
2	0.061
3	0.006

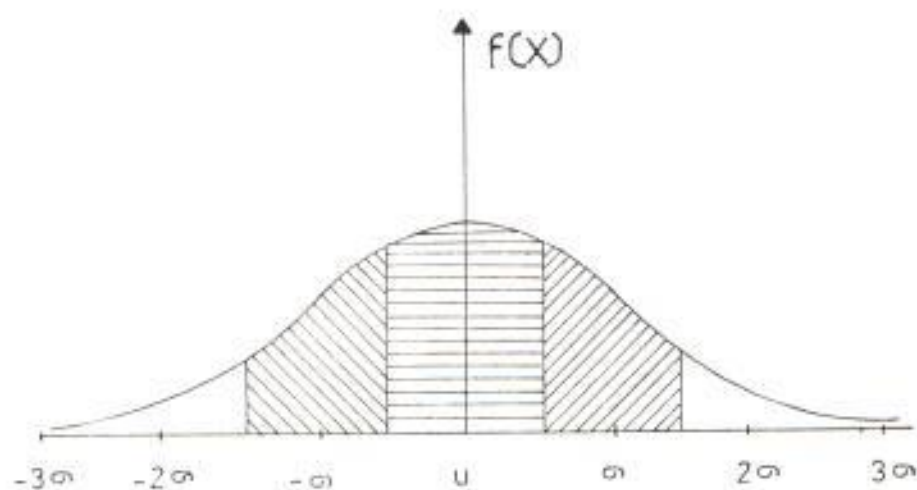


FIGURA # 1.5. DISTRIBUCION NORMAL ESTANDARIZADA.

En la determinación del índice de confiabilidad de un sistema de generación, en muchas aplicaciones no es suficiente considerar una predicción de carga que se mantenga constante a lo largo de todo el período en cuestión, puesto que la demanda real que se produzca puede ser mayor o menor. Estos errores en el pronóstico de carga ventajosamente se han encontrado que siguen la distribución probabilística normal.

El análisis hasta cierto punto pormenorizado en la construcción de la tabla I, se debe a que en base a ésta última se elabora el modelo de carga, como se indica en la sección (3.3.1.) es más, ésta misma tabla forma parte del bloque de datos del programa para computadora - que se presenta en el capítulo 4.

1.1.4. PROCESOS DE MARKOV.

Una clase importante de los sistemas estocásticos incluyen los procesos y las cadenas de Markov. Una cadena de Markov es realmente un caso especial de un proceso de Markov. Se utiliza para estudiar el comportamiento a corto y largo plazo de ciertos sistemas.

Un proceso de Markov es un sistema estocástico para el cual la ocurrencia de un estado futuro depende del estado inmediatamente anterior y únicamente de él. Por consiguiente, si $t_0 < t_1 < \dots < t_n$ ($n=0,1,2,\dots$) representan puntos en el tiempo, la familia de variables aleatorias (E_{t_n}) es un proceso de Markov, si posee la propiedad markoviana siguiente:

$$P\left\{E_{t_n}=x_n/E_{t_{n-1}}=x_{n-1}, \dots, E_{t_0}=x_0\right\} = P\left\{E_{t_n}=x_n/E_{t_{n-1}}=x_{n-1}\right\}$$

Para todos los valores posibles de $E_{t_0}, E_{t_1}, \dots, E_{t_n}$.

La probabilidad $P_{x_{n-1}, x_n} = P\left\{E_{t_n}=x_n/E_{t_{n-1}}=x_{n-1}\right\}$ se conoce como la probabilidad de transición. Representa la probabilidad condicional de que el sistema esté en x_n en t_n dado que estuvo en x_{n-1} en t_{n-1} . Esta probabilidad se conoce también como la probabilidad de transición de un paso, ya que describe el sistema entre t_{n-1} y t_n .

Una cadena de Markov está determinada especificando la siguiente información; sean S_1, S_2, \dots, S_j ($j=0,1,2,\dots$) los resultados (estados) exhaustivos y mutuamente excluyentes de un sistema en cualquier tiempo. Inicialmente, en el tiempo t_0 , el sistema puede estar en cualquiera de estos es-

tados. Sea $a_j^{(0)}$ ($j=0,1,2,\dots$) la probabilidad absoluta que el sistema esté en el estado S_j en t_0 y suponga además que el sistema es Markoviano.

Definase también $P_{ij} = P\{E_{t_n} = j / E_{t_{n-1}} = i\}$ como la probabilidad de transición de un paso, de ir del estado i en t_{n-1} al estado j en t_n , y que además estas probabilidades están fijas en el tiempo. Luego, las probabilidades de transición desde el estado S_i al S_j puede disponerse de manera más conveniente en forma matricial como sigue:

$$\underline{P} = \begin{pmatrix} P_{00} & P_{01} & P_{02} & P_{03} \dots \\ P_{10} & P_{11} & P_{12} & P_{13} \dots \\ P_{20} & P_{21} & P_{22} & P_{23} \dots \\ P_{30} & P_{31} & P_{32} & P_{33} \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \end{pmatrix}$$

La matriz \underline{P} se conoce como una matriz estocástica o matriz homogénea de transición porque todas las probabilidades de transición P_{ij} están fijas e independientes en el tiempo. Las probabilidades P_{ij} deben satisfacer las condiciones.

$$\sum P_{ij} = 1, \text{ para todo } i$$

$P_{ij} \geq 0$, para todo i y todo j

La definición de una cadena de Markov puede darse ahora. Una matriz de transición \underline{P} junto con las probabilidades iniciales $a_j^{(0)}$ asociadas a los estados S_j definen completamente una cadena de Markov.

Los procesos de Markov pueden ser aplicados a procesos discretos o continuos en el tiempo y en el espacio. Se dice que los procesos de Markov son estacionarios si la probabilidad condicional de transición es constante. Si la probabilidad está en función del tiempo o en el caso discreto en función del número de pasos, el proceso sería no estacionario o no Markoviano.

PROCESOS DE MARKOV DISCRETOS.- Con el ejemplo de un proceso discreto podemos aclarar estos conceptos. Así, en la figura # 1.6 se representa los estados que un sistema puede alcanzar, como A y B, donde la probabilidad de permanecer en un estado particular o cambiar del mismo, se indica también en el diagrama. Con la ayuda de un diagrama de árbol probabilístico, sin mayor dificultad se puede encontrar las probabilidades que el proceso ocupe un determinado estado después -

de un número finito de pasos, Estos valores se indican en la tabla II.

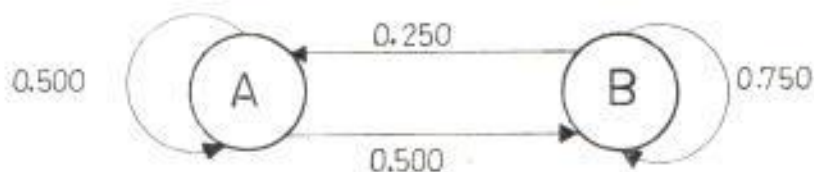


FIGURA # 1.6. SISTEMA DE DOS ESTADOS.

TABLA II

PROBABILIDAD DE ESTADO

# de pasos	Estado A	Estado B
a. EL PROCESO INICIA EN EL ESTADO A.		
1	0.500	0.500
2	0.375	0.625
3	0.344	0.656
4	0.336	0.664
5	0.334	0.666
b. EL PROCESO INICIA EN EL ESTADO B.		
1	0.250	0.750
2	0.312	0.688
3	0.328	0.672
4	0.332	0.668
5	0.333	0.667

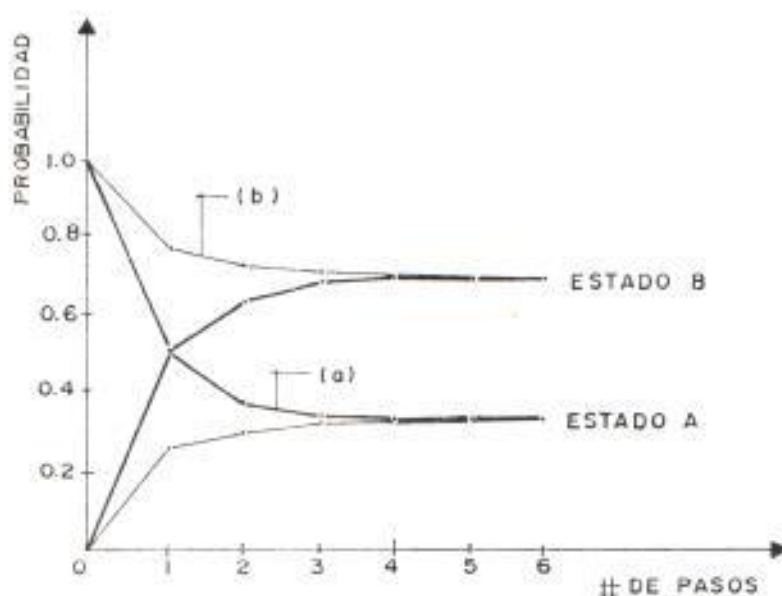


FIGURA # 1.7. COMPORTAMIENTO TRANSITORIO DEL SISTEMA - a) EL PROCESO INICIA EN EL ESTADO A - b) EN EL ESTADO B.

Del diagrama de la figura 1.7., que ilustra el comportamiento transitorio de las probabilidades de estado se puede concluir: "La probabilidad de estado converge al mismo límite, independientemente de las condiciones iniciales". "La razón de convergencia depende de las probabilidades de transición de los estados individuales".

Si bien es cierto que el diagrama de árbol probabilístico fué de mucha ayuda para construir la tabla II de probabilidades, tampoco es menos cierto que éste método se vuelve poco práctico

a medida que se va incrementando los pasos del proceso. En la primera parte de esta sección - se mencionó, que la transición de un estado a otro en un paso simple puede ser descrito por la matriz P , donde:

$$P = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.500 & 0.500 \\ 0.250 & 0.750 \end{pmatrix}$$

En esta matriz, P_{22} es igual a 0.750, ésta es la probabilidad que el proceso permanezca en el estado B, durante un intervalo n , dado que al inicio, el proceso se encontró en el estado B.- El mismo razonamiento se puede aplicar a los demás elementos de la matriz P ; en este caso particular P viene a ser la matriz estocástica - de probabilidades de transición.

La matriz P^n es definida como la matriz cuyo i_j avo elemento es la probabilidad que el proceso esté en el estado S_j después de n pasos dado que el proceso ha arrancado en el estado S_i .

Consideremos el ejemplo anterior, después de 3 pasos.

$$P^3 = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.344 & 0.656 \\ 0.328 & 0.672 \end{pmatrix}$$

La probabilidad que ocupe el estado A después de 3 pasos, cuando el proceso ha iniciado con el estado B es 0,328 como se vió en la tabla II - b obtenida por el diagrama de árbol probabilístico.

Si el proceso arranca en el estado A, el vector probabilidad inicial $P^{(0)}$ viene dado por:

$$P^{(0)} = 1,0$$

Por lo tanto

$$P^{(3)} = P^{(0)} P^3 = \begin{pmatrix} 0.344 & 0.656 \end{pmatrix}$$

Cuando el número de pasos se incrementan, los valores sucesivos de las columnas en P^n se aproximan a un mismo valor y dan origen a una matriz de estado fijo. Esto ocurre solo cuando se trata de una matriz de transición RECURRENTE donde es posible ir de un estado a cualquier otro en un número finito de pasos.

PROCESOS DE MARKOV CONTINUOS.- Consideremos ahora el caso de una componente reparable y continua en el tiempo donde la razón de falla y de reparo son caracterizadas por la distribución exponencial.

Defínase:

$P_1(t)$ = Probabilidad que la componente opere en el tiempo t .

$P_2(t)$ = Probabilidad que la componente falle en el tiempo t .

λ = Razón de falla

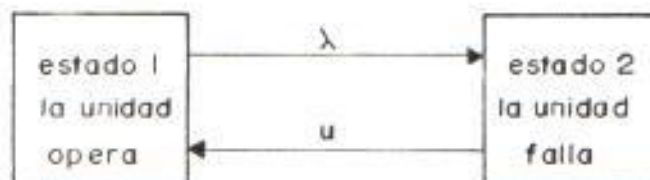
u = Razón de reparo

Consideré un incremento de tiempo dt y asuma que la probabilidad de ocurrencia de dos o más eventos en éste incremento es despreciable.

$$P_1(t + dt) = P_1(t) (1 - \lambda dt) + P_2(t) (u dt).$$

$$P_2(t + dt) = P_2(t) (1 - u dt) + P_1(t) (\lambda dt).$$

El diagrama de estado - espacio para este sistema es el siguiente:



Para las ecuaciones de arriba:

$$\frac{P_1(t + dt) - P_1(t)}{dt} = -\lambda P_1(t) + u P_2(t)$$

$$\left. \frac{P_1(t + dt) - P_1(t)}{dt} \right|_{dt \rightarrow 0} = \frac{d P_1(t)}{dt} = P_1'(t)$$

En forma matricial:

$$\begin{bmatrix} P_1'(t) \\ P_2'(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P_1(t) & P_2(t) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -\lambda & \lambda \\ u & -u \end{bmatrix}$$

Resolviendo para: $P_1(t)$ y $P_2(t)$

$$P_1(t) = \frac{u}{\lambda+u} [P_1(0) + P_2(0)] + \frac{e^{-(\lambda+u)t}}{\lambda+u} [\lambda P_1(0) - u P_2(0)]$$

$$P_2(t) = \frac{\lambda}{\lambda+u} [P_1(0) + P_2(0)] + \frac{e^{-(\lambda+u)t}}{\lambda+u} [u P_2(0) - \lambda P_1(0)]$$

Donde: $P_1(0)$ y $P_2(0)$ son las condiciones iniciales

$$\text{y } P_1(0) + P_2(0) = 1$$

Si el sistema arranca en el estado (1), esto es
at = 0 el sistema está operando, se tiene:

$$P_1(0) = 1.0 \quad \text{y} \quad P_2(0) = 0.0$$

Luego

$$P_1(t) = \frac{u}{\lambda+u} + \frac{e^{-(\lambda+u)t}}{\lambda+u} \quad (1.7)$$

$$P_2(t) = \frac{\lambda}{\lambda+u} - \frac{e^{-(\lambda+u)t}}{\lambda+u} \quad (1.8)$$

Estas últimas ecuaciones aplicables a un sistema reparable son equivalentes a las ecuaciones anteriormente desarrolladas para una componente simple no reparable; donde podemos comprobar que fácilmente se obtienen las ecuaciones (1.4) y (1.5) al considerar la razón de reparo despreciable ($\mu \approx 0.0$), en las expresiones (1.7) y (1.9) respectivamente.

1.2. CAPACIDAD DE GENERACION ESTATICA - CONCEPTOS BASICOS.

Un sistema de potencia comprende todas las diversas etapas por las que tiene que fluir la energía eléctrica, comenzando por sus centros de generación hasta sus puntos de consumo. El objetivo de un análisis de confiabilidad no se limita tan solo a una de estas etapas, sino más bien a todo el de un sistema de potencia.

En nuestros días la evaluación de la confiabilidad es conducida separadamente para cada una de las etapas, esto nos dá mayor flexibilidad en la selección del criterio de falla y en el hecho de tomar la decisión más apropiada.

El estudio de confiabilidad de un sistema de potencia puede ser conducido para dos propósitos a saber.

- a) Cuando la evaluación de la confiabilidad es realizada para períodos largos, sus resultados asisten a la planificación de sistemas a largo plazo.
- b) Por otro lado, la predicción de la confiabilidad de corto tiempo, asiste día a día a las decisiones de operación.

Al considerar en forma aislada el análisis de un sistema de generación obviamente se asume confiable a las demás etapas, esto es, la ocurrencia de una falla en el sistema obedecerá estrictamente a la carencia de capacidad de generación, sea ésta por daño de sus unidades eléctricas o por algún incremento de carga hasta magnitudes muy poco frecuentes. Un problema característico que se presenta en este tipo de estudio es la determinación de capacidad de generación de reserva a ser mantenida.

Durante muchos años se ha venido utilizando un criterio que ha permitido determinar la capacidad instalada así como la planificación de la capacidad para expansiones futuras, en términos de un porcentaje de la capacidad de reserva. Poco después esta política presentó una objeción al comparar la capacidad requerida en dos sistemas con diferentes características de carga, diferentes tipos de unidades y por supuesto, con dife-

rentes capacidades; en base a picos de carga experimentadas sobre un mismo período. Se comprobó grandes diferencias, en las capacidades que fueron requeridas para proporcionar una misma seguridad de servicio, cuando los dos sistemas experimentaron picos de carga de igual magnitud.

Se acostumbra también a mantener como reserva estática una unidad igual a la unidad de mayor capacidad instalada en el sistema. Por otro lado y quizá el criterio de mayor aceptación mantiene un porcentaje fijo de la capacidad total, más una capacidad de reserva igual a la unidad mayor. Como podemos notar, esta última política implica mayor requerimiento de reserva a medida que se incrementa la capacidad de las unidades que pasan a formar parte del sistema.

La capacidad de reserva estática instalada, así como la generación disponible está en contraste con la demanda de la carga. Todas las técnicas de evaluación de confiabilidad requieren de dos modelos matemáticos, uno para representar los estados que alcanzan los equipos de generación y otro para representar las variaciones de carga. La solución de estos modelos dan como resultados diversas alternativas de sistemas y los índices deseados. Los modelos de generación usados en el

método primitivo de pérdida de carga son muy simples, posteriormente como fruto de la investigación se aplicó métodos probabilísticos al problema de la capacidad de reserva estática, los mismos que proporcionaren bases analíticas a los sistemas en sus diversos aspectos, así: Efectos de diseño y capacidad de unidades, efectos de mantenimiento programado, salidas parciales, capacidad de interconexión, otros. Los modelos usados - el método Duración y Frecuencia, y los modelos de carga de niveles múltiples, reflejan los adelantos logrados al incursionar las técnicas probabilísticas en el campo de la confiabilidad; aspectos económicos asociados con los diferentes niveles de confiabilidad pueden ser evaluados sólo utilizando estas últimas técnicas.

1.2.1. EL P.O.R. DEFINICION E INTERPRETACION.

Los valores más importantes requeridos en un análisis de confiabilidad de un sistema de generación son, las probabilidades de falla de las unidades que integran el sistema. Si se considerará el modelo simple indica en la figura # 1.6 para representar la operación de una unidad, la probabilidad de falla en buena forma puede ser aproximada por la indisponibilidad \bar{A} , en términos de la razón de falla λ y la razón de reparación u .

$$\bar{A} = \frac{\lambda}{\lambda + u}$$

Esta expresión viene a ser un caso particular de la función general (de un modelo de dos estados) que proporciona la probabilidad de falla de una unidad en función del tiempo, por lo tanto puede ser obtenida de la ecuación 1.8, - cuando $t \rightarrow 0$. Esta aproximación incluso es aplicable cuando se considerará mantenimiento preventivo, tomando en cuenta que el mantenimiento como tal no contribuye a las fallas del sistema, si éste es realizado en los fines de semana donde el nivel de carga disminuye a su menor valor. Las reparaciones en los fines de mes o de semana son generalmente evaluadas por otras aproximaciones que prueban modificar el modelo de generación y sus parámetros, a través de una reducción apropiada del número de unidades o por otro lado, un correspondiente ajuste en el modelo de carga.

Un término equivalente a la indisponibilidad es la "Razón de salida forzada" (FOR).

Así:

$$FOR = \frac{\text{Horas de salida forzada}}{\text{Horas en servicio} + \text{horas en salida forzada}}$$

Como vemos, no es una tasa como su nombre lo indica; si es calculado sobre un período prelengado se obtiene el mismo índice que la indisponibilidad \bar{A} . Por lo tanto, en un estudio de reserva estática, la razón de salida forzada de una unidad es definida como la probabilidad de descubrir a la unidad en cuestión fuera de funcionamiento en algún tiempo. Datos sobre salidas forzadas son recopilados para una variedad de unidades (de diferentes tipos y capacidades), que representan diversas utilidades en un estudio de confiabilidad.

Si se toma en cuenta las salidas parciales de las unidades, se incrementa las horas de salida forzada por un valor apropiado llamado "Horas de salida forzada equivalente". Esta última duración es obtenida si las horas de salida parciales son multiplicadas por la correspondiente fracción de capacidad reducida y luego estos productos son totalizados. Consideremos un ejemplo simple, una unidad está operando al 80% de su capacidad nominal por un lapso de 60 horas, tiene una duración de salida forzada equivalente de $60(0.2) = 12$ horas. En base a ésta aproximación se puede definir una Razón de salida forzada equivalente, así:

$$EFOR = \frac{\text{Horas en salida forzada} + \text{horas de salida forzada equivalente.}}{\text{Horas en servicio} + \text{horas en salida forzada.}}$$

Donde las horas en servicio ahora incluye el tiempo de salida parcial. Como vemos, este término no incluye otra característica que por lo regular siempre está presente en la operación diaria de los sistemas de generación y que va a ser de mucha ayuda en la simplificación de los modelos de generación, como es el caso del modelo de dos estados.

Naturalmente es muy posible usar modelos de múltiples estados para los equipos de generación, en los que se puede representar estados de salidas parciales. Algunos recientes programas de evaluación de reserva (estática y rotatoria) emplean la representación de múltiples estados, y se puede comprobar que la incorporación de modelos con tres o más estados a los diferentes métodos, no presenta mayor dificultad, gracias a las nuevas técnicas probabilísticas aplicadas.

1.2.2. LOS PRINCIPALES INDICES DE CONFIABILIDAD - CONCEPTOS.

Con la finalidad de facilitar la predicción de la confiabilidad, se ha introducido el uso de

una serie de índices, la utilización de éstos en un caso u otro, va a depender del tipo de aplicación. Primeramente, en forma genérica estos índices pueden ser ubicados en las siguientes categorías:

- a) PROBABILIDADES; tales como la confiabilidad e la disponibilidad.
- b) FRECUENCIAS; el número promedio de fallas por unidad de tiempo.
- c) DURACION MEDIA; aquí tenemos:
 - El tiempo promedio para que ocurra la primera falla.
 - El tiempo promedio entre fallas.
 - La duración media de fallas.
- d) VALORES ESPERADOS; tales como:
 - La restricción promedio de energía por unidad de tiempo, debido a fallas en el sistema de potencia.
 - El número esperado de días en un año que el sistema falle.

Todos estos índices no se pueden aplicar a un mismo caso, por ejemplo, la frecuencia solamente se utiliza en sistemas reparables; asimismo existen índices en los que su determinación es bastante compleja con respecto a otros, causa -

más que suficiente para no ser comúnmente usa
des, en éste caso se puede anotar las esperan
zas.

Los índices de confiabilidad usados en la evalua
ción de un sistema de potencia, como era de
esperarse, se encuentran dentro de los índices
descritos arriba. Ya en una ocasión, se mencie
né que un estudio de confiabilidad presenta me
nos complicaciones y un mayor número de alter-
nativas al llevarle a cabo por etapas, obvia
mente implica también el uso de los índices -
más convenientes para cada caso, por ejemplo u
nes representarán en muy buena forma al sistema
de transmisión, así otros lo serán para el sis
tema de distribución; en relación a lo mencie
nado se puede aplicar varios índices a un mis
mo estudio práctico de un sistema de generación.

Al inicio de ésta sección, se diferenciaron dos
tipos de análisis en torno al estudio confiabi-
lístico de un sistema de generación; el uno con
una programación para periodos cortos que inve
luera una reserva rotatoria y el otro que re
quiere de una reserva estática cuando la pro-
gramación es a largo plazo. En cuanto a éste
último tipo de análisis, se ha desarrollade mu

chas técnicas y varias son los índices que pueden ser determinados⁽²⁾; no así, en el caso de una programación en la etapa de operación. Si bien es cierto que se dispone de más de un índice, en la práctica tan sólo uno de ellos ha sido mayormente utilizado.

La probabilidad de tener capacidad suficiente en el tiempo t , para que apenas suple ó falle al llevar la carga del sistema (t representa un período corto), es un índice de fácil determinación y al mismo tiempo revela al final del período de programación el estado en que se encuentra el sistema. Característica de enorme ayuda para las personas que están frente a las operaciones diarias de sistemas de generación eléctrica. Con relación a los índices definidos a continuación, donde su completa determinación todavía está en desarrollo, el índice ya descrito fué uno de los primeros que contribuyó a la evaluación de la confiabilidad de un sistema real.

DURACION FRACCIONAL.- Asumamos que el sistema tiene la posibilidad de existir en n estados contenidos en un espacio muestra X , si este espacio muestra es particionado en dos subespa-

cias X^+ y X^- entonces la duración fraccional - del subespacio X^+ en el intervalo (t_1, t_2) es de finido como la proporción esperada del intervalo (t_1, t_2) utilizado en X^+ , y es denotada por $D_+(t_1, t_2)$.

PRECUENCIA DE INTERVALO.- La frecuencia $F_+(t_1, t_2)$ es definido como el número esperado de veces que el subespacio X^+ es encontrada en el intervalo (t_1, t_2) .

Los términos frecuencia de intervalo y duración fraccional son análogos a los índices de riesgo frecuencia y duración media de falla del sistema en un estudio a largo plazo o de análisis de estado estable.

1.3. CAPACIDAD DE GENERACION OPERATIVA.

En este capítulo, a más de realizar una introducción de las características propias de la capacidad de generación en la etapa de operación, también tiene por objeto permitir al lector hacer una distinción con respecto a los conceptos vertidos en la sección precedente y por supuesto, para que no sea motivo de confusiones en el avance del análisis de sistemas de generación con reserva operativa.

1.3.1. CONCEPTOS GENERALES:

El rápido desarrollo en la fabricación de unidades de generación eléctrica de gran magnitud y la construcción de grandes sistemas interconectados, ha contribuido grandemente en la importancia que tiene un estudio de programación de reserva operativa. En ocasiones anteriores se mencionó que dentro de un análisis confiabilístico de un sistema de generación existen dos etapas plenamente identificables; la fase de planeamiento y la fase de operación. En estos sistemas se puede predecir la carga dentro de unas pocas horas siguientes y programar suficiente generación acorde con las exigencias de la misma.

Una reserva de generación también puede ser programada en orden de satisfacer cambios imprevistos en el pronóstico de carga y posible salida forzada de funcionamiento de alguna unidad; normalmente en este tipo de análisis se asume que se dispone de suficiente capacidad instalada en el sistema y sólo es cuestión de tiempo antes que una nueva unidad entre a reemplazar la generación perdida, este tiempo puede ser de varias horas en el caso de las unidades térmicas (4-24 h.) y solamente de unos pocos mi

nutos para las turbinas de gas y plantas hidroeléctricas (15').

La capacidad de reserva que se mantiene retanodo, conectada a la barra y lista para tomar carga es conocida como "Reserva rotatoria". - Algunos casos prácticos, incluyen solamente este tipo de reserva en la configuración más adecuada del sistema. No obstante en otras aplicaciones se incluye uno o más de los siguientes factores: Unidades de arranque rápido, unidades de reserva caliente, interrumpciones de carga, asistencia de sistemas interconectados, reducciones de voltaje y frecuencia. Estos factores adicionales sumados a la reserva rotatoria se conoce como reserva operativa.

Históricamente, la política más frecuente utilizada para determinar la capacidad de reserva ha sido, tener una cantidad de generación disponible igual a la unidad de mayor capacidad. - En la fase de operacion este podría conducir a una programacion de capacidad sobredimensionada ciertamente más confiable, pero totalmente antieconómica; o por el contrario a una subprogramación, si bien menos costosa para operar, sin lugar a dudas se tornaría en una situacion muy

indeseable.

Un método más consistente y realista hace uso de conceptos probabilísticos. Con un índice basado en tales métodos es factible entrar en un plano comparativo entre varias estrategias de operación, así como los costes que estas involucrarían. El aspecto económico y la confiabilidad no son variables independientes en la programación diaria de generación, una vez que el grado de confiabilidad es determinado, el despacho económico de corto plazo no representa mayor problema.

1.3.2. ORR: DEFINICION E INTERPRETACION.

Con el ánimo de diferenciar entre la razón de salida forzada (FOR) usada en estudio de reserva estática, el valor probabilístico utilizado en un estudio de reserva rotatoria ha sido designado como razón de reposición de salida - (ORR).

En la sección 1.1.3. se vio que, si las fallas y reparaciones de una unidad representada por dos estados, están distribuidas exponencialmente y si a $t=0.0$ la unidad está funcionando

de; la probabilidad que en un tiempo t falla, viene dado por:

$$P_P(t) = \frac{\lambda}{\lambda+u} - \frac{\lambda}{\lambda+u} e^{-(\lambda+u)T}$$

Si el proceso de reparación es despreciable durante el tiempo T , es decir $u = 0.0$.

$$P_P(t) = 1 - e^{-\lambda T}$$

Esta ecuación exponencial nos da la probabilidad de falla para una componente de dos estados, no reparable. Finalmente, si $\lambda T \ll 1$ para períodos cortos que involucren algunas pocas horas, se tiene:

$$P_P(t) = \lambda T$$

Esta expresión que es una aproximación de la probabilidad real es conocida como razón de salida forzada (ORR), y representa la probabilidad que una unidad falle durante el tiempo que se demora en adicionar una nueva unidad. Así, para una unidad particular y definida previamente sobre algún período, el ORR viene dado por:

$$\text{ORR} = (\text{razón de falla de la unidad}) (\text{Tiempo utilizado para adicionar una nueva unidad})$$

El ORR es directamente análogo a la razón de salida forzada (FOR). La única diferencia es - que el ORR no es una característica de la undad de valor fijo, si no que es afectada por el tiempo de programación que ha sido considerado.

C A P I T U L O II

METODOS PROBABILISTICOS APLICADOS A LA EVALUACION DE LA CONFIABILIDAD DE GENERACION OPERABLE.

2.1. GENERALIDADES.

El riesgo más frecuente que se presenta en un estudio de confiabilidad de un sistema de generación con reserva operable es que de el grupo seleccionado de unidades que deben operar en un período prefijado, ciertas unidades pueden fallar al arrancar o, ya sea después de haber entrado en operación. En torno a un análisis de esta índole han sido propuestos varios métodos, entre ellos figuran el método PJM, el método PJM modificado, la aproximación función seguridad y el método duración y frecuencia.

Tener o no un nivel aceptable de riesgo, es una decisión a nivel gerencial basada en los requerimientos desde los puntos de vista social y económico. Una estimación de un nivel razonable se puede llevar a cabo por la evaluación de un índice de riesgo probabilístico; una vez que este nivel ha sido ya seleccionado, de

pendará estrictamente de la capacidad de reserva operable mantenida en el sistema, para poder conservar este riesgo lo más cercano como sea posible.

A medida que avance el desarrollo de este capítulo se analizará en forma general los diferentes métodos propuestos en torno a una programación de corte plazo para posteriormente ya en un nuevo capítulo hacer un estudio mucho más permealizado del método "PJM Modificado". En este último, también se incluyen diversos factores que influyen en la determinación de la cantidad de reserva operable ha ser mantenida en un sistema, así por ejemplo, estados de capacidad intermedia, incertidumbre en el pronóstico de carga y otros.

2.2. DIFERENTES METODOS.

Con el análisis de este capítulo no se pretende cubrir toda teoría y técnicas desarrolladas por personas expertas en el ramo, sobre la determinación de índices de confiabilidad de sistemas de generación en la etapa de operación. Sino más bien hacer un análisis sencillo de los diferentes métodos existentes y poner en claro los principios básicos en que se fundamentan cada uno de ellos; donde a su vez nos permita justificar la elección de uno de los métodos, ha ser desarrollado en forma permealizada en capítulos posteriores.

2.2.1. METODO PJM.

Este método fué primeramente descrito en 1.963, por un grupo relacionado con el sistema interconectado, Pennsylvania - New Jersey - Maryland - (USA). El índice calculado por el método en mención es la probabilidad que la capacidad de generación sea insuficiente o apenas logre suplir la demanda esperada durante un período en que la generación no pueda ser reemplazada. Este período es el mínimo tiempo utilizado en arrancar una nueva unidad; en adelante, cada vez que se hagan referencias a este tiempo, se lo designará como "Período de programación". A lo largo de todo el período de programación T, el operador está conciente que no va a poder reemplazar unidades que fallen o arrancar nuevas, en el caso que la carga alcance niveles inesperados. A lo más el operador podrá hacerlo al finalizar el período ($t=T$), esto es, si a $t=0$ la decisión ya fué tomada. De ahí que este índice representa el riesgo que apenas supla o no la demanda durante el tiempo programado y éste puede ser evaluado continuamente a través del tiempo, en respuesta a los posibles cambios en la carga y en las unidades de generación (estados). En este análisis no se hace

diferencia alguna en los tiempos de arranque de las diversas unidades de reserva, por otro lado los estados iniciales se consideran conocidos; a demás en este método se adopta un criterio hasta cierto punto optimista al afirmar que hay su suficiente capacidad instalada para cuando se lo requiera.

MODELO DE GENERACION.- Estos conceptos serán i-lustrados al combinar en el ejemplo que se presenta a continuación unidades de dos estados - (operación y falla). Sin embargo no representa mayor dificultad considerar estados de capacidad intermedia como se verá en el siguiente capítulo.

El modelo de generación para el método PJM es la tabla probabilística de salida de capacidad, está puede ser construida usando las mismas técnicas de un estudio de reserva estática. La diferencia esencial es que se utiliza el ORR de cada unidad en vez del FOR.

Considere el sistema hipotético de generación que consiste de 3 unidades de 20MW y una de 10MW, con razones de falla de 4 y 3 f/año respectivamente. El ORR para las unidades de 20MW en

el tiempo de 2 horas es 0.000913 y 0.000685 - para la de 10MW.

Normalmente en un sistema real se va a encontrar generadores de diferente capacidad y diferentes razones de falla, en estas condiciones es casi imposible construir la tabla de salida de capacidad, empleando solamente la expansión binomial, donde es necesario recurrir a ciertos conceptos básicos de probabilidad.

Las 3 unidades idénticas pueden ser combinadas para formar la siguiente tabla.

TABLA III

COMBINACION DE LAS TRES UNIDADES DE 20 MW.

# de unidades fuera de funcionamiento	Capacidad fuera de funcionamiento	Capacidad disponible	Probab. exacta
0	0	30	0.997263
1	20	10	0.002735
2	40	20	0.000002
3	60	30	0.000000

En este caso:

$$\lambda T_{(u.de 20MW)} = 0.000913 \text{ y } 1 - T = 0.999087$$

El primer término de la columna 4 en la tabla III se calcula como sigue:

$$P_0 = \frac{3!}{0!(3-0)!} (0.9990868)^3 (0.0009132)^0 = 0.997263$$

Los demás términos de igual forma son determinados utilizando los principios de la distribución binomial.

La unidad de 10 MW puede ser adicionada a la tabla anterior por la consideración de que ésta puede existir en dos estados. Con una probabilidad de $1-0.000685 = 0.999315$ en servicio y con 0.000685 en estado de falla. Finalmente después de reordenar en forma ascendente y despreciar los valores menores a 10^{-6} , se tiene (Tabla - IV):

TABLA IV

TABLA PROBABILISTICA DE SALIDA DE CAPACIDAD - PROBABILIDAD EXACTA.

Cap. fuera de funcionamiento	Probabilidad exacta
0	0.996580
10	0.000683
20	0.002733
30	0.000002
40	0.000002

Consideremos el caso de una capacidad de salida de 20MW. El valor probabilístico de 0.002733 es la probabilidad que una capacidad de 20MW salga fuera de funcionamiento y no sea reemplazada. En la tabla V se puede adicionar una nueva columna con los valores de la probabilidad acumulativa.

TABLA V

TABLA PROBABILISTICA DE SALIDA DE CAPACIDAD -
PROBABILIDAD ACUMULATIVA.

Capacidad fuera de funcionamiento	Capacidad disponible	Probabilidad exacta	Probabilidad acumulativa
0	70	0.996580	1.000000
10	60	0.000683	0.003420
20	50	0.002733	0.002737
30	40	0.000002	0.000004
40	30	0.000002	0.000002

En este caso para los 20MW de capacidad, el valor de 0.002737 representa la probabilidad de que salga fuera de funcionamiento 20MW o más sin ser reemplazados.

CALCULO DE RIESGO Y MODELO DE CARGA.- El modelo de carga para evaluar la reserva operativa en el método PJM, es asumida constante para to

do el período considerado. Con ésta asunción se puede deducir el índice de riesgo directamente de la tabla de salida de capacidad. Su valor va a depender tanto de la cantidad de reserva operativa, C_s , como del nivel de carga, L .- (Ver figura # 2.1.).

En forma general, la probabilidad $R(t)$ de que la capacidad de generación sea insuficiente ó apenas logre suplir la demanda esperada, puede ser expresado como:

$$R(T) = P [C(T) \leq C_0 - C_s] \quad (2.1)$$

Donde C_0 es la capacidad disponible al inicio de T .

Esta ecuación puede ser visualizada en mejor forma, con la ayuda del esquema que se ve en la figura # 2.1. Donde se representa la variación de la capacidad de generación $C(t)$ a lo largo del período T , como consecuencia de una serie de fallas que se van suscitándose; una cantidad C_s de generación es inmediatamente reemplazada por la reserva rotatoria y sólo una pérdida de $C_0 - C_s - C(T)$ ocurre cada vez que $C(T) < C_0 - C_s$. Si la capacidad de reserva instalada es

sólo del tipo rotatoria, esto es, si $C_s = C_o - L$.

La ecuación 2.1 se reduce a:

$$R(T) = P\{F(T) \leq L\} \quad (2.2)$$

Una vez calculado el riesgo R es comparado con un máximo riesgo tolerable, $R_{ref.}$, para poder concluir hasta que punto el sistema es adecuado y seguro. Si el riesgo calculado es mayor o menor que $R_{ref.}$, se puede hacer los ajustes pertinentes en pos de mejorar el sistema.

La selección de $R_{ref.}$ no es tan simple, generalmente se basa en ciertos criterios y experiencias pasadas.

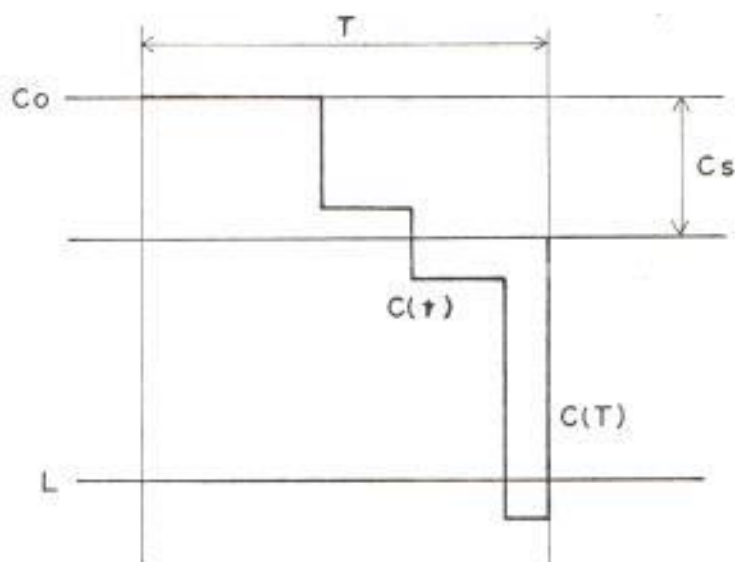


FIGURA # 2.1. ACUMULACION DE LA DEFICIENCIA DE CAPACIDAD EN T.

2.2.2. METODO PJM MODIFICADO.

Este método se desarrollará en forma muy amplia en el capítulo 3. Se verá que el método PJM - básico puede ser modificado para incorporar los efectos de unidades de reserva caliente y de arranque rápido, así como la no asunción de una carga constante, puesto que está puede ser predesible usando métodos de pronósticos de carga para períodos cortos.

2.2.3. APROXIMACION FUNCION SEGURIDAD.

La aproximación analizada en ésta sección describe un índice de riesgo mucho más general que los definidos anteriormente. Este índice y la función seguridad $s(t)$, fué primeramente propuesta por A.D. Patton. Básicamente este método cálcula la probabilidad de falla del sistema como una función del tiempo. El período de programación utilizado, es el tiempo requerido para modificar la configuración del sistema operante con el ánimo de mejorar la seguridad del mismo. La función seguridad es definida por la siguiente ecuación:

$$S(t) = \sum p_i(t) q_i(t) \quad (2.3)$$

Donde:

$p_i(t)$ = Es la probabilidad que el sistema este en el estado i en el tiempo t .

$q_i(t)$ = Es la probabilidad que el estado i de la configuración del sistema resulte en falla.

La ecuación 2.3 en general puede ser aplicada a una serie de componentes que conforman un sistema de potencia. Cuando es aplicado a un problema de reserva operativa, $S(t)$ indica la probabilidad de insuficiencia de capacidad que podría producirse en un tiempo t .

La función de tiempo $p_i(t)$ puede ser evaluada utilizando el mismo procedimiento descrito en el método PJM Modificado, con la ayuda de los procesos de Markov discretos en el tiempo, que involucra la resolución de las potencias de las matrices estocásticas.

La determinación de $q_i(t)$ depende del criterio que se adopte como falla del sistema. En su más amplia interpretación como falla del sistema se puede incluir a barras con voltaje bajo, insuficiencia de generación, líneas sobrecargadas, pérdidas de carga e inestabilidad del sistema. En el estudio particularizado de reserva ó

perable, la probabilidad $q_i(t)$ depende de si o no esta reserva es mantenida en un nivel constante durante los cambios de carga. Si esto ocurre $q_i(t)$ toma los valores de 1 o 0 dependiendo del estado i del sistema; en este caso la expresión 2.3 se reduce a la ecuación 2.1, si por el contrario los ajustes necesarios para mantener constante la reserva operativa durante las variaciones de carga no son realizadas, el comportamiento en el período $(0,T)$, puede ser descrito por el diagrama de la figura # 2.2 que ahora reemplaza a la figura # 2.1. Aquí se puede ver que la reserva rotatoria se reduce a medida que la carga se incrementa, obviamente este incremento puede ser compensado por las unidades disponibles.

El cálculo de la función seguridad para un tiempo t , solamente proporciona la probabilidad que el sistema falla en ese tiempo t , pero no provee información de los eventos que han ocurrido en el intervalo $(0,t)$; la función puede ser evaluada para varios valores de t , de esta manera poder establecer su tendencia en el futuro e identificar a tiempo cuando las acciones correctivas son necesarias.

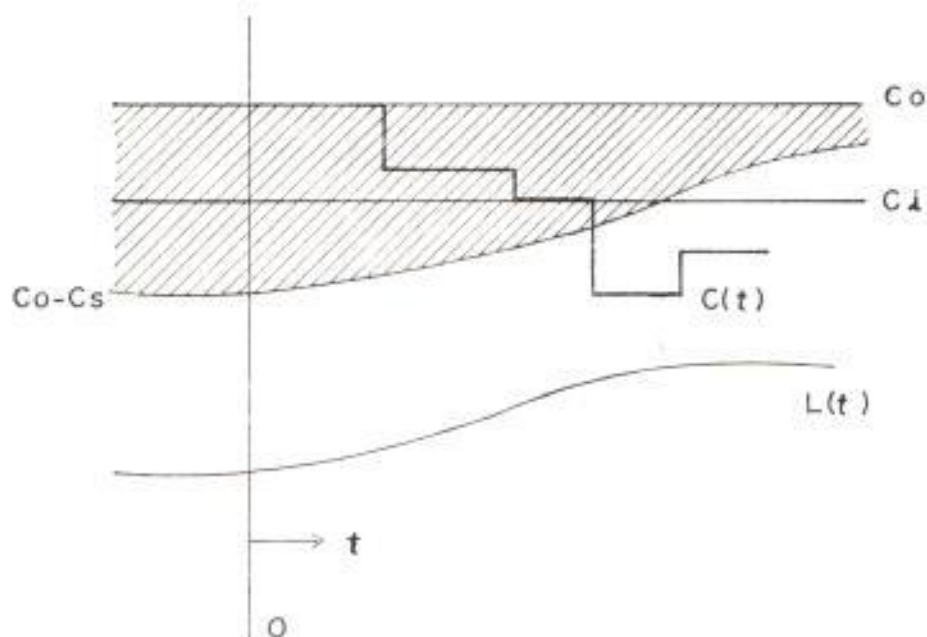


FIGURA # 2.2. VARIACION DE LA RESERVA ROTATORIA
A MEDIDA QUE VARIA LA CARGA.

2.2.4. METODO DURACION Y FRECUENCIA.

Esta sección ilustra una aproximación para evaluar la confiabilidad de tiempo corto por la introducción de nuevos índices, como son la duración fraccional y frecuencia de intervalo.

Si asumimos que un sistema existe en "n" estados posibles contenidos en el espacio muestra X este espacio simple X puede ser particionado en 2 subespacios X^+ y X^- . Siempre que el sistema registra algunos estados contenidos en el subespacio X^+ , este subespacio de estados debe

ser encontrado.

PROBABILIDAD DE X^+ EN UN TIEMPO ESPECIFICO.- Es tá es la probabilidad que el sistema se encuentre en algún estado contenido en X^+ en el tiempo t .

$$P_+(t) = \sum_{i \in X^+} P_i(t) \quad (2.4)$$

Donde: $P_i(t)$ es la probabilidad de estar en el estado i en el tiempo t . Cuando X^+ está constituido por estados que impliquen fallas del sistema, la ecuación (2.4) viene a ser idéntica a (2.3). Prácticamente este índice también ya fué presentado en el método PJM.

DURACION FRACCIONAL.- La duración fraccional de X^+ en el intervalo (t_1, t_2) es definida como la proporción de (t_1, t_2) utilizado en el espacio X^+ . Denotando la duración fraccional por: -
 $D_+(t_1, t_2)$.

$$D_+(t_1, t_2) = \frac{1}{t_2 - t_1} \sum_{i \in X^+} \int_{t_1}^{t_2} P_i(t) dt = \frac{\int_{t_1}^{t_2} P_+(t) dt}{t_2 - t_1} \quad (2.5)$$

FRECUENCIA DE INTERVALO.- La frecuencia de intervalo $F_+(t_1, t_2)$ es definida como el número esperado de veces que el subespacio X^+ es encon-

trado en el intervalo (t_1, t_2) .

$$F_+(t_1, t_2) = \sum_{i \in X} \int_{t_1}^{t_2} P_i(t) \sum_{j \in X} \lambda_{ij} dt \quad (2.6)$$

Donde λ_{ij} la razón de transición constante, desde el estado i al estado j .

Las relaciones (2.4) a (2.6) son generales y pueden ser aplicadas a todo un sistema o parte de él. Un análisis particularizado a un estudio evaluativo de reserva operable involucra un modelo del sistema de generación y un modelo de reserva de generación.

MODELO DEL SISTEMA DE GENERACION.- El modelo del sistema de generación representa la duración fraccional y la frecuencia de intervalo como una función de la salida acumulativa de capacidad, esto es, la salida de capacidad igual o mayor que los valores específicos. Las técnicas numéricas para el desarrollo del modelo de generación a través de un ejemplo de aplicación se ilustra en la referencia (1).

MODELO DE RESERVA DE GENERACION O COMBOLUCION CON EL PRONOSTICO DE CARGA.- El pronóstico de carga es asumido con probabilidad de uno y que

permanece constante a lo largo de todas las horas del intervalo considerado. Sin embargo, si se utiliza una distribución probabilística para pronósticar la carga, no involucra mayor dificultad considerar éste efecto y tampoco, si una representación más aproximada es requerida, puesto que los intervalos donde se asume la carga constante se puede hacer tan pequeños como uno desee. Como la carga es asumida que existe en ciertos niveles discretos y además los estados de capacidad también son discretos, la reserva de generación operatoria, que es capacidad menos carga, también va a existir en niveles discretos. Para ilustrar esto consideremos un sistema formado por 3 unidades de 25 MW c/u con razones de falla y reparo λ_i y μ_i respectivamente. Asumiendo los niveles de carga para 4 horas como:

Horas	0-1	1-2	2-3	3-4
Carga	20	40	50	60

Las horas indicaremos por número de intervalos, por ejemplo 1-2 será denotado por el intervalo # 2. El pronóstico de carga combinado con el modelo de generación, da la reserva de generación resultante que se muestra en la tabla VI.

Ahora encontramos los límites de algunos margenes acumulativos, esto es, un margen igual o menor que el valor específico. Por ejemplo el límite de los estados de deficiencia de capacidad, va ha ser determinada, entonces $F_+(0,4)$ se rá determinado en X^+ donde contendrá todos los estados que se representan debajo de la línea gruesa.

TABLA VI

MODELO DE RESERVA DE GENERACION

Intervalos	1	2	3	4
Carga	20	40	50	60
Salida de cap. acumulativa				
0	55	35	25	15
25	30	10	0	-10
50	5	-15	-25	-35
75	-20	-40	-50	-60

En general denotando la capacidad asociada con el estado i de salida de capacidad por C_i , - el límite para el margen de reserva acumulativo M , esto es un margen igual o menor que M MW, correspondiente a la carga L_j durante el j ésimo intervalo, es fijado por la relación:

$$C_i - L_j \leq M.$$

$$\text{Esto es: } C_i \leq L_j + M \quad (2.7)$$

Las expresiones para los diferentes índices pueden ser escritas utilizando la siguiente notación.

- T = Período de programación. Tiempo utilizado para arrancar una nueva unidad.
- $P(t)$ = La probabilidad que ocurra el j -ésimo estado de salida de capacidad acumulativa en el tiempo t .
- $D_i(t_1, t_2), F_i(t_1, t_2)$ = La duración fraccional y la frecuencia de intervalo de encontrar el j -ésimo estado de salida de capacidad, en el intervalo (t_1, t_2) .
- $P_M(t)$ = La probabilidad de un margen acumulativo M al final del período de programación.
- $D_M(0, t), F_M(0, t)$ = La duración fraccional y la frecuencia de intervalo de encontrar un margen acumulativo M en el intervalo $(0, t)$.

PROBABILIDAD.- La probabilidad para el tiempo específico del margen acumulativo M es.

$$P_M(T) = P_i(T) \quad (2.8)$$

Tal que:

$$C_i \leq L(T) + M$$

$L(T)$: Carga en el tiempo T .

DURACION FRACCIONAL.- Denotando el tiempo al final del intervalo j por t_j ;

$$D_M(0,T) = \sum_{j=1}^m D_i(t_{j-1}, t_j) \quad (2.9)$$

Donde m es el número total de intervalos en el período de programación T , y el estado i de la salida de capacidad acumulativa durante el intervalo j es determinado usando la expresión (2.7).

PRECUCENCIA DE INTERVALO.- El estado de un margen igual o mayor que M puede ser encontrado entre los incrementos de capacidad o decrementos de carga. Luego, hay dos componentes de la frecuencia de intervalo; la transición del sistema de generación $F_M^G(0,T)$ y la transición de carga $F_M^L(0,T)$ tal que,

$$F_M(0,T) = F_M^G(0,T) + F_M^L(0,T)$$

Ahora.

$$F_M^G(0,T) = \sum_{j=1}^m F_i(t_{j-1}, t_j)$$

y

$$F_M^L(0,T) = \sum_{j=1}^m [P_k(t_j) - P_i(t_j)]$$

Tal que

$C_i \leq M + L_j$ al finalizar el intervalo j .

$C_k \leq M + L_j$ en el comienzo del intervalo $(j+1)$.

Finalmente:

$$F_M(0, T) = \sum_{j=1}^M F_i(t_{j-1}, t_j) + \sum_{j=1}^M \beta [P_k(t_j) - P_i(t_j)] \quad (2.10)$$

Donde:

$\beta = 1$ si $[P_k(t_j) - P_i(t_j)]$ es positivo

$\beta = 0$ en caso de no serlo.

Estas últimas expresiones pueden ser usadas para determinar los tres índices para un margen acumulativo M . Si M es tal que define los estados de deficiencia de capacidad, los tres índices se convierten en índices de riesgo.

C A P I T U L O I I I

MÉTODO PJM MODIFICADO

3.1. GENERALIDADES:

Básicamente en el capítulo anterior se analizó tres índices de riesgo, la duración fraccional, frecuencia de intervalo y la probabilidad de deficiencia de capacidad. En el desarrollo del método PJM modificado se volverá a determinar el último de estos tres índices. La probabilidad de que ocurra deficiencia de generación en un tiempo específico, a pesar de ser un índice probabilístico carente de información de lo que sucede durante el intervalo; no sólo nos proporciona en forma clara el estado que el sistema alcanza al finalizar dicho intervalo, sino que también nos indica el momento más adecuado para adicionar nuevas unidades de generación, como una medida de seguridad del sistema para el período programado. Obviamente, como ya antes se mencionó, si una mejor representación es requerida, se puede calcular más de un índice en torno a un mismo sistema; así por ejemplo el índice frecuencia de intervalo, si refleja adecuadamente las variaciones de

carga, así como las variaciones de razones de falla y de reparación dentro del intervalo; por otro lado no proporciona mayor información al operador de los pasos que debe seguir en caso de encontrarse en peligro la seguridad del sistema.

Con este criterio y con la finalidad de analizar la determinación de la confiabilidad de un sistema de generación a través de una definición particular, se escoge el índice probabilístico de insuficiencia de capacidad. Como complemento, al finalizar este estudio y con la ayuda de un computador se elabora un programa que nos permita calcular en forma rápida dicho riesgo.

3.2. MODELO DE GENERACION. CONSTRUCCION DE LA TABLA PROBABILISTICA DE SALIDA DE CAPACIDAD.

3.2.1. REPRESENTACION "ESTADO - ESPACIO". MODELO DE DOS ESTADOS.

La mejor descripción del comportamiento de una unidad de generación, es proporcionada por la solución del modelo "estado - espacio" más apropiado. Este modelo ya fué utilizado en la sección 1.1.3., para representar en su forma más simple a un dispositivo reparable, esto es, po

día permanecer en dos estados, funcionamiento y falla (figura # 3.1.a).

El método PJM modificado en concepto es el mismo que el descrito en la sección 2.2.1., con la diferencia de que sí el método básico PJM no consideró ciertos factores importantes, éste nuevo método sí lo hace; proporcionándonos índices de confiabilidad más representativos de lo que en la realidad está ocurriendo. Por ejemplo la ecuación (2.2) fué derivada con la asunción de que la carga L se mantenía constante a lo largo de todo el período de programación T, sin embargo, si el tiempo de puesta en marcha de una nueva unidad excede de 1 a 2 horas (1), es necesario considerar cambios en la carga.

(1) Es imprescindible antes de proseguir con éste análisis, hacer una distinción entre los términos, período de programación y tiempo mínimo necesario para arrancar una nueva unidad; pues en la sección 2.2.1., se consideraron iguales. Al introducir los efectos de los diferentes tiempos de arranque de unidades de reserva, estos términos representan tiempos diferentes. Así dentro de un determinado período de programación, puede haber más de un arranque de unidades de reserva. En tales circunstancias, en lo posterior estos términos serán utilizados muy cuidadosamente para evitar confusiones.

Esto se puede hacer al representar a esta última por varios niveles L_j con sus respectivas probabilidades $P(L_j)$. Nótese que $P(L_j) = 1$ para todo el período considerado. El índice $R(T)$ es ahora dado por:

$$R(T) = \sum R_j(T) P(L_j) \quad (3.1)$$

Donde R_j es la probabilidad de poder suplir o no la carga L_j al final del período T .

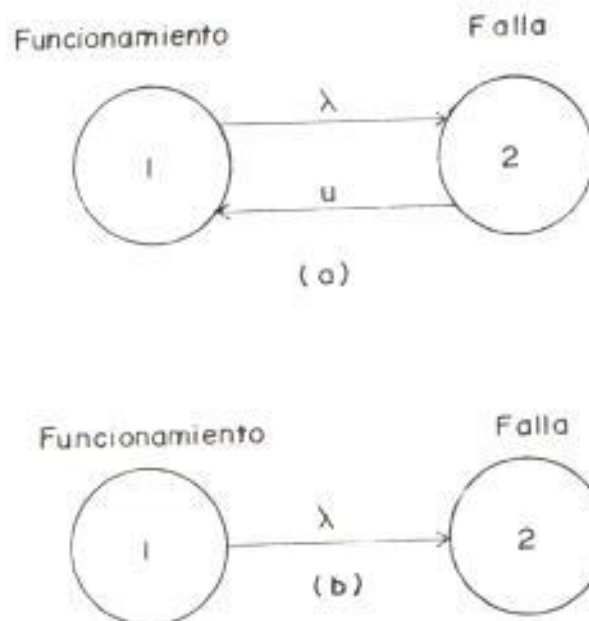


FIGURA # 5.1. MODELO DE 2 ESTADOS DE UNA UNIDAD DE GENERACION.

La deducción de la solución exacta del proceso de Markov para el caso simple de dos estados, no representa mayor dificultad (sección 1.1.4.). Este problema se limita a la resolución del sistema de ecuaciones en forma matricial (3.2), donde las probabilidades de estado en función del tiempo, esto es $P_u(t)$ y $P_d(t)$ son soluciones de estas ecuaciones.

$$\begin{bmatrix} \dot{P}_u(t) \\ \dot{P}_d(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P_u(t) \\ P_d(t) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -\lambda & \lambda \\ u & -u \end{bmatrix} \quad (3.2)$$

Aquí, $\dot{P}_u(t)$ y $\dot{P}_d(t)$ son las derivadas de las funciones $P_u(t)$ y $P_d(t)$ respectivamente. Si consideramos que a $t = 0$ la unidad está trabajando, la ecuación (3.3) representa la probabilidad que esta unidad falle a $t = T$.

$$P_d(T) = \frac{\lambda}{\lambda + u} (1 - e^{-(\lambda + u)T}) \quad (3.3)$$

Asumiendo $(\lambda + u)T \ll 1$; en la práctica esto normalmente ocurre para T pequeño, donde la probabilidad de reparar la unidad es muy remota. La ecuación (3.3) se reduce a:

$$P_d(T) \cong \frac{\lambda}{\lambda + u} [1 - 1 + (\lambda + u)T]$$

$$P_d(T) \cong \lambda T \quad (3.4)$$

Esta expresión es la misma que la derivada al definir el OMR.

El uso de esta aproximación, es equivalente a utilizar la solución de un modelo estado - espacio mucho más simple como el que se indica en la figura # 3.1.b (cuando $\lambda T \ll 1$).

Sin embargo en muchos casos se requiere de una mayor aproximación, sin tener que estar limitados a la duración del período de programación para decidir o no aplicar la ecuación 3.4. Existe un método muy utilizado en nuestros días - que consiste en considerar un modelo de Markov discreto en el tiempo en vez de una cadena de Markov de tiempo continuo. Supongamos que la duración de T es grande y que las probabilidades de falla y de funcionamiento en T aproximadas por λT y $u T$ respectivamente, sean aceptables para un tiempo sorto de duración $T_1 = T/n$ - (n es un número entero mayor que 1). Esto puede ser postulado como :

$$P \left[\text{unid. falle en } T_1 \mid \text{funcionó en } t=0 \right] \cong \lambda T_1$$

$$P \left[\text{unidad func. en } T_1 \mid \text{falló en } t=0 \right] \cong u T_1$$

En la referencia (2) se demuestra que las pro

babilidades $P_u(T)$ y $P_d(T)$ que se dan a continuación son soluciones de la ecuación matricial (3.2).

$$\begin{bmatrix} P_u(T) \\ P_d(T) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1, 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 - \lambda T_1 & \lambda T_1 \\ u T_1 & 1 - u T_1 \end{bmatrix}^n \quad (3.5)$$

Donde se ha asumido que a $t=0$ la unidad está trabajando.

3.2.2. MODELO DE MÚLTIPLES ESTADOS - ESTADOS DE CAPACIDAD INTERMEDIA.

Al considerar unidades de generación de gran capacidad y representar su historial de vida sólo por dos estados, no es una decisión de lo más acertada, normalmente este tipo de equipos son muy complejos en su construcción, esto es, son muchas las partes que la conforman, en tales circunstancias, diversas también serán las fallas que se produzcan. En relación a la operación en plena carga y falla total, las unidades pueden asumir otros estados donde les es factible seguir funcionando con una capacidad menor a la nominal. A estos estados se los conoce como "Estados de capacidad intermedia" y pueden ocurrir durante las salidas de varios auxiliares tales como pulverizantes, bombas de agua,

ventiladores, etc. Una ventaja importante de la representación estado - espacio, es poder considerar en el modelo de una unidad los estados de capacidad intermedia.

El primer modelo que incluye un estado de capacidad intermedia fué representado por B. Biggerstaff and T. Jackson. Este modelo de tres estados que se presenta en la figura # 3.2., tampoco involucra mayor complicación encontrar la solución exacta (3,4); no así, cuando nos encontramos frente a un modelo que incluye a más de un estado de capacidad intermedia (Representación estado-espacio con más de 3 estados), - donde la deducción de la solución exacta es casi imposible.

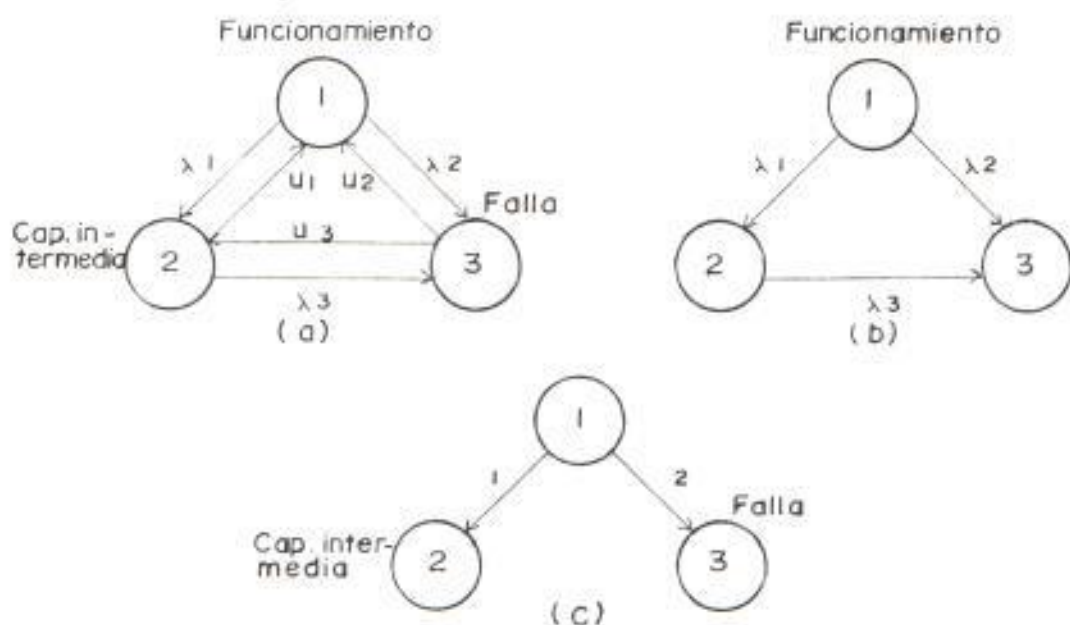


FIGURA # 3.2. MODELO DE 3 ESTADOS DE UNA UNIDAD DE GENERACION.

Al igual que en el modelo de dos estados, la solución exacta para el caso de tres estados - también podemos aproximar de dos maneras; una de ellas resolviendo el modelo simplificado que se indica en la figura # 3.2.b donde se han omitido las transiciones de reparo, o por el uso de las cadenas de Markov discretas en el tiempo.

La solución de las probabilidades de estado para el diagrama de la figura # 3.2.b viene dada - por las ecuaciones:

$$P_1(T) = e^{-(\lambda_2 - \lambda_1)T}$$

$$P_2(T) = \frac{\lambda_1}{\lambda_2 + \lambda_1 - \lambda_3} \left[e^{-\lambda_3 T} - e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)T} \right] \quad (3.6)$$

$$P_3(T) = 1 - \frac{1}{\lambda_1 + \lambda_2 - \lambda_3} \left[\lambda_1 e^{-\lambda_3 T} + (\lambda_2 - \lambda_3) e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)T} \right]$$

Donde $P_2(T)$ es la probabilidad de que se sucite el estado de capacidad intermedia en $t=T$, en algunos casos este modelo puede ser simplificado aun más al omitir la transición desde el estado de capacidad intermedia al estado de falla (figura # 3.2.c) y además por la asunción de que tanto $\lambda_1 T$ como $\lambda_2 T$ son mucho más pequeñas que la unidad.

Las soluciones dadas en (3.6) se reducen a:

$$P_1(T) = 1 - (\lambda_1 + \lambda_2) T \quad (3.7)$$

$$P_2(T) = \lambda_1 T$$

$$P_3(T) = \lambda_2 T$$

Estas expresiones corresponden a la ecuación (3.4) para un modelo simplificado de dos estados.

Por otro lado, el método que requiere la aplicación de las cadenas de Markov, puede llevarse a cabo en forma similar al procedimiento utilizado para el caso de dos estados, naturalmente que en esta nueva representación, la matriz de probabilidades de transición va a ser de orden 3.

La ecuación 3.5 podemos escribir en forma generalizada como:

$$[P(t)] = [P(0)] [P]^n \quad (3.8)$$

Donde:

$P(t)$ = Vector de probabilidades de estado en función del tiempo.

$P(0)$ = vector de probabilidad de estado inicial.

P = Matriz estocástica o matriz homogénea de transición.

n = Número de pasos en la discretización del proceso.

Particularizando la ecuación (3.8) para el modelo de 3 estados (figura # 3.1.a) al finalizar un período de programación T , se tiene:

$$[P_1(T), P_2(T), P_3(T)] = [1, 0, 0] \begin{bmatrix} 1 - (\lambda_1 + \lambda_2)T_1 & \lambda_1 T_1 & \lambda_2 T_1 \\ u_1 T_1 & 1 - (u_1 + u_3)T_1 & \lambda_3 T_1 \\ u_2 T_1 & u_3 T_1 & 1 - (u_2 + u_3)T_1 \end{bmatrix}^n \quad (3.9)$$

Donde $T_1 = T/n$

Aquí $[1, 0, 0]$ representa el vector de probabilidad inicial, donde se considerará que la unidad está trabajando a $t = 0$. La ecuación 3.9 es igual de aplicable en cualquier estado que se encuentre la unidad al inicio del proceso, sólo se requiere introducir ésta condición inicial a través del vector mencionado.

En algunas aplicaciones, a veces los modelos descritos no detallan suficientemente las caracte

terísticas de las unidades. Dependiendo de la parte del equipo que ha fallado, la capacidad intermedia puede variar de 95% al 50% de la capacidad nominal y se requerirá varios estados de capacidad intermedia para representar estas posibilidades. Un modelo para 5 estados (3 estados de capacidad intermedia) se ilustra en la figura # 3.3., donde el gráfico por si mismo explica las razones de transición entre estados todos los criterios y conceptos vertidos en lo que va del capítulo son aplicables al modelo de 5 estados o más.

El procedimiento para construir la tabla probabilística de salida de capacidad considerando los efectos de capacidad intermedia, es el mismo que se ilustró en el método básico PJM.

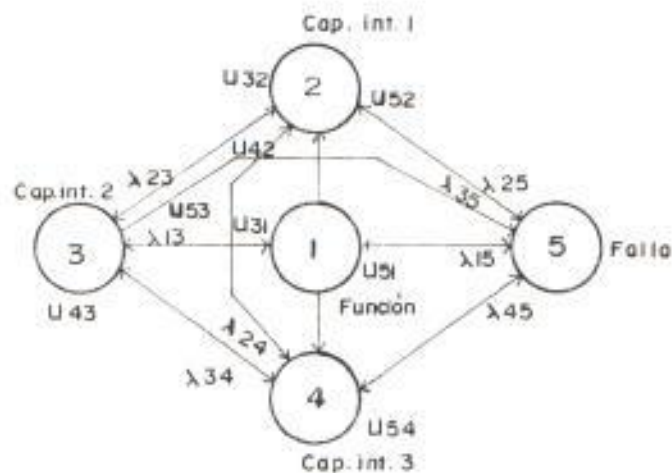


FIGURA # 3.3. MODELO DE 5 ESTADOS DE UNA UNIDAD DE GENERACION.

3.2.3. EFECTOS DE UNIDADES DE ARRANQUE RAPIDO Y RESERVA CALIENTE.

Anteriormente ya se mencionó que el tiempo requerido para arrancar una unidad depende de muchos factores incluyendo el tipo de unidad. En el método básico PJM sólo se consideró, unidades que son mantenidas rotando (sincronizadas al sistema) listas a tomar carga inmediatamente que se lo requiera y por otro lado las unidades térmicas que necesitan de varias horas para entrar en funcionamiento y tomar carga.

Sin embargo, existen unidades pico tales como turbinas de gas, unidades hidráulicas que pueden ser disponibles para el servicio dentro de cinco minutos, a estas se las conoce como unidades de arranque rápido. El tiempo de arranque de las unidades térmicas pueden ser reducidos al mantener sus calderas en estado caliente unidades en estas condiciones son disponibles dentro de una hora y son conocidas como reserva caliente.

AREA DE LA CURVA DE RIESGO.- El riesgo del grupo de unidades seleccionadas para un período de programación, se define como la probabilidad de

que la generación justo supla o no la carga del sistema. En el tiempo de decisión $t=0$ las condiciones del sistema son conocidas y el riesgo va a estar entre uno y cero, dependiendo de que si la carga es mayor o menor que la generación disponible. El problema que se le presenta al encargado de las operaciones diarias de un sistema de generación, es precisamente evaluar el riesgo y si es necesario hacer ajustes de éste para el futuro. Una forma muy conveniente de representar graficamente este riesgo es con la ayuda de la función riesgo o el concepto de área de riesgo.

Consideremos primero una unidad simple representada por dos estados. La función riesgo o función densidad $f(R)$ para este modelo es dada por:

$$f(R) = \frac{dP}{dt} = \lambda e^{-\lambda t} \quad (3.10)$$

Luego la probabilidad de que la unidad falle en el período de tiempo (0 a T) será:

$$P_d(0,T) = \int_0^T \lambda e^{-\lambda t} dt \quad (3.11)$$

La función (3.10) es graficada en la figura # 3.4. La probabilidad que la unidad falle en

un tiempo T , está representada por el área bajo la curva entre 0 y T . Esta representación es conocida como "Área de la curva de riesgo" nótese que esta curva es tan sólo una representación gráfica usada para ilustrar el comportamiento del sistema, y normalmente no es necesaria para evaluar en forma explícita el riesgo.

La evaluación del riesgo de todo un sistema - de generación para un cierto tiempo, puede ser representada gráficamente usando el área de la curva de riesgo; así por ejemplo, en la figura # 3.5. se presenta la función riesgo para dos situaciones diferentes del sistema.

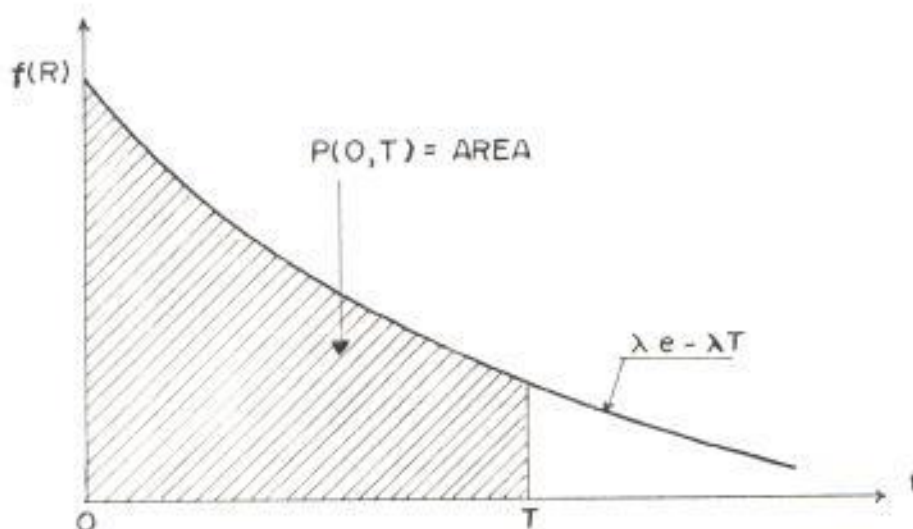
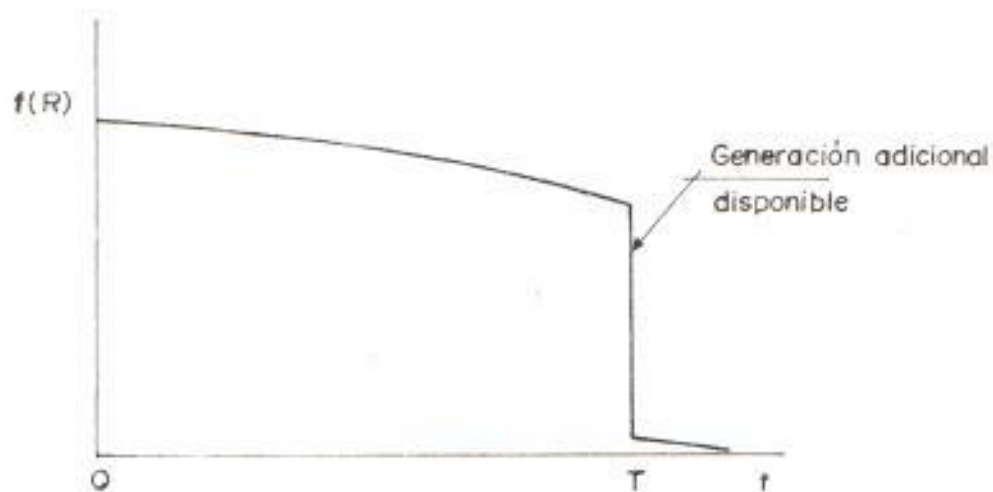


FIGURA # 3.4. AREA DE LA CURVA DE RIESGO DE UNA UNIDAD.

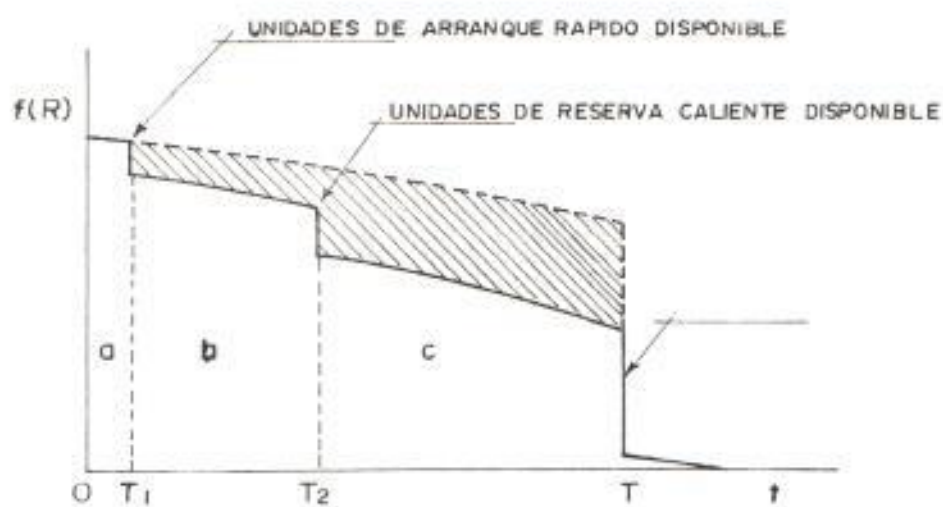
El área de la curva de riesgo en la figura # 3.5.a da a conocer el comportamiento del sistema cuando sólo se considera la reserva rotatoria. Por lo tanto esto es equivalente al sistema básico PJM. Por otro lado la curva 3.5.b representa el método PJM modificado; donde, después de los tiempos T_1 y T_2 , las unidades de arranque rápido y reserva caliente son disponibles respectivamente. El riesgo total en el período 0 a T es por lo tanto menor cuando son consideradas las unidades de reserva como se indica en la misma figura 3.5.b.

Recordemos que para llevar a cabo esta reducción de riesgo en los tiempos T_1 y T_2 , debe existir una decisión de arrancar tales unidades ya en $t = 0$.

Cuando tratamos con unidades de reserva caliente y arranque rápido surge también la posibilidad de que estas puedan fallar al arrancar, - los modelos estado - espacio usados para estas unidades deben incorporar esta posibilidad, como vamos a ver inmediatamente.



(a)



(b)

FIGURA # 3.5. AREA DE LA CURVA DE RIESGO DE UN SISTEMA DE GENERACION.

MODELO DE UNIDADES DE ARRANQUE RÁPIDO.- Las unidades de arranque rápido tal como las turbinas de gas y las plantas hidroeléctricas pueden ser representadas por un modelo de cuatro estados como se indica en la figura # 3.6., en la que:

$$\lambda_{ij} = N_{ij} / T_i \quad (3.12)$$

Donde:

λ_{ij} = Rata de transición desde el estado i al estado j .

N_{ij} = Número de transiciones desde el estado i al estado j , durante el período de observación.

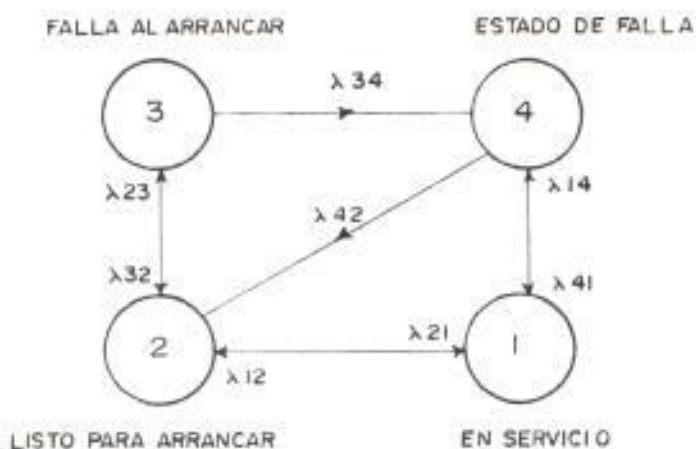


FIGURA # 3.6. MODELO DE CUATRO ESTADOS PARA UNIDADES DE ARRANQUE RÁPIDO.

El modelo que se indica en la figura # 3.6. - no puede ser simplificado como en el caso de la figura # 3.2.a. Sin embargo las probabilidades de permanecer en un estado determinado después de un cierto tiempo, puede ser evaluado usando las mismas técnicas de Markov aplicadas en la sección anterior.

La matriz estocástica de probabilidades de transición para el modelo de la figura # 3.6 es:

$$[P] = \begin{bmatrix} 1-(\lambda_2 + \lambda_4)dt & \lambda_2 dt & \text{---} & \lambda_4 dt \\ \lambda_1 dt & 1-(\lambda_1 + \lambda_3)dt & \lambda_3 dt & \text{---} \\ \text{---} & \lambda_2 dt & 1-(\lambda_2 + \lambda_4)dt & \lambda_4 dt \\ \lambda_1 dt & \lambda_2 dt & \text{---} & 1-(\lambda_1 + \lambda_3)dt \end{bmatrix} \quad (3.13)$$

El valor de dt puede ser seleccionado de acuerdo a la exactitud deseada; a pesar de que elegir un valor muy pequeño no justifica la mayor exactitud obtenida en los resultados, ya que la potencia de la matriz (ecuación 3.8) viene a ser muy grande. Un valor de 10^{-4} es satisfactorio para muchos casos prácticos.

Durante el tiempo de puesta en marcha, una unidad de arranque rápido no contribuye al sis

ma y permanece en el estado, listo para entrar en servicio con una probabilidad de 1 (estado 2 en la figura # 3.6.). Si a $t = 0$, se decidió poner en funcionamiento la unidad, si no ha habido ningún inconveniente después del tiempo necesitado para el arranque, el generador puede permanecer en el estado 1 (en servicio). Por el contrario, el equipo puede fallar al arrancar y en este caso entrará al estado 4 (falla permanente). Si la decisión no se hizo en $t = 0$ no se considerará a la unidad en la evaluación del riesgo y es totalmente ignorada. Por lo tanto, para el instante en que la unidad pueda contribuir a la generación del sistema, el vector probabilidad inicial es:

$$[P(0)] = \begin{bmatrix} 1 & 2 & 3 & 4 \\ P_{10} & 0 & 0 & P_{40} \end{bmatrix} \quad (3.14)$$

Donde:

P_{40} = Probabilidad de que falle al arrancar - (P_{fs}), esto es la probabilidad de que la unidad esté en el estado 4 dado que se decidió arrancar en $t = 0$.

$$\begin{aligned} P_{fs} &= \frac{\text{Número total de fallas de la unidad al tomar carga.}}{\text{Número total de arranques.}} \\ &= N_{23} / (N_{21} + N_{23}) \\ &= \lambda_{23} / (\lambda_{21} + \lambda_{23}) \end{aligned}$$

$$P_{10} = 1 - P_{fs} \quad (3.15)$$

Al igual que las probabilidades de estado individuales, la probabilidad que la unidad entre al estado de falla en cualquier instante después del tiempo de arranque, es determinado utilizando la ecuación 3.8 y la siguiente relación:

$$P_{falle}(t) = P_3(t) + P_4(t) \quad (3.16)$$

Donde $P_3(t)$ y $P_4(t)$ son probabilidades que la unidad alcance los estados 3 y 4 respectivamente en t .

MODELO DE UNIDADES DE RESERVA CALIENTE.- El diagrama de estado-espacio básicamente es el mismo que el ilustrado en el caso de las unidades de arranque rápido. La diferencia fundamental estriba en que mientras las unidades mantienen almacenando el calor en su calorífero central pueden también fallar y luego después de repararlas regresan al estado de reserva fría (En este estado la unidad incluido el caldero se encuentran totalmente apagadas). Las unidades térmicas normalmente son reparadas en el estado de reserva fría y no regresan inmediatamente al

estado de reserva caliente. En estas circunstancias es necesario adicionar un quinto estado para estas unidades, como se indica en la figura # 3.7, donde se asume que la unidad no alcanzará estados de capacidad intermedia. El hecho de mantener reserva caliente en un sistema implica un incremento en el costo de operación el mismo que se justifica si es requerido después de una evaluación de riesgo con técnicas tales como el método PJM modificado.

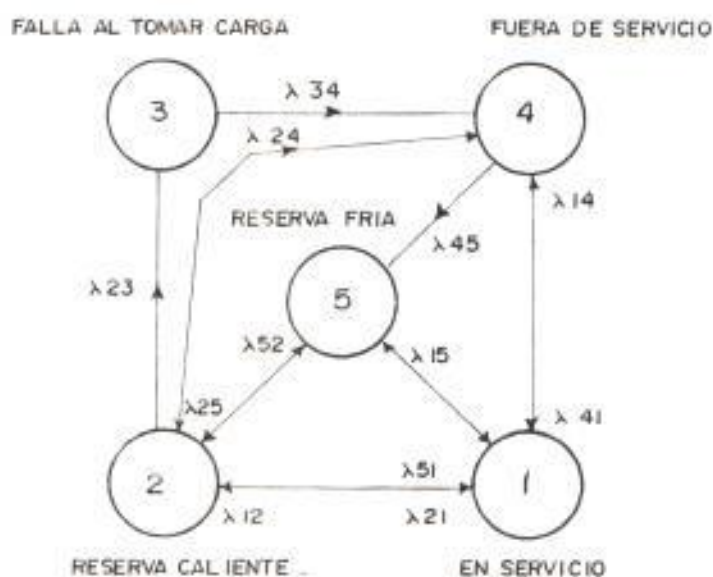


FIGURA # 3.7 MODELO DE 5 ESTADOS PARA LAS UNIDADES DE RESERVA CALIENTE.

El vector probabilidad inicial en este caso es;

$$[P(0)] = [P_{10} \quad 0 \quad 0 \quad P_{40} \quad 0] \quad (3.17)$$

Donde P_{10} y P_{40} son dadas por la ecuación - 3.15. Las probabilidades de transición individuales y la probabilidad que la unidad alcance el estado de falla también es determinado aplicando la ecuación matricial 3.8, de donde:

$$P_{\text{falla}} = P_3(t) + P_4(t) + P_5(t) \quad (3.18)$$

3.3. MODELO DE CARGA.

3.3.1. INCERTIDUMBRE EN EL PRONOSTICO DE CARGA.

Al iniciar este capítulo se mencionó que en ciertas aplicaciones de cálculo de riesgo de ciertos sistemas de generación la carga es asumida constante, sin embargo, esta demanda podría ser pronosticada para los periodos cortos que intervienen en una programación en la etapa de operación. Esta predicción está expuesta a una incertidumbre que deberá ser tomada en cuenta; en este caso la carga del sistema será descrita por una distribución probabilística cuyos parámetros son determinados desde experiencias pasadas.

La incertidumbre en el pronóstico de carga puede ser incluida en el cálculo de riesgo divi

diendo la distribución probabilística del pronóstico de carga en intervalos, el número de estos depende de la exactitud deseada; el área bajo cada intervalo viene a representar la probabilidad de la carga. El riesgo total para ciertas condiciones de generación y un pronóstico particular de carga viene a ser, la suma de los productos entre la probabilidad de que la capacidad de generación falle o apenas logre suplir un valor particular de carga y la probabilidad de que la carga permanezca en ese valor particular.

En la práctica es difícil obtener suficientes datos históricos para poder determinar la distribución que describa la incertidumbre en el pronóstico de carga; sin embargo estudios de estas condiciones⁽⁵⁾ han demostrado que la incertidumbre puede ser descrita por la distribución normal. El gráfico de la distribución normal ya fué presentado en la sección 1.1.3. (figura # 1.5.) para una aproximación de 7 pasos. En igual forma puede ser utilizada una distribución asimétrica para representar la incertidumbre en caso de ser requerida.

A medida que la desviación standar de la incer

tidumbre en el pronóstico de carga se incrementa, la probabilidad de tener cargas mucho más altas o mucho más bajas también crece. Con un pronóstico de carga relativamente alto es posible tener una gran probabilidad de que la carga exceda a la capacidad operable; en este caso el riesgo que falle el sistema al llevar la carga es alto.

Los efectos de incertidumbre ilustrados en la tabla VII construida para un sistema sencillo con un nivel de capacidad de 95 MW como se indica a continuación:

Número de unidades	Capacidad	Razón de falla (f/año)
2	2.5	1
1	5.0	1
4	10.0	1
3	15.0	3

Considerando que el tiempo necesario para adicionar nueva generación es de 4 horas y usando el método descrito en la sección 2.2 construimos la tabla de probabilidades de salida de capacidad.

TABLA VII

PROBABILIDADES DE SALIDA DE CAPACIDAD PARA EL -
SISTEMA HIPOTETICO DEL EJEMPLO:

Capacidad fuera de servicio	Capacidad en servicio	Probabilidad acumulativa
0.0	95.0	1.00000000
2.5	92.5	0.00728283
5.0	90.0	0.00637583
7.5	87.5	0.00592212
10.0	85.0	0.00592171
12.5	82.5	0.00410770
15.0	80.0	0.00410604
17.0	77.5	0.00001995
20.5	75.0	0.00001622
22.5	72.5	0.00001311
25.0	70.5	0.00001311
27.5	67.5	0.00000564
30.0	65.0	0.00000563
32.5	62.5	0.00000002
35.0	57.5	0.00000002
37.5	55.0	0.00000001
40.0		

La desviación estandar del error en la predicción de carga, podemos expresar en porcentaje de la carga pronosticada. Por ejemplo el indi-

ce de riesgo para el caso de un pronóstico de carga de 80 MW con una desviación standar del 1 %, puede ser determinada con la ayuda de la tabla I como se indica a continuación;

TABLA VIII

INDICE DE RIESGO INCLUIDO LA INCERTIDUMBRE EN -
EL PRONOSTICO DE CARGA.

1	2	3	4	5
Número de desviaciones standar desde el centro	Carga MW	Probabilidad de carga en la columna - (2)	Probabilidad que permanezca en servicio una capacidad igual o menor a la carga en la columna (2)	3 x 4
-3	77.6	0.006	0.00001995	0.00000012
-2	78.4	0.061	0.00001995	0.00000122
-1	79.2	0.242	0.00001995	0.00000483
0	80	0.382	0.00410604	0.00156851
+1	80.8	0.242	0.00410604	0.00099366
+2	81.6	0.061	0.00410604	0.00025047
+3	82.4	0.006	0.00410604	0.00002464
			TOTAL	0.00284343

Luego:

$$R(4 \text{ h.}) = 0.00284343$$

En igual forma podemos determinar los demás va

lores de la tabla IX.

TABLA IX

EFEECTO DE INCERTIDUMBRE EN EL PRONOSTICO DE CARGA

Pronóstico de carga	Probabilidad			
	Error en el pronóstico de carga			
	0	1	2	3
72	0.00001310	0.00001306	0.00001262	0.00001103
74	0.00001311	0.00001332	0.00001405	0.00003833
76	0.00001622	0.00001626	0.00004093	0.00029014
78	0.00001995	0.00004331	0.00029237	0.00129218
80	0.00410603	<u>0.00284343</u>	0.00284324	0.00285416

Los resultados de la tabla VIII indican que el riesgo se incrementa cuando la incertidumbre del pronóstico de carga es tomada en cuenta. Por otro lado desde la tabla IX podemos concluir que el riesgo se incrementa a medida que aumenta la incertidumbre. Los valores de riesgo resultantes en el nivel de carga de 80 MW; aparentemente indican todo lo contrario, esto es debido a la combinación de pasos entre la tabla probabilística de salida de capacidad y el modelo de carga.

3.4. DETERMINACION DEL RIESGO.

La determinación del riesgo $R(t)$ usando el método PJM

modificado requiere de la evaluación de los riesgos en los intervalos individuales $(0, T_1)$, (T_1, T_2) , (T_2, T) , etc. En la figura # 3.8. se gráfica las variaciones del nivel de riesgo en función del incremento de los tiempos de demora de puesto en marcha (horas), para los tres margenes de operación; al considerar tan sólo la reserva rotatoria, luego al incluir las unidades de arranque rápido y finalmente las de reserva caliente.

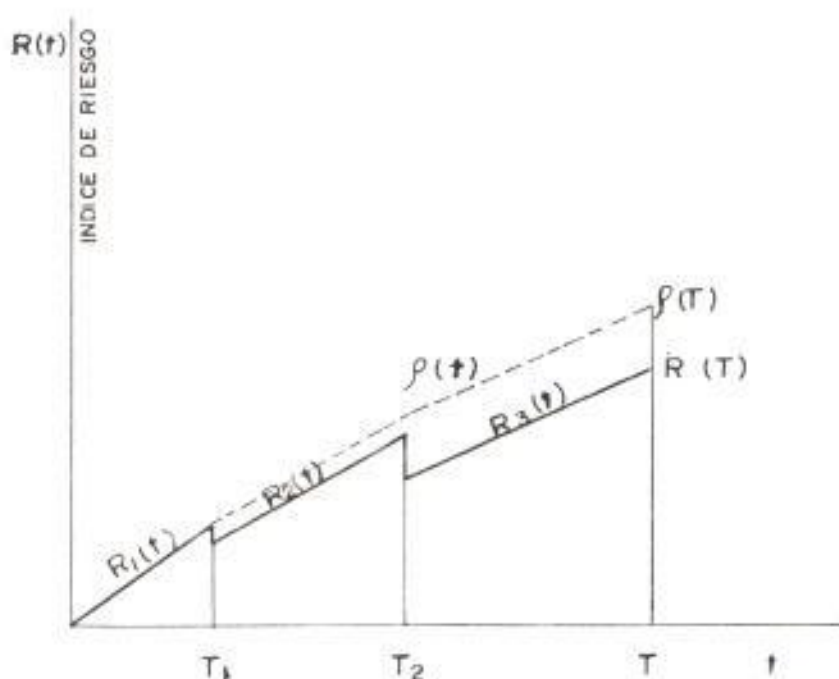


FIGURA # 3.8. VARIACION DEL NIVEL DE RIESGO DE UN SISTEMA CON UNIDADES DE ARRANQUE RAPIDO Y RESERVA CALIENTE PARA DIFERENTES TIEMPOS DE PUESTA EN FUNCIONAMIENTO.

$$R(t) = \begin{cases} R_1(t) & 0 < t \leq T_1 \\ R_2(t) & T_1 < t \leq T_2 \\ R_3(t) & T_2 < t \leq T \end{cases}$$

Donde: $R_1(t)$, $R_2(t)$ y $R_3(t)$ son índices de riesgo basados en diferentes cantidades de reserva operativa, en el período $(0, T_1)$ sólo la generación inicial en servicio es disponible (sólo reserva rotatoria). Si no hay unidades de arranque rápido, este período se extiende hasta T_2 y hasta T si no hay reserva caliente. Después de T_1 las unidades de arranque rápido ya pueden ser disponibles y finalmente durante el período (T_2, T) lo serán también las unidades de reserva caliente.

Un índice de riesgo total $f(T)$ en el tiempo T , puede ser definido como sigue:

$$f(T) = R_1(T) + R_2(T_2 - T_1) + R_3(T - T_2) \quad (3.19)$$

La función $f(t)$ que se obtiene en T también es graficado en la figura # 3.6 (línea punteada).

Aunque la probabilidad de que la capacidad de generación falle o justo supla la carga en T es $R(T) = R_3(T)$, el valor más alto de $f(T)$ toma en cuenta el hecho

de que la función riesgo $R(t)$ no se incrementa gradualmente en el intervalo $(0, T)$, si no que alcanza ciertos picos antes de llegar a un valor bajo $R_3(T)$.

Los diagramas estado-espacio de las unidades de arranque rápido y reserva caliente (figura # 3.7 y 3.8) incluyen la posibilidad de que las unidades fallen al arrancar; tal negativa de arranque en la evaluación del riesgo, cuando se considera una sola unidad (de arranque rápido o reserva caliente), puede ser acomodada por el cálculo de $f(T)$ como se indica en la ecuación siguiente:

$$f(T) = f_{P=1}(T) P + f_{P=0}(T) (1 - P) \quad (3.20)$$

Donde:

P = Es la probabilidad que la unidad falle al arrancar, $f_{P=0}(T)$ es el índice de riesgo determinado en la ausencia de que la unidad de arranque rápido o reserva caliente no falle al arrancar; y $f_{P=1}(T)$ es el índice cuando se considera que la unidad si lo hace. Si el número de unidades de arranque rápido y reserva caliente que forman parte de un sistema es mayor que uno, la ecuación 3.20 puede ser modificada a:

$$f(T) \cong \sum_i f_i(T) P_i + f_0(T) (1 - \sum P_i) \quad (3.21)$$

Donde P_i es la probabilidad que la i ésima unidad falle al arrancar, $f_i(T)$ es el índice de riesgo dado que solamente la i ésima unidad no arranca, y $f_0(T)$ es el índice de riesgo determinado en la asunción de que todas las unidades arrancan. La ecuación (3.21) es tan sólo una aproximación, porque se aume que no ocurre más de una falla al arrancar unidades dentro de un mismo período $(0,T)$.

Con la finalidad de ilustrar el cálculo del índice total $f(T)$ consideremos el siguiente sistema de generación:

TABLA X

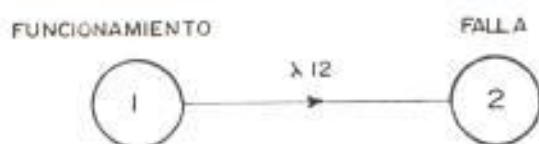
SISTEMA DE GENERACION PARA EL EJEMPLO NUMERICO.

Número de unidades	Tipo	Capacidad	Salida de Capacidad	Razones de transición de estados
2	Térmica	15 MW	0.0	
			15.0	0.0003423
2	Térmica	20 MW	0.0	
			5.0	0.0002282
			20.0	0.0001141
1	Térmica	30 MW	0.0	
			5.0	0.0002282
			15.0	0.0001142
			30.0	0.0001142

En adición a esta generación es posible disponer de una turbina de gas de 10 MW a los 10' después de haberlo así decidido.

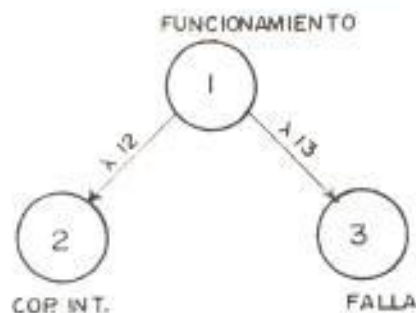
Las razones de transición entre estados por hora son (figura # 3.7): $\lambda_{12}=0.0050$, $\lambda_{14}=0.0300$, $\lambda_{21}=0.0033$, $\lambda_{23}=0.0008$, $\lambda_{32}=0.0000$, $\lambda_{34}=0.0250$, $\lambda_{41}=0.0150$, $\lambda_{42}=0.0250$, consideremos que el tiempo necesario para el arranque y toma de carga de las unidades térmicas es de 1 hora y la demanda esperada es de 80 MW.

El modelo estado-espacio para las unidades de 15 MW está representado por dos estados, esto es:



Donde: $\lambda_{12} = 0.0005423$

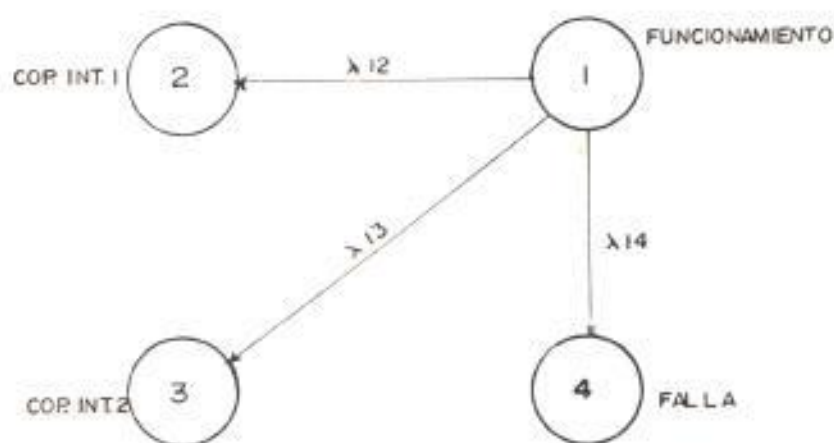
Para el caso de las unidades de 20 MW, por el diagrama estado-espacio de la figura # 3.2.c.



Donde: $\lambda_{12} = 0.0002282$

$\lambda_{13} = 0.0001141$

Finalmente para la unidad de 30 MW, el diagrama de estado simplificado es el siguiente:



Donde: $\lambda_{12} = 0.0002282$

$\lambda_{13} = 0.0001142$

$\lambda_{14} = 0.0001142$

a) Cálculo del riesgo $R(10^4)$ para el primer período.

Utilizando la aproximación de las cadenas de Markov - de tiempo discreto para $n=1$ y $T_1=10^4$ (ecuación 3.5), calculamos las distintas probabilidades de estado.

Dos unidades de 15 MW

Capacidad fuera de servicio	Probabilidad de estados
0	0.99994294
15	0.00005706

Dos unidades de 20 MW

Capacidad fuera de servicio	Probabilidad de estados
0	0.99994294
5	0.00003804
20	0.00001902

Una unidad de 30 MW

Capacidad fuera de servicio	Probabilidad de estados
0	0.99992388
5	0.00003804
15	0.00001904
30	0.00001904

Finalmente combinando estos valores probabilísticos de salida de capacidad (sección 2.1) obtenemos el modelo de generación para el primer período.

TABLA XI

MODELO DE GENERACION PARA EL PRIMER PERIODO DEL EJERCICIO.

Capacidad fuera de funcionamiento	Capacidad en funcionamiento	Probabilidad acumulativa
0.0	100	1.00000000
15.0	95	0.00030432
10.0	90	0.00019023
15.0	85	0.00019022
20.0	80	0.00005710
25.0	75	0.00001905
30.0	70	0.00001905
35.0	65	0.00000001

Luego para una demanda de 80 MW se tiene:

$$R(10') = 0.00005710$$

b) Determinación de $R(50')$ ($10'$ a 1 h.) para el segundo período.

En este caso, a partir de los $10'$ la unidad de arranque rápido puede pasar a formar parte del sistema de generación operable. La probabilidad de que la unidad falle al arrancar calculamos desde la ecuación 3.15.

$$P_{fs} = \frac{0.0008}{0.0033 + 0.0008}$$

$$= 0.19512219$$

$$1 - P_{fs} = 0.80487781$$

El modelo de generación construido bajo la asunción de que la unidad de arranque rápido falla al arrancar - (Ver ecuación 3.20), es construida en la tabla XII, con la misma capacidad operable del primer período. Excepto que, en este caso al aplicar la ecuación 3.8 se considerará $n = 2$ y $T_1 = 25'$ ($T_1 = 50^{1/2}$).

TABLA XII

MODELO DE GENERACION PARA EL SEGUNDO PERIODO, CUANDO SE ASUME QUE LA UNIDAD DE RESERVA FALLA AL ARRANCAR.

Capacidad fuera de funcionamiento	Capacidad en funcionamiento	Probabilidad acumulativa
0.0	100	1.00000000
5.0	95	0.00152052
10.0	90	0.00095073
15.0	85	0.00095062
20.0	80	0.00028579
25.0	75	0.00009551
30.0	70	0.00009543
35.0	65	0.00000024
40.0	60	0.00000008
45.0	55	0.00000007
50.0	50	0.00000002

La probabilidad que la unidad de arranque rápido se encuentre en el estado de falla a $t = 50'$ es cálculado por medio de la ecuación (3.8) y (3.16), esto es:

$$\text{Si } T_1 = 50'/2 = 0.41667 \text{ h.}$$

$$\begin{bmatrix} P_1(50'), P_2(50'), \\ P_3(50'), P_4(50') \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0, 1, 0, 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1-0.035T_1 & 0.005T_1 & 0.0T_1 & 0.03T_1 \\ 0.0033T_1 & 1-0.0041T_1 & 0.0008T_1 & 0.0T_1 \\ 0.00T_1 & 0.00T_1 & 1-0.025T_1 & 0.025T_1 \\ 0.015T_1 & 0.025T_1 & 0.0T_1 & 1-0.40T_1 \end{bmatrix}^2$$

$$P_{\text{fall.}}(50') = P_3(50') + P_4(50')$$

$$P_{\text{fall.}}(50') = 0.00066664$$

$$1 - P_{\text{fall.}} = 0.99933336$$

Combinando los valores probabilísticos de falla y funcionamiento de la unidad de reserva en $t = 50'$ con la tabla XII, obtenemos el modelo de generación del sistema en $t = 50'$, el cual nos proporciona el riesgo bajo la asunción de que la unidad sí arrancó en $t = 10'$ (tabla - XIII).

TABLA XIII

MODELO DE GENERACION PARA EL SEGUNDO PERIODO BAJO LA -
ASUNCION DE QUE LA UNIDAD DE ARRANQUE RAPIDO NO FALLA
AL ARRANCAR

Capacidad fuera de funcionamiento	Capacidad en funcionamiento	Probabilidad acumulativa
0.0	100	1.00000000
5.0	95	0.00218614
10.0	90	0.00161673
15.0	85	0.00095100
20.0	80	0.00028624
25.0	75	0.00009608
30.0	70	0.00009556
35.0	65	0.00000031
40.0	60	0.00000014
45.0	55	0.00000007
50.0	50	0.00000002

Según la ecuación (3.20) y desde las tablas XII y
XIII para una carga de 80 MW se tiene:

$$\begin{aligned}
 R_2(50^*) &= (0.00028579) P_{fs} + (0.00009556) (1 - P_{fs}) \\
 &= (0.00028579) (0.19512219) + (0.00009556) (0.80487781) \\
 &= 0.00013268
 \end{aligned}$$

Finalmente el riesgo total es:

$$(1 \text{ h.}) = R_1 (10') + R_2(50')$$

$$(1 \text{ h.}) = 0.00016978.$$

En caso de tener un tercer período como ocurre cuando consideramos unidades de reserva caliente, utilizamos el mismo procedimiento.

C A P I T U L O I V

PROGRAMA EN COMPUTADORA PARA DETERMINAR EL INDICE DE CONFIABILIDAD EN UN PERIODO CORTO, DE UN SISTEMA CON RESERVA OPERABLE.

4.1. INTRODUCCION.

El tiempo prolongado debido a una serie de cálculos - que involucra la evaluación de un determinado índice de riesgo de un sistema de generación, se convierte en tarea muy difícil o casi imposible tratar de llevarlo a cabo tan sólo con la ayuda de una simple calculadora de escritorio; la programación en la etapa de operación suma a esto la prontitud requerida en los resultados puesto que los períodos involucrados en este caso tiene duraciones de escasas horas y por otro lado, con frecuencia existe la necesidad de una reprogramación del índice de riesgo cuando se encuentra en peligro la seguridad del sistema; hechos como estos - han sido más que suficiente justificación en la creación del programa para computadora que se describe a continuación.

El objetivo principal del programa es calcular la probabilidad que la capacidad de un sistema de generación sea insuficiente o que apenas logre suplir la demanda al finalizar el período de programación. La determinación de este índice se lo hace a través de un programa principal, el mismo que está compuesto de tres partes con funciones específicas, las que ceñidas a los principios teóricos y matemáticos expuestos a lo largo del desarrollo de esta tesis, determinan el modelo de generación, el modelo de carga y finalmente el índice.

4.1.1. MODELO DE GENERACION.

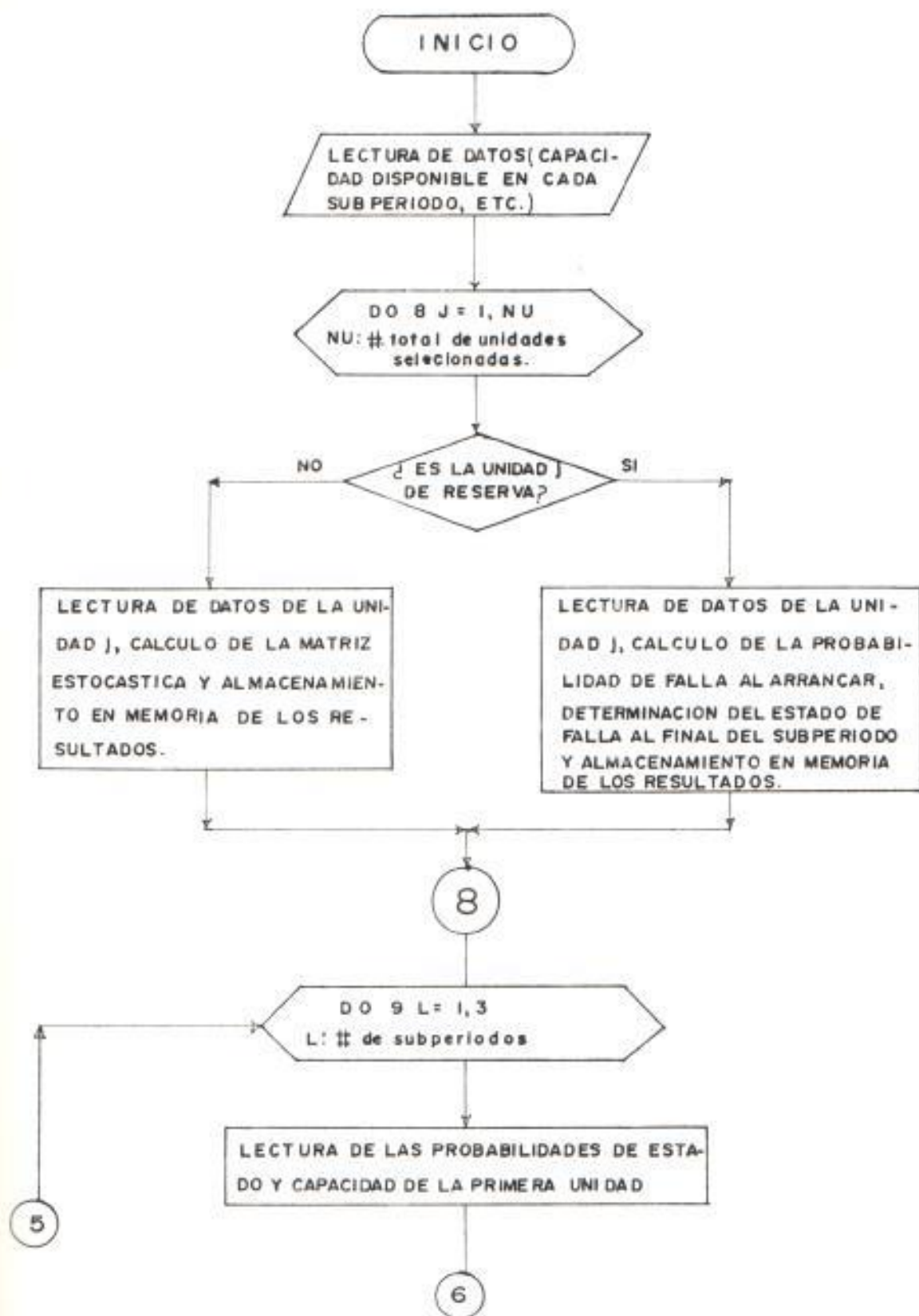
Al desarrollar el método PJM modificado se indicó que el modelo de generación de un sistema de generación eléctrica está representado por la tabla probabilística de salida de capacidad. Esta tabla es desarrollada por el programa en forma sencilla utilizando conceptos básicos de probabilidades como se describe en la sección (2.2.1.). Esto es, después de haber leído los datos de la primera unidad, el programa considerará ya una tabla probabilística existente, a la cual en cada ciclo adiciona una nueva unidad hasta completar el total de unidades que conforman el sistema.

Los datos leídos por el computador, no son uti

lizados directamente para la construcción del modelo de generación, ya que por ejemplo, para el caso de unidades que han sido representadas por cuatro estados, el computador leerá primeramente las tasas de cambios entre estados desde una matriz 4 x 4 y que sólo después de determinar la matriz estocástica de dicha unidad para los distintos subperíodos de programación - (P^n en la ecuación 3.8), calculará la tabla probabilística de salida de capacidad deseada; igual cosa ocurre para las unidades representadas por dos y tres estados. En el caso de las unidades de reserva, antes de calcular las probabilidades de estado a través de la aproximación de las cadenas de Markov de tiempo discreto - (MATRIZ ESTOCASTICA), por medio de la ecuación 3.15 se cálcula las probabilidades que las unidades fallen al arrancar, esto es:

$$P_{fs} = \lambda_{23} / (\lambda_{21} + \lambda_{23}) \quad (4.1)$$

Con la figura 4.1 en que se representa en forma simplificada el diagrama de flujo de la construcción del modelo de generación y con la descripción mucho más detallada del ingreso de datos en la sección "Manual del usuario", podremos entender en mejor forma la función de esta



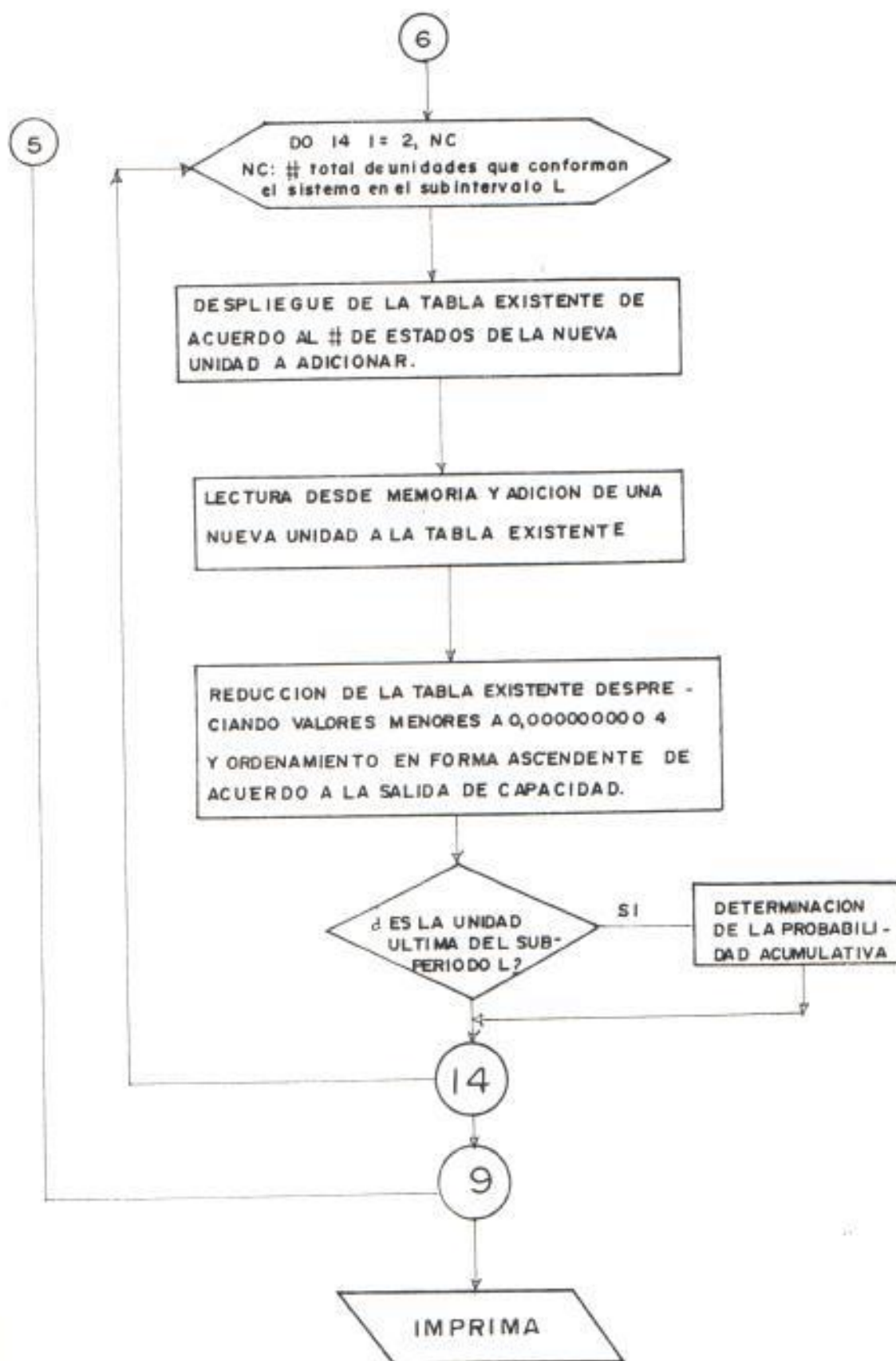


FIGURA # 4.1. DIAGRAMA DE FLUJO DEL MODELO DE GENERACION.

etapa del programa.

4.1.2. MODELO DE CARGA.

A pesar de considerar la existencia de incertidumbre en el pronóstico de carga, el programa determina también en forma simple el modelo de carga requerido; puesto que el mismo al igual que en la sección 3.3.1 considerará que la incertidumbre en la predicción de la demanda es descrita por la distribución normal.

Una vez que se ha determinado el modelo de generación para cada subperíodo. Esto es, considerando que en el primer período sólo contribuye al sistema la reserva rotatoria, en el segundo lo hacen las unidades de arranque rápido y finalmente en el tercero se incluyen también las de reserva caliente; básicamente el programa utiliza la ecuación 3.1 para determinar el índice de riesgo como resultado de la combinación de los modelos de carga y generación $(R(T) = R_j(T) P(L_j))$, donde el valor $R_j(T)$ es determinado desde la tabla probabilística de salida de capacidad; valor que representa la probabilidad que salga fuera de funcionamiento una capacidad igual o mayor a la demanda L_j y la

probabilidad que la carga alcance un nivel L_j , $P(L_j)$, es determinada desde el modelo de generación. Como vemos, para obtener el valor de $P(L_j)$ primero debe ser calculado el nivel de carga L_j , el mismo que lo hace en base al pronóstico de carga para el período en cuestión y el error en esta predicción.

Normalmente la desviación estandar del pronóstico de carga viene dado como un porcentaje de la demanda total, de forma que al considerar estos parámetros dispuestos como en la ecuación 4.2, nos dá los valores de los niveles de carga L_j .

$$L_j = \left[1 + n_j (\sigma/100) \right] \cdot \left(\begin{array}{c} \text{Pronóstico} \\ \text{de} \\ \text{carga} \end{array} \right) \quad (4.2)$$

donde: $j = 1, 2, 3, \dots, 7$

y $n = -3, -2, \dots, 3$

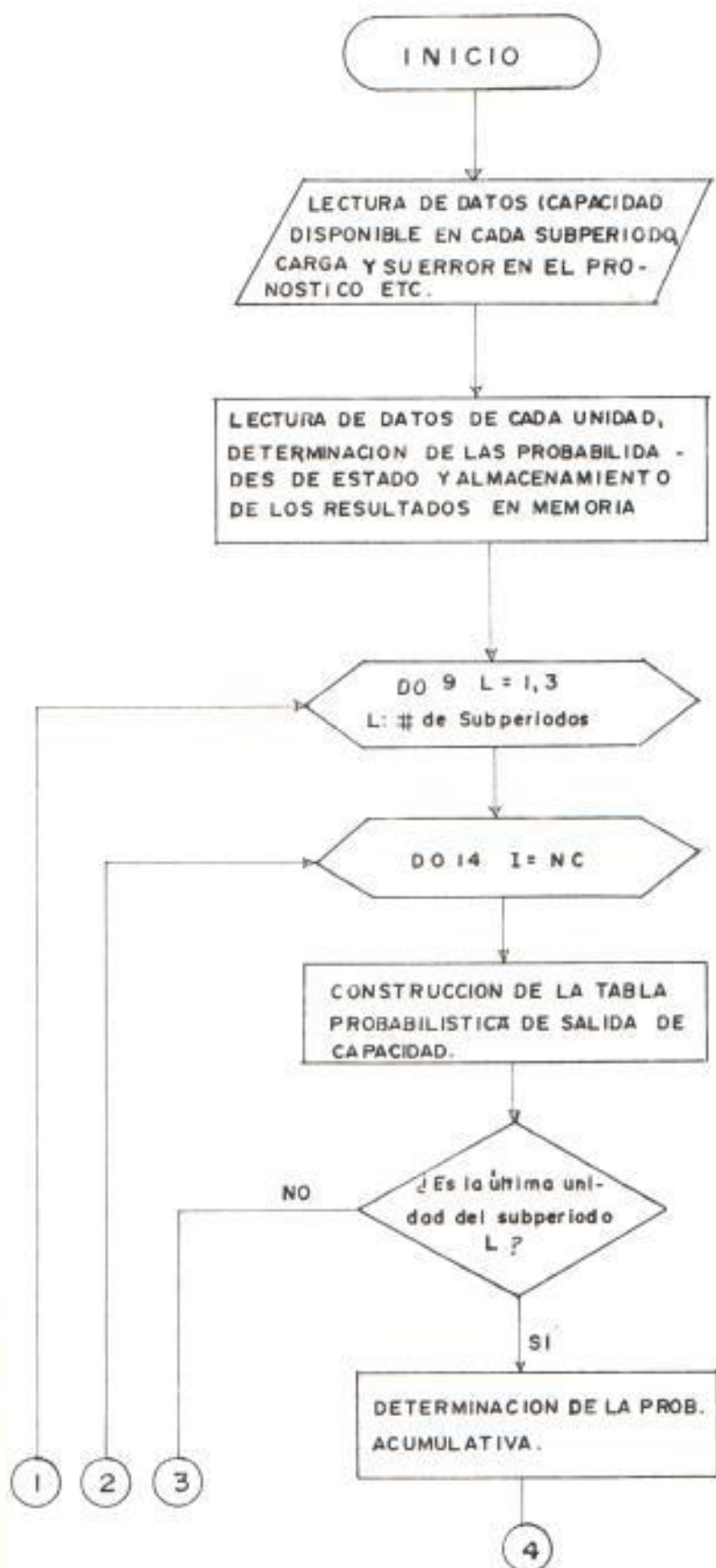
Obviamente que para cada nivel L_j va a corresponder un valor probabilístico $P(L_j)$ dado por la distribución normal para una aproximación de siete pasos, como se indicó en la tabla I; dando como resultado el modelo de carga buscado (Ver columna 2 y 3 de la tabla VIII).

Como se indicó en la primera parte de este capítulo, la sección del programa que determina el modelo de carga, está estrictamente relacionado con las demás etapas del programa principal, lo que hace imposible construir un diagrama de flujo aislando totalmente del algoritmo que permite la determinación del modelo en mención sin que se pierda la lógica de ejecución; por lo que el diagrama de flujo representado en la figura # 4.2, con la finalidad de una mejor comprensión de lo ya expuesto en esta sección incluye otras partes importantes del programa.

4.1.3 INDICE DE CONFIABILIDAD.

El diagrama de flujo de la sección precedente - llega a determinar el índice de riesgo como lo propone el método básico PJM, esto es, la determinación de $R(T)$ lo realiza aplicando la ecuación 3.1; o por el contrario, en el caso que no se consideré incertidumbre en el pronóstico de carga, el programa tiene la opción de determinar $R(T)$, directamente de la tabla probabilística de salida de capacidad (Figura #4.2).

Sin embargo, al considerar los efectos de uni-



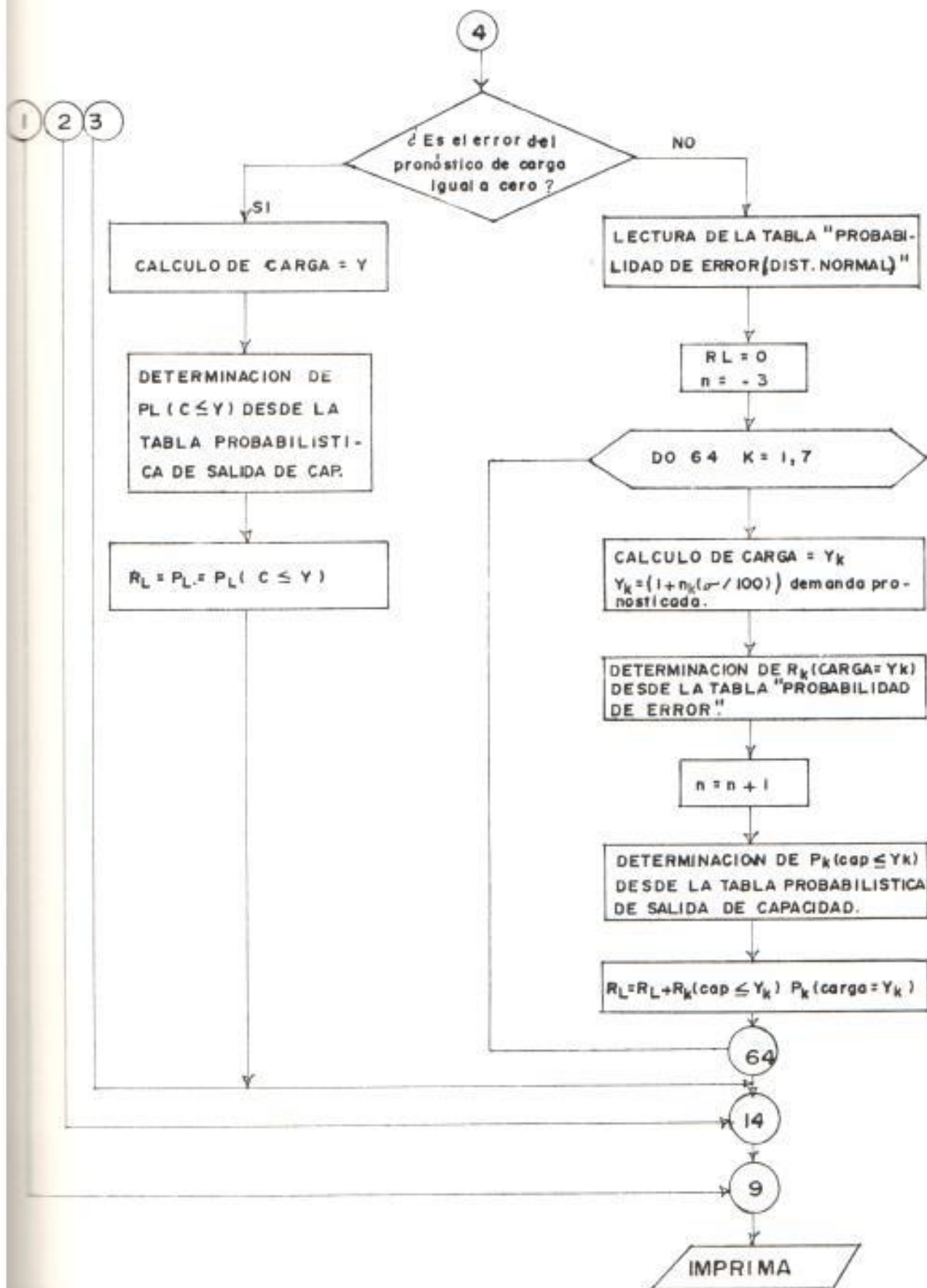


FIGURA # 4.2. DIAGRAMA DE FLUJO DEL MODELO DE CARGA.

dades de arranque rápido y reserva caliente, la capacidad operante del sistema va a ser alterada a lo largo del período de programación, donde se vuelve imperiosa la necesidad de determinar el índice de riesgo por etapas. En la sección 3.4 la suma de los riesgos calculados para cada subperíodo se designa como el riesgo total $\mathcal{P}_{(T)}$ y es precisamente que aplicando la ecuación 3.20 en esta parte del programa que se llega a determinar $\mathcal{P}_{(T)}$.

$$\mathcal{P}_{(T)} = \sum \mathcal{P}_i(T) P_i + \mathcal{P}_0(T) (1 - \sum P_i) \quad (4.3)$$

El programa está capacitado para considerar tres subperíodos como máximo, pero al mismo tiempo puede correr para dos o inclusive para un período; éste último caso se presenta cuando no se considerará unidades de reserva. (Método básico PJM). El número de subperíodos dentro del programa queda definido por el lazo "DO 9 I=1,3" donde un control interno como resultado de la entrada de los datos, hace que ignore tal o cual subperíodo, si ese es el caso. Posteriormente como podemos ver en el diagrama de la figura # 4.3, un nuevo lazo está presente "DO 14 I = 2, NC(L)", donde NC(L) es un arreglo lineal donde guarda los números de ciclos

NC(1), NC(2) y NC(3) que ejecuta el lazo "Do 14" en cada subperíodo L; estos valores son obtenidos de la siguiente manera:

$$NC(1) = NUR = NU4S + NU3S + NU2S$$

$$NC(2) = NUR + NUS (1 + NUS)$$

$$NC(3) = NUR + NUS + NUH (1 + NUH)$$

Donde NU4S es el número de unidades representadas por cuatro estados, NU3S número de unidades representadas por tres estados, y NU2S el número de unidades representadas por dos estados y finalmente NUS y NUH representan el número de unidades de arranque rápido y reserva caliente respectivamente. También podríamos definir a NUR como el número de unidades que al inicio del período de programación $t = 0.0$, se encuentran funcionando (Unidades de régimen).

Naturalmente el valor NC(1) es fácilmente interpretable, pero los dos restantes hasta cierto punto parecen no tener lógica. Consideremos primero NC(2); este valor depende del número de unidades de arranque rápido y da el número de ciclos del lazo "Do 14" para el segundo subperíodo, es decir actúa desde el instante que estas unidades entran a funcionar hasta que sean disponi

bles las unidades de reserva caliente. Un pequeño ejemplo nos ayudará a visualizar fácilmente este valor. Supongamos que en un sistema particular se tiene:

$$NUR = 2 \text{ y } NUS = 2$$

Luego el número de ciclos para el segundo subperíodo será:

$$NC(2) = 2 + 2 + (1 + 2) = 8$$

Según la ecuación 4.3 el término $\sum_{i=1}^{NUS} \rho_i(T)P_i$ implica crear por cada unidad de arranque rápido, una tabla probabilística de salida de capacidad con todas las unidades que contribuyen a la capacidad operante en dicho subperíodo; obviamente, con excepción de la unidad que se asume que ha fallado al arrancar. Como en nuestro caso particular hay dos unidades de reserva, luego $\sum_{i=1}^{NUS} \rho_i(T)P_i$ implicará dos tablas de salida de capacidad. Después de combinar las dos unidades de régimen en la construcción de la primera tabla, el computador por un control interno reemplaza los valores probabilísticos de la primera unidad de arranque rápido por cantidades tales que al adicionar a la tabla en su

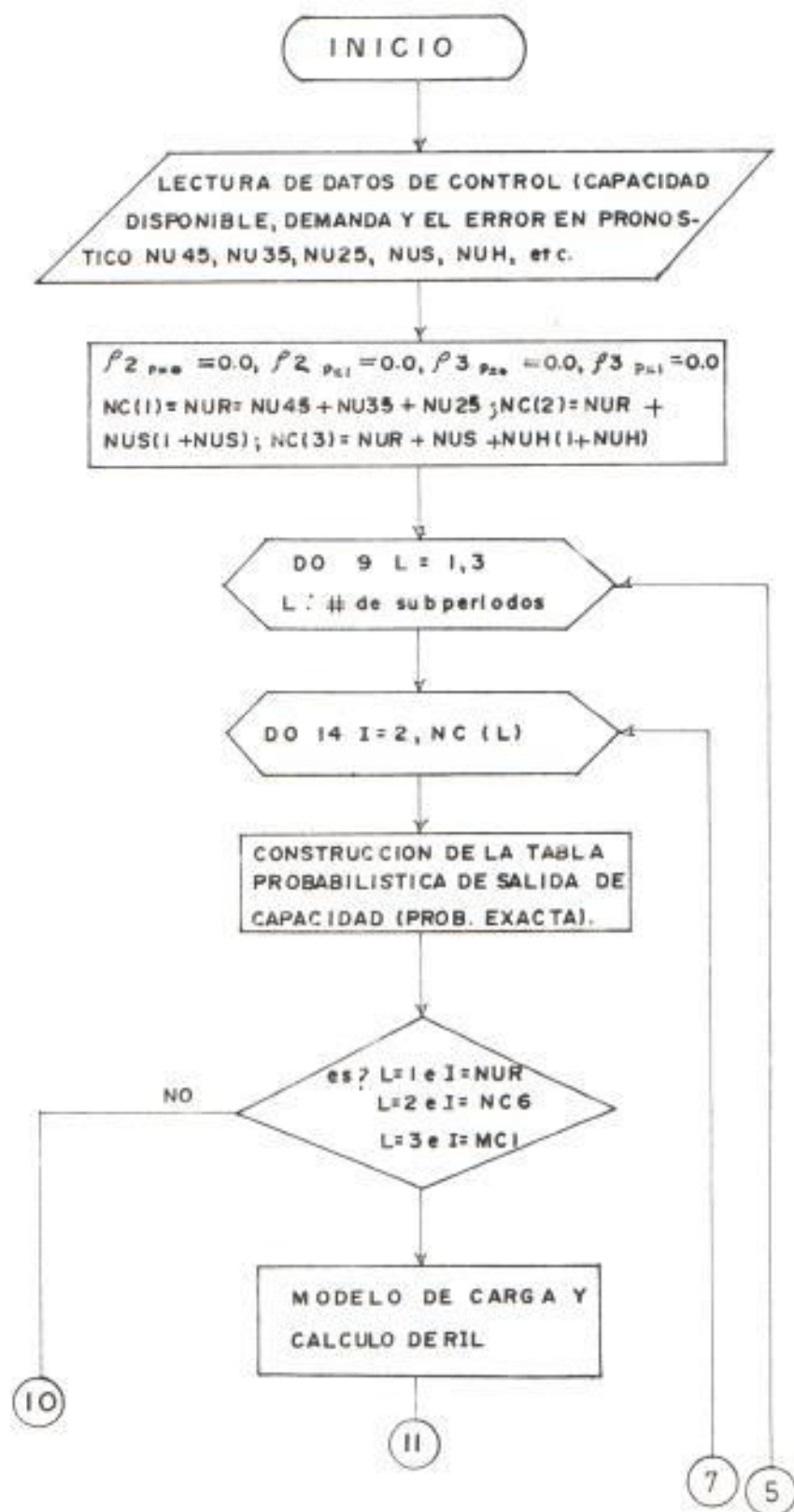
tercer ciclo no produzca ningún cambio. Finalmente en el cuarto ciclo en forma normal adi
ciona la segunda unidad de reserva; pero antes
 de que finalice este cuarto ciclo retornaran -
 los valores reales a la primera unidad y al
 mismo tiempo se verán alterados los valores de
 la segunda unidad de arranque rápido a ser adi
cionada.

Con la finalidad de ahorrar tiempo de máquina
 el computador guarda en memoria la tabla proba
bilística de las unidades de régimen, de tal
 manera que al iniciar la elaboración de la se
gunda tabla sólo realiza los ciclos necesarios
 para adicionar, en nuestro caso, las dos unida
dades de reserva (La segunda unidad con sus va
lores probabilísticos alterados). En todo último
 ciclo de fin de elaboración de tabla y por su
puesto después de extraer el valor que va a
 servir en la determinación del riesgo total, los
 valores probabilísticos de salida de capacidad
 obtenidos con las unidades de régimen, reempla-
 zan a la tabla probabilística hasta ese momento
 existente; para nuestro ejemplo sencillo el pro
grama hará este reemplazo en el cuarto y sex
to ciclo.

El segundo término de la ecuación 4.5 $\rho_o(T) - (1 - \sum P_1)$ también implica la construcción de una tabla adicional de salida de capacidad, donde se asume que ninguna de las dos unidades de reserva fallan al arrancar. Por las condiciones en que ya se encuentra el proceso en el sexto ciclo, al computador sólo le resta realizar dos ciclos más para adicionar las dos unidades de arranque rápido y ya a estas alturas de la ejecución, las dos unidades a la vez contribuyen a la tabla con sus propios valores de probabilidades de estado. De esta manera cumpliéndose los 8 ciclos que fueron calculados al inicio del ejemplo.

En ésta misma forma procede el computador para el tercer subperíodo cuando las unidades de reserva caliente pasan a formar parte de la capacidad operante del sistema. Sólo que en este caso los valores probabilísticos de salida de capacidad que se guardan en memoria y luego recuperados (Para reducir el tiempo de máquina), incluye también las unidades de arranque rápido como se puede ver en el diagrama de flujo de la figura # 4.3.

4.2. DIAGRAMA DE FLUJO DEL PROGRAMA PRINCIPAL.- Con la



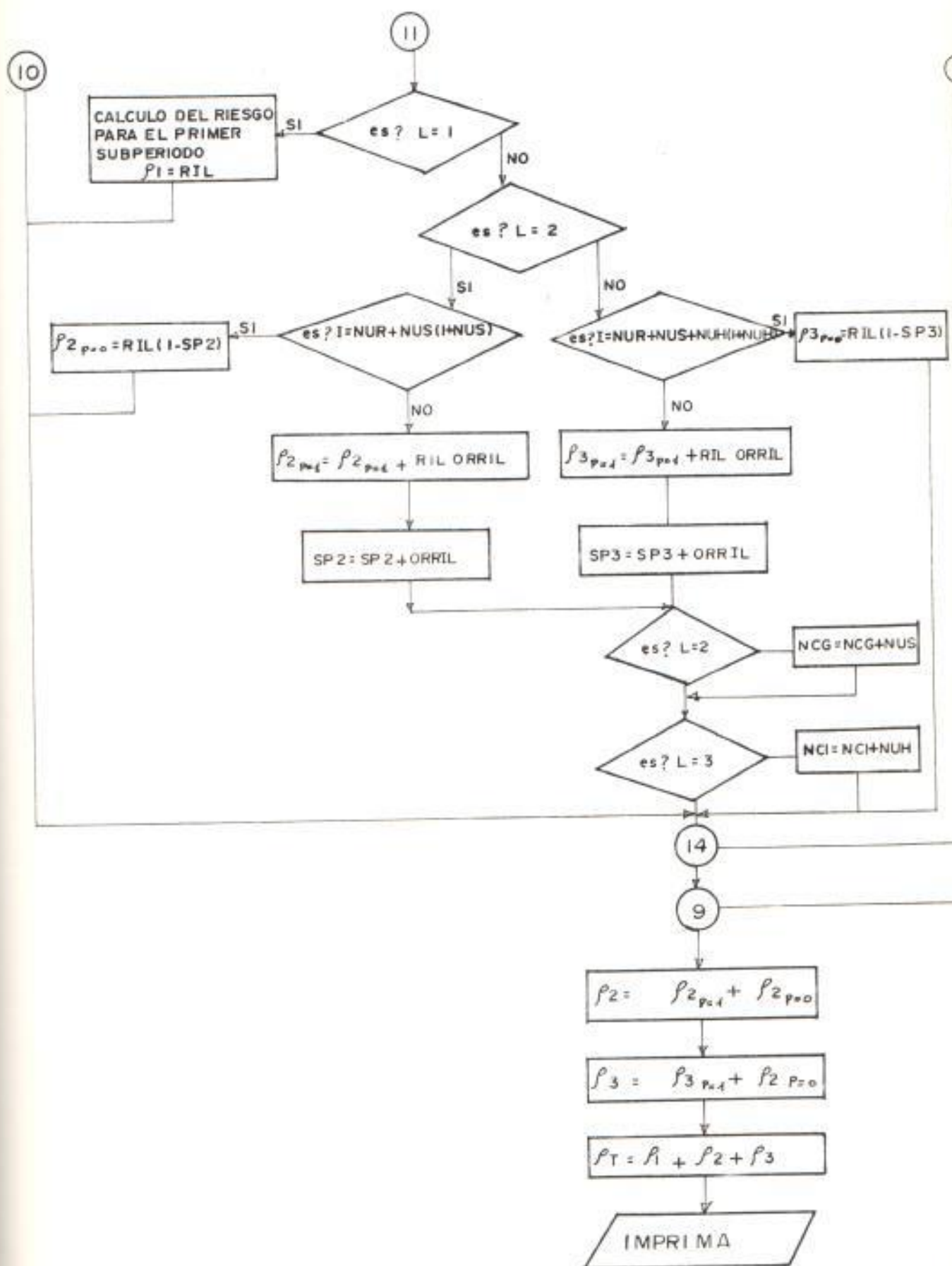


FIGURA # 4.5. DIAGRAMA DE FLUJO DEL CALCULO DEL INDICE DE RIESGO TOTAL.

intención de lograr una completa comprensión de la lógica del programa y como complemento explicatorio de lo que hasta el momento se ha expuesto, en la figura # 4.5 se representa el diagrama de flujo del programa principal, donde incluyen todas las etapas ya antes referidas.

A más del programa principal se ha elaborado 5 subrutinas cuyas funciones son definidas a continuación:

SUBROUTINA MAPT: Multiplica un escalar por una matriz - hasta del orden 5×5 y a la diagonal principal le suma uno.

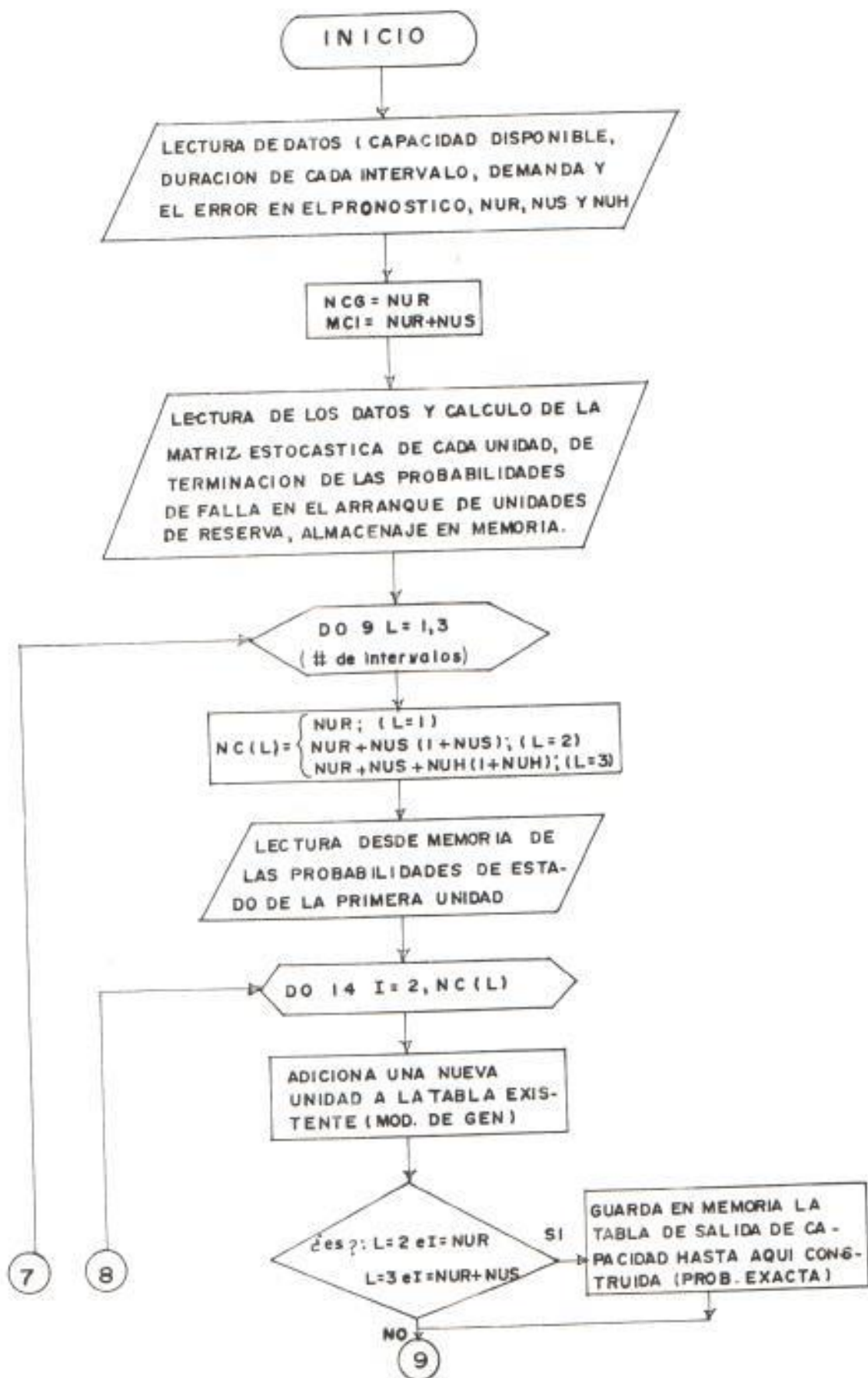
SUBROUTINA CHAC: Intercambian entre sí tres pares de valores.

SUBROUTINA LECTAP: Proporciona los valores probabilísticos de la distribución normal para una aproximación de 7 pasos.

SUBROUTINA BUSQUE: Busca un valor del contenido de un - arreglo lineal y reporta su ubicación.

4.3. MANUAL DEL USUARIO.

Con la finalidad de que este programa pueda ser utiliz



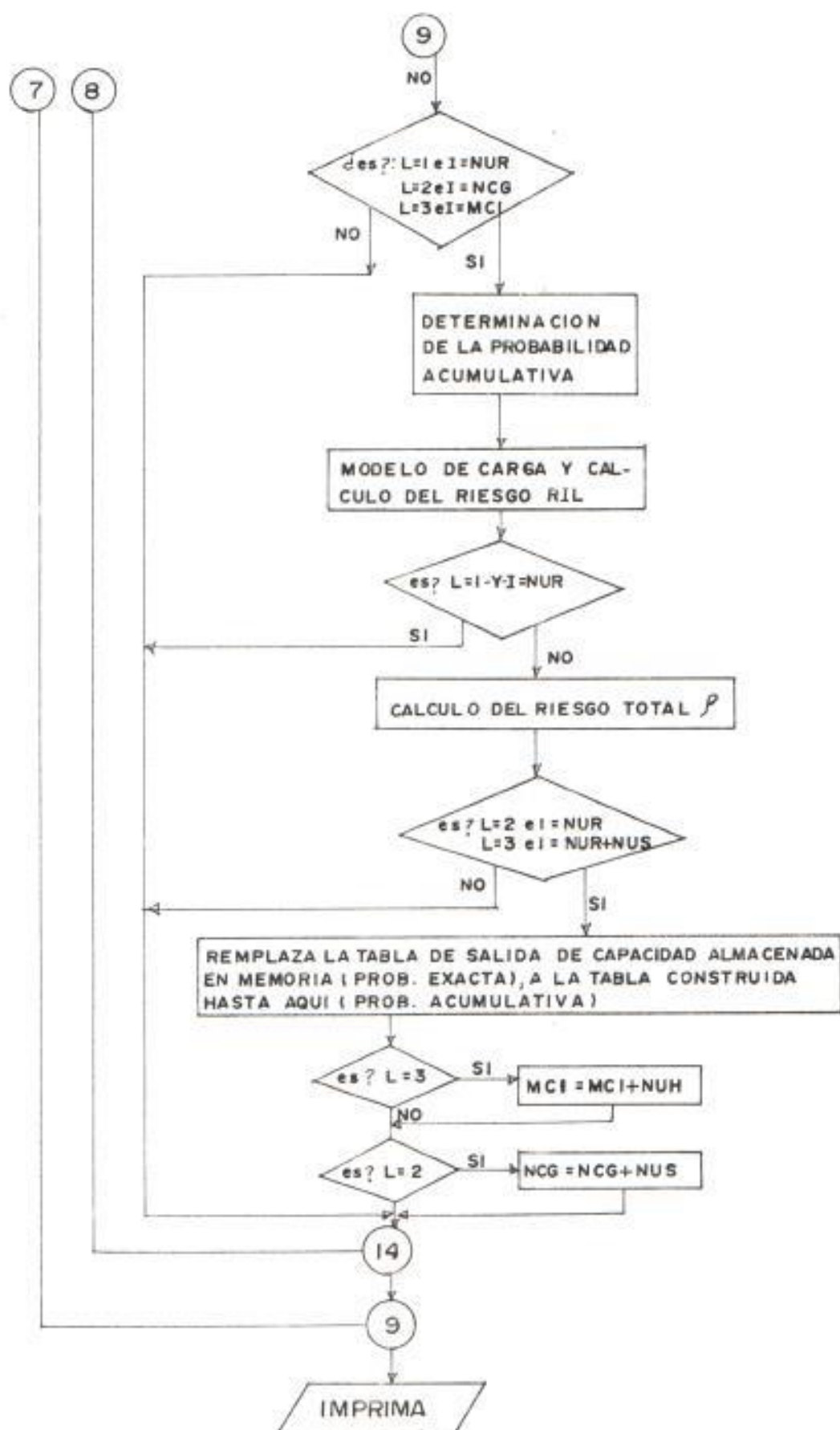


FIGURA 4.4. DIAGRAMA DE FLUJO DEL PROGRAMA PRINCIPAL.

zado posteriormente por otras personas que tengan necesidad de así hacerlo, a continuación se detalla el orden y la forma como el usuario tiene que entrar con los datos, así como sus limitaciones y mensajes que proporciona cuando detecta alguna irregularidad en la entrada de datos.

LECTURA DE DATOS DE CONTROL.- La primera línea del archivo de datos que lee el computador proporciona la siguiente información: número de datos conque es representada la primera unidad que va a ser leída por el computador, el número de unidades representadas por cuatro estados, por tres y por dos estados; así también el número de unidades de arranque rápido y reserva caliente. Al mencionar el primer dato, el número de estados de la primera unidad leída por el computador; se puede pensar que el orden de entrada de las unidades en base a los modelos utilizados para cada una de ellas, no tiene importancia. Pues en realidad no sólo es importante si no que es necesario, ya que estos datos deberán ser colocados en orden descendente al número de estados conque las unidades son representadas. Así en nuestro caso, primero deberán ir todas las unidades representadas por cuatro estados, luego las de tres estados, posteriormente las de dos y finalmente las unidades de arranque rápido y reserva caliente. En el caso de no existir en una aplicación,

algún tipo de representación, simplemente a éste se ignora, pero el orden de entrada de estos datos deberá mantenerse; por ejemplo supongamos que un sistema no tiene unidades representadas por tres estados ni tampoco unidades de arranque rápido, entonces el orden de entrada de los datos de las unidades existentes implicarán primero las representadas por cuatro estados, luego por dos estados y finalmente las unidades de reserva caliente.

En la tabla XIV se representan los respectivos campos de la primera fila del archivo de datos que deben contener los datos en mención.

TABLA XIV

REPRESENTACION DE LOS CAMPOS CORRESPONDIENTES A LA PRIMERA FILA DEL ARCHIVO DE DATOS.

Variables (dentro del programa)	Tipo	Magnitud desde la colum. n 1	del hasta la n 2	campo colum.
NDPU	Entera	6		10
NU4S	"	11		15
NU3S	"	16		20
NU2S	"	21		25
NUS	"	26		30
NUH	"	31		35

Donde $NDPU$ es una variable entera que representa el número de estados de la unidad cuyas tasas de transición serán primeramente leídas por el computador.

LECTURA DE LA DEMANDA Y CAPACIDAD DEL SISTEMA.- La segunda fila de datos debe contener a más de la demanda, el error en su pronóstico y por supuesto la capacidad en MEGA WATTS para cada subperíodo. La desviación estandar del error en la predicción de carga deberá ser leído por el computador, como un porcentaje de la demanda total; o sí por el contrario en alguna aplicación no se considerará incertidumbre, el dato que deberá entrar es un cero (0).

En cuanto a la capacidad del sistema, dependiendo si se considerará o no unidades de reserva, puede de requerir de uno, dos o tres valores de capacidad. La capacidad para el primer subperíodo, es determinada de igual forma que para todo el período de programación cuando no se considerará unidades de reserva, y es igual a la suma de las capacidades individuales de cada una de las unidades que a $t = 0$ se encuentren en funcionamiento (unidades de régimen). Si posteriormente pasan a formar parte de la capacidad operante unidades de arranque rápido, la capacidad del sistema se ve incrementada por un valor igual a la capacidad de esa unidad (o la suma de capacidades si hay más de una

unidad). Si después de un tiempo no ha entrado a funcionar ningún equipo de reserva caliente, entonces sólo los dos valores de capacidad determinados serán necesario; pero si lo hace, entonces sí el computador buscará un tercer dato de capacidad y que será igual a la capacidad en MW del segundo período más la capacidad de la unidad de reserva caliente. (si hay más de uno, será la suma de sus capacidades).

la extensión de los campos de la segunda fila de datos que lee el computador, al igual que en el caso anterior se indican a través de una tabla (tabla XV).

Como esta información entra al computador a través de una variable real, el usuario puede colocar el punto decimal a decisión propia, o de lo contrario el programa considerará a los tres últimos dígitos como decimales.

LECTURA DE LOS TIEMPOS DE PUESTA EN MARCHA DE LAS UNIDADES DE RESERVA.- En realidad, la tercera fila de datos, a más de proporcionar información de los tiempos de puesta en marcha de las unidades de arranque rápido y reserva caliente, que a su vez limitan la duración de los subperíodos de programación, facilita información del número de pasos n_i , utilizado en la discretización del proceso de Markov. Supongamos que T_i ,

TABLA XV

REPRESENTACION DE LOS CAMPOS CORRESPONDIENTES A LA SEGUNDA FILA DEL ARCHIVO DE DATOS.

Variables (dentro del programa)	Tipo	Significado	Extensión del campo Desde la hasta la colum. n1 colum. n2	
ERROR	REAL	Desviación estandar del error	6	13
FOLoad	"	Pronóstico de carga	14	21
CAPTO1	"	Capacidad del 1er. período	22	29
CAPTO2	"	Capacidad del 2do. período	30	37
CAPTO3	"	Capacidad del 3er. período	38	45

TABLA XVI

EXTENSION DE CAMPOS DE LA TERCERA FILA DE DATOS.

Variables (dentro del programa)	Tipo	Significado	Extensión del campo Desde la hasta la colum. n1 colum. n2	
T1	REAL	Tiempo de puesta en marcha de u. de arranque rápido	6	11
T2	REAL	Tiempo de arranque de u. de reserva <u>ca</u> liente	12	17
T3	REAL	Período de <u>progr</u> amación	18	23
NIN1	ENT.	Número de pasos en la discretización (1er. período)	24	26
NIN2	"	Número de pasos en la discretización (2do. período)	27	29
NIN3	"	Número de pasos en la discretización (3er. período)	30	32

T_2 y T_3 son los tiempos de puesta en funcionamiento de las unidades de arranque rápido, de las de reserva caliente y el período total de programación respectivamente; entonces la duración de cada subperíodo será:

$$\begin{aligned} \text{Primer subperíodo} &= T_1 \\ \text{Segundo subperíodo} &= T_2 - T_1 \\ \text{Tercer subperíodo} &= T_3 - T_2 \end{aligned} \quad (4.5)$$

Luego los Δt_i necesario para aplicar la ecuación (3.8) viene dado por:

$$\Delta t_i = \frac{\text{Subperíodo } i}{n_i} \quad (4.6)$$

Los valores de n_i (n_1, n_2 y n_3) normalmente no van a ser iguales, puesto que tampoco $T_1, T_2 - T_1, T_3 - T_2$ en la práctica lo serán, por lo tanto se escogieran los valores de n_i de tal manera que al aplicar 4.4 se obtengan intervalos de tiempo Δt_i del orden de los $10'$ ya que como se puso de manifiesto en la sección (3.2.3) que con estos valores se obtienen resultados suficientemente exactos.

La extensión de los campos de la tercera fila de datos, se indican en la tabla XVI.

Para las variables reales si el dígito no decide la posición del punto de decimal, el computador con siderará los últimos cuatro dígitos como decimales.

Con la finalidad de no tener resultados erróneos o que el sistema por sí sólo pare la ejecución desorientando al usuario cuando hay presencia de errores en esta fila de datos, el computador después de mandar a imprimir el siguiente mensaje "Hay errores, revisar los tiempos de arranque, el número de unidades de reserva y de régimen", para la ejecución. Esta salida imprevista sólo puede ocurrir cuando cualquiera de los sub períodos no iguales a cero correspondan a cero unidades propias de ese período o viceversa. Por ejemplo, lee el computador la existencia de dos unidades de reserva caliente, sin embargo al mismo tiempo determina que $T_3 - T_2$ es igual a cero (ecuación 4.5).

LECTURA DE LAS RAZONES DE CAMBIO DE ESTADOS DE LAS UNIDADES.- Ya al inicio de esta sección se indicó el orden en que deben ingresar cada grupo de unidades; es decir primero las unidades representadas por cuatro estados, luego las de tres estados seguido por las representadas por dos estados, para que finalmente ingresen los datos de las unidades de arranque rápido y de reserva caliente. En cuanto a la forma de ingresar los datos de los tres primeros grupos de unida-

des, son equivalentes; por supuesto, el orden de la matríz de razones de cambio dentro de un mismo tipo de representación, va a estar en función de los estados posibles que puede alcanzar la unidad. Por ejemplo, analicemos para el caso de unidades representadas por tres estados; los datos de salida de capacidad y la matriz de orden 3×3 son leídos en tres filas, donde la primera fila contiene 0 MW (representa el funcionamiento de la unidad a plena carga), seguida de la primera fila de la matriz. Esta primera fila de matriz contiene las tasas de cambio desde el estado 1 a los estados 2 y 3 y además la razón de mantener se en el mismo estado (estado 1). A continuación se indica a través de una matriz 3×3 las razones de cambio de la unidad representada por el modelo de tres estados de la figura # 3.2; donde los datos de la primera fila de la matriz a que se hace referencia vienen a ser en este caso $-(\lambda_1 + \lambda_2)$, λ_1 y λ_2 en ese orden.

$$\begin{array}{l}
 \text{(OMW) 1} \\
 \text{(100) 2} \\
 \text{(100 MW) 3}
 \end{array}
 \begin{pmatrix}
 & 1 & 2 & 3 \\
 & -(\lambda_1 + \lambda_2) & \lambda_1 & \lambda_2 \\
 & u_1 & -(u_1 + \lambda_3) & \lambda_3 \\
 & u_2 & u_3 & -(u_2 + u_3)
 \end{pmatrix}$$

Aquí el estado 1 representa a la unidad en operación, el estado 2 representa también a la unidad en operación pero con una capacidad inferior a la nominal (ver sección 3.2.2.) y finalmente el estado 3 representa cuando la unidad ha dejado de funcionar.

Al igual que ingresan los datos de salida de capacidad del estado 1 y la primera fila de la matriz; en una nueva fila del archivo de datos ingresan la capacidad en MW del estado 2 y la segunda fila de la matriz; para posteriormente ingresar en una tercera fila los datos restantes. En la tabla XVII se representa la extensión de los campos en que se deben registrar la capacidad que sale de funcionamiento en un estado particular y su respectiva fila de la matriz.

TABLA XVII

EXTENSION DEL CAMPO PARA REGISTRAR LA SALIDA DE CAPACIDAD Y LAS RAZONES DE CAMBIO DESDE UN ESTADO PARTICULAR, PARA UNIDADES REPRESENTADAS POR TRES ESTADOS.

Datos de entrada	Extensión del campo Desde la colum. n1. Hasta la colum. n2.	
Salida de capacidad en el estado i	2	8
Rata de cambio desde el estado i al estado 1	11	24
Rata de cambio del estado i al estado 2	25	38
Rata de cambio del estado i al estado 3	39	52

En una aplicación práctica de cálculo del índice de riesgo, siempre va a ser posible utilizar aproximaciones propias del caso, por lo que el modelo estado-espacio va a ser también simplificado como se indica en la figura 3.2b y 3.2c; luego las matrices para estos dos últimos modelos utilizados para proporcionar los datos al computador son:

$$1 \begin{matrix} & 1 & 2 & 3 \\ \left(\begin{array}{ccc} -(\lambda_1 + \lambda_2) & \lambda_1 & \lambda_2 \\ 0 & -\lambda_3 & \lambda_3 \\ 0 & 0 & 0 \end{array} \right) \end{matrix}$$

Matriz para la figura
3.2b

$$1 \begin{matrix} & 1 & 2 & 3 \\ \left(\begin{array}{ccc} -(\lambda_1 + \lambda_2) & \lambda_1 & \lambda_2 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{array} \right) \end{matrix}$$

Matriz para la figura
3.2c

Esta por demás hacer un nuevo análisis de la entrada de datos de las unidades representadas por dos y cuatro estados ya que todo el procedimiento descrito para la representación de tres estados es aplicable; salvo pequeñas consideraciones que se anotan inmediatamente.

Como es obvio en el grupo de unidades representadas por dos estados va a existir sólo dos valores de salida de capacidad, esto es 0 MW o 100% de la capacidad nominal (MW) y el orden de la matriz va a ser de 2 x 2; luego, la tabla XVII aplicada para este ca

so sólo es válida hasta el ítem que dice "Rata de cambio desde el estado 1 al estado 2"; así mismo este último valor será asignado al campo comprendido entre las columnas 25 a la 38.

Por lo ya expresado para los dos tipos de representación de unidades de generación, es evidente pensar que para proporcionar los datos al computador de unidades representadas por cuatro estados se requiere de cuatro líneas en el archivo de datos. Luego, adicionando las columnas 53 hasta la 66 en la tabla XVII se dispone del campo suficiente para facilitar los datos del cuarto estado; aquí es necesario aclarar el orden de entrada de los dos estados de capacidad intermedia, el que implique menor salida de capacidad debe ir al inicio de la segunda fila de datos de la unidad, para que el segundo estado de capacidad intermedia vaya en la tercera fila.

Ya se mencionó que el computador lee desde la primera fila del archivo de datos, el número de unidades representadas por cuatro, por tres y por dos estados así como el número de unidades de arranque rápido y reserva caliente, datos que entre otros usos sirven para determinar el número de probabilidades de estado de todas y cada una de las unidades dispuestas para ser combinadas en la conformación de las tablas de es

lida de capacidad, estos valores vienen dados por:

Para el primer subperíodo

$$ND_1 = 4.NU4S + 3.NU3S + 2.NU2S$$

Para el segundo subperíodo

$$ND_2 = ND_1 + 2.NUS$$

Para el tercer subperíodo

$$ND_3 = ND_2 + 2.NUH$$

Una vez que el computador determina el número real de datos de probabilidades para cada subperíodo, compara con los valores ND_1 , ND_2 , ND_3 ; los mismos que deben ser iguales, en caso de no serlo, el computador después de mandar el mensaje "Chequee el número y los datos de entrada de todas las unidades" ordena que pare la ejecución.

Con la finalidad de despejar cualquier duda que pueda presentarse en lo que tiene relación al llenado del archivo de datos por parte del usuario, consideremos el sistema del ejercicio de la sección 3.4. Podemos inclusive hacer más representativo este ejemplo, si consideramos que además es factible disponer a los 60 minutos una unidad de reserva caliente de 20 MW, donde las razones de transición entre estados por hora son las siguientes: $\lambda_{12}=0.0240$, $\lambda_{14}=0.0080$, $\lambda_{15}=0.0000$, $\lambda_{21}=0.0200$, $\lambda_{23}=0.0002$, $\lambda_{24}=0.0000$, $\lambda_{25}=0.0000$, $\lambda_{34}=0.0300$,

$\lambda_{41}=0.0350$, $\lambda_{45}=0.0250$, $\lambda_{51}=0.0030$, $\lambda_{52}=0.0025$; por otro lado, consideremos también que el tiempo de programación es de 4 h. y que la demanda de 80 MW tiene un error del 2%. En la tabla XVIII se representa como debería quedar constituido el archivo de datos para el sistema en .mención.

El formato de salida de los resultados es completamente sencillo, puesto que a más de imprimir ciertas características importantes del sistema, cuatro valores adicionales encierran toda la información que es buscada, esto es:

- a) Índice de riesgo del primer subperíodo
- b) Índice de riesgo del segundo subperíodo
- c) Índice de riesgo del tercer subperíodo
- d) Índice de riesgo del período total de programación.

Como se anotó anteriormente, en el caso que se consideré por ejemplo, sólo unidades de arranque rápido, va a imprimir los índices de riesgo para los dos subperíodos y el índice de riesgo total.

CAPACIDAD Y LIMITACIONES DEL PROGRAMA.

Para la construcción de la tabla de salida de capacidad, el programa utiliza dos archivos lineales -

OUTCAP (600) y PROBA (600) quienes son las que pondrían el límite del número de unidades que conformaran el sistema a ser corrido en el programa OPERATIN, cuyo índice de riesgo se quiere determinar. El programa internamente posee un control de esta situación el mismo que antes de parar la ejecución imprime el mensaje siguiente: "La capacidad del programa a llegado a su tope"; una forma de superar esto sería incrementando la capacidad de memoria de los arreglos lineales OUTCAP (600) y PROBA (600). Por otro lado también imprime un nuevo mensaje "Este programa trabaja para dos o más unidades de generación," cuando se quiere calcular el índice de riesgo de un sistema compuesto por una sola unidad de régimen. En cuanto al tiempo que demora el computador en ejecutar una corrida particular, está relacionando directamente con el modelo y la magnitud del sistema.

EJECUCION DEL PROGRAMA.

El programa OPERATIN escrito en el lenguaje de programación fortran para calcular el índice de riesgo de un sistema de generación con reserva operable ha sido elaborado en el sistema 43-41 del centro de computo de la Escuela Superior Politécnica del Litoral, bajo el modo CMS. El digitador que quiera hacer uso de este programa debe tener conocimiento de como crear un

nuevo archivo usando el comando XEDIT, el nombre del archivo puede ser cualquiera excepto OPERATIN que es el nombre del programa principal. Una vez grabados los datos necesarios en el archivo creado para este fin; usando cualquiera de los procedimientos de ejecución de programas que ofrece el sistema IBM 43-41 y asignando un archivo donde debe almacenar los resultados, a través del terminal se ordena la ejecución del programa; después de haber concluído el tiempo de ejecución del mismo, inmediatamente en pantalla salen los resultados los mismos que pueden ser impresos en papel al igual que el contenido del archivo de datos por medio del comando PRINT.

C A P I T U L O V

EJEMPLO DE APLICACION.

5.1 DESARROLLO.

Todo análisis teórico, sea éste desde el punto de vista físico, químico, económico, etc., tiene como finalidad poder aplicar en la vida práctica; así como en nuestro caso está presente la necesidad de aplicar a sistemas ya existentes o bien a aquellos que recién se encuentran en una etapa de planificación, para un mejor aprovechamiento u optimización de sus procedimientos.

Después de haber encontrado un procedimiento rápido con la ayuda del programa desarrollado en el capítulo 4 se va a encontrar la probabilidad que la capacidad generada por un sistema existente logre suplir o no la demanda que se produzca al finalizar el período de programación seleccionado.

En la tabla XIX se presenta típica información diaria de las condiciones de operación de un sistema de generación real, ésta información nos ayuda a recopilar parte de los datos necesarios para correr el programa.

TABLA XIX

PROGRAMA DE CENTRALES DE GENERACION
 DIA ~~MARTES~~ 11 ~~NOVIEMBRE~~ NOV. 1986

urgencias Teóricas Gour.

HORA	MW - CENTRALES VAPOR					MW - TURBINA A GAS						INTERCONEX		TOTAL MW	HORA		
	PV No. 1	PV No. 2	PV No. 3	PV No. 4	PV. 5	TG. 1	TG. 2	TG. 3	TG. 4	TG. 5	TG. 6	Interconex.					
												A	B				
1	3													102		118	1
2		3			10									98		114	2
3			F/S											94		110	3
4														92		108	4
5														92		108	5
6														88		104	6
7														90		106	7
8														112		128	8
9														119		156	9
10					31									135		172	10
11														151		188	11
12														155		192	12
13														145		182	13
14														147		184	14
15														151		186	15
16														155		192	16
17														143		180	17
18	5	5												145		186	18
18-30														140		204	18-30
19																218	19
19-30																218	19-30
20																212	20
20-30																204	20-30
21																194	21
21-30																180	21-30
22					30											190	22
23	3	3			14											142	23
24					10											126	24

M W H - ESTIMADOS

Las estadísticas de las tasas de cambio de un estado de operación a otro, necesarios para calcular las probabilidades de estado en un tiempo específico, no fueron factibles disponer. Por lo tanto, ésta última información será tomada desde otras unidades equivalentes, de igual tipo y capacidad. En la tabla XX se especifican ciertas características de las unidades que conforman el sistema ejemplo.

TABLA XX

CAPACIDAD INSTALADA EN EL SISTEMA

N. de unidades	Tipo	Capacidad
2	Térmica	5 MW
2	Térmica	10 MW
1	Térmica	34 MW
1	Gas	13 MW
5	Gas	20 MW

De la información dada por la tabla XIX podemos observar también que la energía requerida para suplir la demanda total del sistema, es proporcionada en gran parte por un sistema interconectado lo que nos obliga en este caso a asumir que esta energía es generada por una planta de vapor de gran capacidad y sólo de esta manera poder utilizar el programa; ya que éste no permite aplicar directamente cuando hay influencia desde

un sistema interconectado.

PERIODO DE PROGRAMACION Y PRONOSTICO DE CARGA.

Consideremos en la tabla XIX las horas de mayor demanda, esto es, desde 18:30 hasta las 20:30 horas (2h.) donde el máximo valor de carga del día Martes 11 de Noviembre de 1.986, llega hasta 218 MW; valor que asumiremos que se mantiene constante a lo largo de las 2 horas.

UNIDADES SELECCIONADAS.

Las unidades que van a estar en funcionamiento o dispuestas a hacerlo cuando se las requiera, vienen dadas en la siguiente tabla.

TABLA XXI

CAPACIDAD DE GENERACION OPERABLE

N. de unidades	Tipo	Capacidad	Tiempo de arranque
4	Gas	20 MW	5"
1	Gas	13 MW	5"
2	Térmica	5 MW	10 - 12 hs.
1	Térmica	34 MW	10 - 12 hs.
1	S.I	140 MW	

Se va a considerar (ver tabla XIX) que las unidades de gas # 1 y 6, a las 18:30 horas ya han arrancado ($P_{\text{falle al arranc.}} = 0$). Por lo tanto las probabilidades de estado requeridas después de dos horas serán determinadas con la ayuda de la ecuación (3.16).

RAZONES DE CAMBIO ENTRE ESTADOS DE LAS UNIDADES.

Las turbinas de gas serán consideradas como unidades de arranque rápido, por lo tanto la figura # 3-6 representará los diferentes estados que pueden alcanzar y sus razones de cambio están dadas en la siguiente matriz 4 x 4.

$$\begin{array}{c}
 \begin{array}{cccc}
 & 1 & 2 & 3 & 4 \\
 1 & -0.0056 & 0.0050 & 0.0000 & 0.0006 \\
 2 & 0.0040 & -0.0041 & 0.0010 & 0.0000 \\
 3 & 0.0000 & 0.0000 & -0.0001 & 0.0001 \\
 4 & 0.0150 & 0.0250 & 0.0000 & -0.0400
 \end{array}
 \end{array}$$

Las turbinas de vapor de 5 MW se va a considerar - que tienen una salida forzada por año (0.0001141sal/h) y la turbina de 34 MW, 2 salidas forzadas por año - (0.0002282 sal/año), y pueden permanecer en dos estados (funcionamiento y falla).

Finalmente como al inicio de este capítulo se indicó, que la energía entregada por el sistema interconectado se va a suponer que es proporcionada por una unidad de capacidad nominal igual a 140 MW y que puede permanecer en otro estado de operación, con una capacidad igual al 80% de la capacidad nominal (112 MW); luego la representación estado-espacio en éste caso será la indicada por la figura # 3.2 y las razones de cambio son las que se indican a continuación.

$$\begin{array}{ccc}
 & 1 & 2 & 3 \\
 \begin{array}{c} 1 \\ 2 \\ 3 \end{array} & \left(\begin{array}{ccc} -0.0056 & 0.0050 & 0.0006 \\ 0.1000 & -0.1004 & 0.0004 \\ 0.0400 & 0.0004 & -0.0404 \end{array} \right)
 \end{array}$$

INFORMACIÓN QUE DEBE CONTENER EL ARCHIVO DE DATOS.

En la tabla XXII se indican los datos de entrada necesarios para correr el programa y calcular el índice de riesgo del sistema; la capacidad operable que involucra éste período de operación es de 277 MW, al no considerar una de las cinco turbinas de gas indicadas en la tabla XIX, por no encontrarse en condiciones de poder arrancar cuando se la requiera.

RESULTADOS OBTENIDOS.

Después de terminar la ejecución del programa, el computador nos proporciona los valores de los índices de riesgo del primer y segundo intervalo, así como el riesgo total del sistema para el período comprendido entre las 18:30 hasta las 20 h. 30'.

Como podemos ver estos valores son lo suficientemente pequeños para poder afirmar que las condiciones en que opera dicho sistema tiene una seguridad aceptable. Aquí cabe recordar que esta conclusión se la hace en torno al modelo hipotético del sistema la misma que, se podría hacerla extensible al sistema real, sólo en el caso de que las tasas de transición de cada una de las unidades de este último, sean las que se utilizaron en construir el modelo de generación del presente ejemplo.

La aparente anomalía que se presenta en la tabla de resultados (tabla XXIII), al indicar como número de unidades de arranque rápido sólo tres y no cinco como debía de esperarse, es debido a que al inicio del período de programación $t = 0,0$, dos unidades de reserva se encontraron funcionando, luego el programa las toma como unidades de régimen.

-> ESCUELA SUPERIOR POLITÉCNICA DEL LITORAL ->

```

*****
* FACULTAD DE INGENIERIA ELECTRICA *
* * *
* PROGRAMA OPERATIVA *
* * *
* ESTUDIANTE ELIS A. ZUNIGA D. *
* * *
* DIRECTOR ING. CRISTOBAL MERA *
* * *
* ESPECIALIZA. CIENCIA *
* * *
* FECHA-ELABO. 30-11-86 *
*****

```

TABLA XXIII

RESULTADOS OBTENIDOS DE LA CORRIDA DEL PROGRAMA PARA
EL SISTEMA EJEMPLO.

INDICE DEL INDICE DE CONFIABILIDAD DEL SISTEMA COMPUESTO POR

6 UNIDADES DE REGIMEN (6)
 3 UNIDADES DE ARRANQUE RAPIDO (3)
 TIEMPO DE ARRANQUE DE LAS U. DE A. R. (0.08 H.)
 3 UNIDADES DE RESERVA CALIENTE (3)
 TIEMPO DE ARRANQUE DE LAS U. DE R. C. (0.00 H.)
 COSTO DE CARGA (210.00) - DE EMBOR (0.00)
 P. EN MWh. INT. 1 (224.00) INT. 2 (277.00) INT. 3 (0.00)
 TIEMPO DE PROGRAMACION (2.00 H.)



CF SFRCOMP - ESPOL

ADUS

INDICE DE RIESGO DEL PRIMER INTERVALO ES (0.000651310)
 INDICE DE RIESGO DEL SEGUNDO INTERVALO ES (0.001166252)
 INDICE DE RIESGO DEL TERCER INTERVALO ES (0.000000000)
 INDICE DE RIESGO TOTAL ES (0.001817561)

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

En el presente trabajo se analiza una área dentro de la evaluación de confiabilidad de un sistema de potencia, que quizá ha sido la más desatendida, a pesar de existir técnicas lo suficientemente desarrolladas para lograr la evaluación de índices de riesgo de sistemas de generación eléctrica, dentro de una etapa de operación, y además para asistir hora tras hora, minuto tras minuto, en las decisiones a tomarse por las personas responsables de operaciones; decisiones que con mucha frecuencia requieren tomarlas en forma casi inmediata para así salvaguardar la performance de las operaciones, frente a un peligro de la seguridad del sistema. Si al operador no le llega ningún tipo de información que le oriente en este sentido, esta persona estará tentada a mantener una capacidad operante lo suficientemente importante para operar con un índice de riesgo bastante bajo, pero por otro lado descuidará totalmente el costo que involucra tener funcionando equipo innecesario; al no existir el balance previamente planificado de la seguridad con respecto al aspecto económico. Como los métodos determinísticos no comparan estas alternativas utilizando criterios consistentes, en tales circunstancias se hace imperiosa la necesidad de utilizar los métodos de evaluación probabilísticos descritos a lo largo de este análisis.

A más de describir los conceptos y la técnica usada para evaluar el riesgo de operaciones, en el método PJM modificado, se analiza también aunque en forma breve las bases teóricas de otros métodos, lo que al mismo tiempo permite visualizar las ventajas que con respecto a estos últimos se impone el método seleccionado en esta tesis. La ventaja más sobresaliente de las técnicas descritas por el método PJM modificado, es la información que proporciona cuando la operación del sistema se encuentra en dificultades, y la decisión a tomarse para contrarrestar las causas que la originó.

Los resultados obtenidos en una corrida del programa, se obtienen como máximo cuatro valores numéricos que corresponden a los índices de riesgo de cada uno de los subperíodos del programa, originados por los distintos tiempos de arranque de las unidades de reserva caliente, arranque rápido y período de programación, los mismos que al ser comparados con un índice de referencia nos permitirá concluir en forma simple que uno o todos los subperíodos no reúnen las condiciones de seguridad deseadas y tienen que tomarse medidas correctivas, así en este caso, un incremento de la capacidad operativa será lo indicado, o lo contrario si el índice evaluado resulta ser demasiado pequeño. Por lo tanto, esta técnica utilizada reúne un requisito imprescindible en el campo del control de operaciones, donde la toma de decisiones en forma rápida es

importante. Esto es, que el método no debe ser complejo - ni sofisticado y sus resultados de fácil interpretación ya que de lo contrario crearía confusión y pánico, y podría terminar tomándose decisiones equivocadas.

A más de los conceptos teóricos y el análisis pormenorizado de uno de los procedimientos de determinación del riesgo en operación, se deja como contribución un programa ambientado al sistema 43-41, que servirá para futuras aplicaciones, y como se puede considerar al programa uno de los primeros en su ramo, en lo posterior servirá como base - para la elaboración de otros que involucren mayor número de factores.

Uno de los factores importantes que no considera el análisis teórico ni tampoco el programa, es la influencia de sistemas interconectados; y considerando el desarrollo acelerado que ha tenido la interconexión en nuestro país, se recomienda incluir este efecto en nuevos análisis de cálculo de riesgo.

Así mismo las empresas eléctricas del Ecuador, deben implantar como norma la toma de datos estadísticos del comportamiento de sus equipos de generación, a lo largo de la vida de operación de cada uno de ellos, para facilitar un estudio de confiabilidad y tener resultados lo más representativos.

BIBLIOGRAFIA

- 1.- Singh CH.-Billinton R. "A frequency and duration approach to short term reliability evaluation". IEEE Transactions on power apparatus and systems, Nov./ Dic. 1.973.
- 2.- Endrenyi J. "Reliability Modelling in Electric Power Systems". John Wiley & Sons, Chichester - New York - Brisbane - Toronto. 1.978, desde la página 148 a la 161.
- 3.- Billinton R. "Power System Reliability Evaluation". Gordon and Breach, New York 1.970, desde la página 38 a la 162.
- 4.- Biggerstaff B.E. and Jackson T.M., "The Markov Process - as a means of determining generating - Unit State probabilities for use in spinning reserve applications", IEEE Transactions on power apparatus and systems, Vol. 88 pp. 423-430, April 1.969.
- 5.- Anstine L.T. - Burke R.E. - Casey J.E. - Hogate R. - John R.S. - Stewart H.G. "Application of probability methods to the determination of spinning reserve requirements for - the Pennsylvania - New Jersey - Maryland Interconnection". - IEEE Transactions on power apparatus and systems, Oct/63.

- 6.- Billinton R. - Jain A.V. "Unit derating levels in spinning reserve studies". IEEE Transactions on power apparatus and systems, Julio - Agosto 1.971.
- 7.- Billinton R. - Jain A. V. "The effect of rapid start and hot reserve units in spinning reserve studies". - IEEE Transactions on power apparatus and systems, March - April 1.972.