CDU 621.311.2.004
Centrais eléctricas
Utilização

Disponibilidade de centrais eléctricas

FRANKLIN GUERRA

Engenheiro Electrotécnico (U. P.)

PREÂMBULO

Como todo o equipamento industrial, uma central eléctrica está sujeita a paragens, que a incapacitam para o serviço durante períodos de tempo mais ou menos longos.

As causas das paragens podem classificar-se dentro dos seguintes grupos:

— avaria intempestiva do material

— operações de conservação programada

— vazios de carga

Tanto quanto possível, as operações de conservação programada fazem-se coincidir com paragens nos vazios de carga. Mas as deficiências ou avarias que surgem na exploração dão-se em ocasiões imprevisíveis e originam a paragem *forçada* do equipamento.

A conservação de centrais apresenta portanto (como aliás a conservação de todo o equipamento industrial) duas facetas bem distintas:

— conservação *ocasional*, destinada a repor em funcionamento os órgãos que avariaram intempestivamente;

— conservação *preventiva*, com revisões periódicas, destinadas às verificações rotineiras (afinações, lubrificações, limpeza) e à substituição das peças de desgaste no limiar da velhice.

Para os produtores de energia eléctrica tem particular interesse prever o tempo que durante o ano se perderá nestas operações de conservação e reparação. Só a partir desse pressuposto será possível nomeadamente definir com rigor uma política de instalações de reserva, capazes de garantir uma segurança aceitável com o mínimo de custo.

O problema é exactamente o mesmo para quem governe a exploração de qualquer tipo de equipamento. E se a atenção incide aqui sobre o caso particular das centrais eléctricas, nem por isso as conclusões deixam de ser aplicáveis, *mutatis mutandis*, às mais variadas actividades industriais.

O presente artigo esboça em traços genéricos resposta a esse problema, mostra que a Teoria da Fiabilidade fornece bases suficientes para o resolver.

Se bem que a actividade profissional do autor não esteja directamente vinculada à exploração de centrais, espera que o artigo possa ter algum interesse, que mais não seja o de suscitar a publicação de estudos mais especializados.

Nas referências bibliográficas, que *pari passu* documentam o texto, podem colher-se com desenvolvimento elementos respeitantes a vários aspectos particulares do tema aqui tratado.

PREMISSAS BÁSICAS

Comecemos por atentar, dum ponto de vista puramente formal, no constituinte mais delicado de toda a central eléctrica, isto é, num dos seus grupos geradores.

Encontra-se habitualmente em um dos dois seguintes estados: apto a fornecer a sua energia à rede ou incapaz de o fazer. Na realidade, o grupo pode também encontrar-se em condições de debitar apenas uma fracção da carga nominal. Vamos contudo adoptar a primeira hipótese de trabalho e admitir que as duas eventualidades

— bom estado de funcionamento;

— indisponibilidade *total* para o serviço

se excluem mutuamente. Equivale a admitir que as probabilidades de se verificar uma ou outra destas duas eventualidades são complementares.

Sabe-se que a probabilidade dum equipamento qualquer funcionar continuamente sem avaria durante um período de t ou mais horas é função exponencial de t:

$$p = e^{-\lambda t}$$

É o que se chama a fiabilidade do equipamento para uma missão de t horas.

Quando o equipamento se encontra na sua fase de vida útil, expurgado das doenças de infância e longe ainda da velhice, *a taxa de avarias* λ é uma contante ([1]). Pode determinar-se experimentalmente: basta enumerar o número n de paragens devidas a avaria durante um largo período de tempo, com H horas de funcionamento total:

$$\lambda = \frac{n}{H}$$

Não existe ainda experiência bastante para garantir que a fiabilidade dos grupos geradores das centrais seja função exponencial do tempo de missão. Mas como a distribuição exponencial se comprovou em muitos outros tipos de equipamento, e mesmo numa ou noutra central, é pelo menos plausível que constitua um modelo aceitável para os grupos geradores. Todos os estudos feitos sobre a fiabilidade das centrais o admitem como premissa inicial.

Os valores experimentais do parâmetro λ, calculados por intermédio da expressão anterior, variam bastante de central para central, dependendo, entre outros factores, da potência dos grupos. Valores correntes para centrais americanas oscilam entre 0,005 e 0,05/dia. O que quer dizer que a probabilidade destes grupos funcionarem durante um dia sem paragens forçadas está entre 95 % e 99,5 %.

Na exploração das centrais aparece ainda um segundo factor aleatório, determinante da disponibilidade dos grupos: a duração das paragens forçadas.

Mostra a experiência (experiência apesar de tudo ainda muito restrita) que ela parece satisfazer também a uma lei do tipo exponencial, isto é, que a probabilidade da duração de uma reparação ser superior ou igual a t vale

$$p' = e^{-\mu t}$$

Para calcular o parâmetro μ — ou *taxa de reparações* — divide-se o número n de avarias observadas pelas somas dos tempos consumidas a repará-las:

$$\mu = \frac{n}{\Sigma t_i} \qquad i = 1, 2, \ldots, n$$

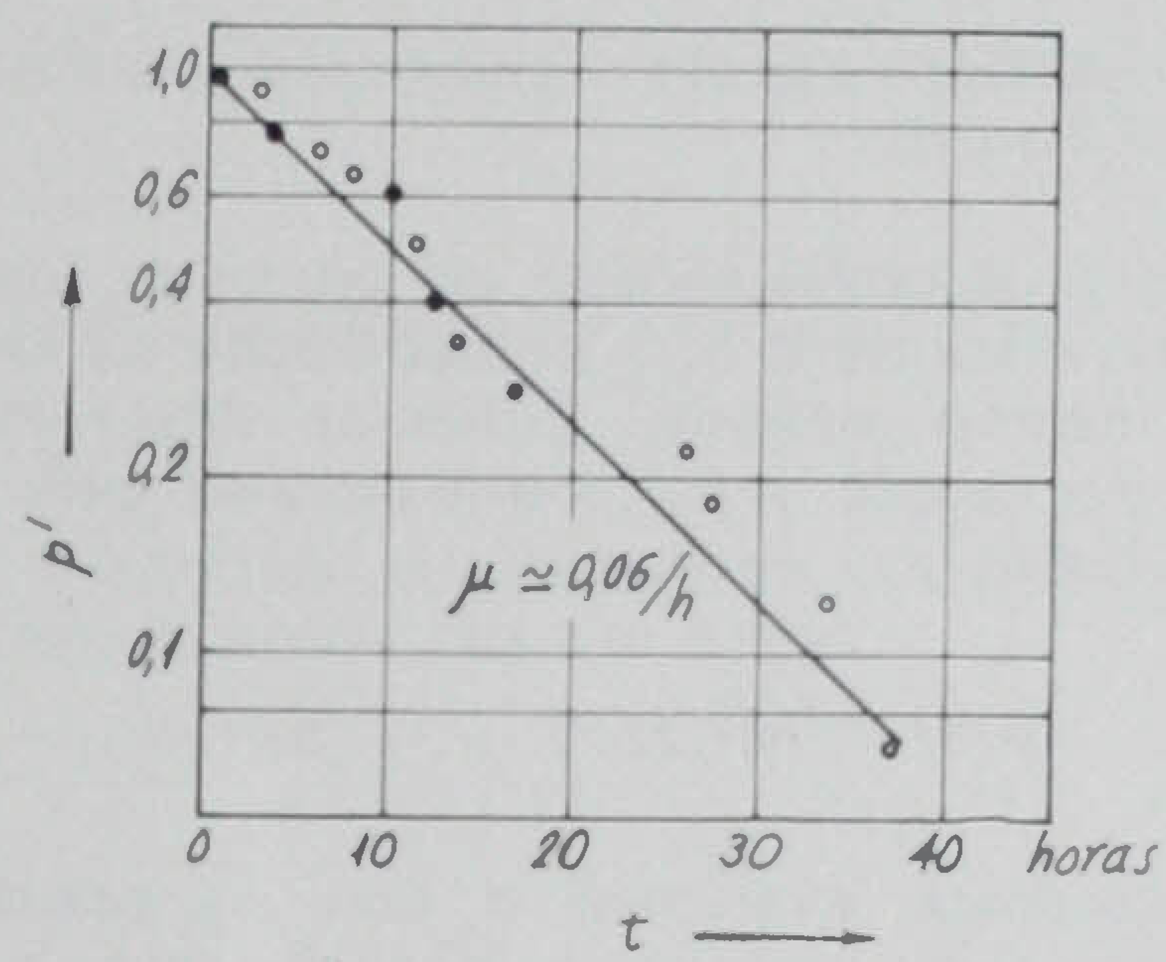


Fig. 1 — Probabilidade de duração de avarias em centrais térmicas.

A fig. 1 resume alguns resultados colhidos por Alton Patton ([2]) em centrais americanas. Como se vê, a aproximação exponencial, traduzida pela recta aposta sobre a figura, parece bastante razoável.

Em resumo, a experiência autoriza a adoptar, pelo menos provisòriamente, as duas seguintes hipóteses de base:

— avaria e reparação caracterizadas por distribuições exponenciais;

— os grupos das centrais constituindo sistemas binários, isto é, com a potência nominal quando se encontram disponíveis ou com potência nula quando se encontram indisponíveis.

Estas premissas são o ponto de partida para o desenvolvimento do nosso estudo. Serão adoptadas, não apenas para os grupos geradores, mas ainda para os restantes constituintes das centrais eléctricas.

([1]) Ver por exemplo a minha *Iniciação à Fiabilidade Industrial*, Porto, 1968.

([2]) A. Patton e Damon Holditch, *Reliability of Generation Supply*, in *IEE Trans. on Power Apparatus and Systems*, Setembro de 1968.

Falta contudo demonstrar, como foi nas páginas anteriores mais do que uma vez apregoado, a exactidão destas premissas. A prova terá de ser feita por via experimental. Campo aberto à acção dos chefes das centrais, que virão um dia dizer-nos a última palavra.

EVOLUÇÃO DOS GRUPOS GERADORES

Apoiados sobre estas premissas básicas, examinemos como evolui o grupo, à medida que no decorrer do tempo ele perpassa pelos diversos incidentes da exploração.

Para isso, designemos por E_1 e E_2 os dois estados possíveis de funcionamento:

E_1 — estado de bom funcionamento;

E_2 — estado oposto (grupo indisponível, avariado).

Seja p_1 a probabilidade do grupo se encontrar em E_1 no instante t, p_2 a probabilidade de estar em E_2 no mesmo instante. Define-se deste modo o vector de estado $p(t)$, representado pela matriz a uma linha

$$p(t) = \begin{Vmatrix} p_1(t) & p_2(t) \end{Vmatrix}$$

Procuremos averiguar o que se passará no instante $t+dt$, admitindo que durante o curto intervalo de tempo dt é nula a probabilidade de se verificarem dois ou mais acontecimentos. Nestas circunstâncias, o grupo poderá, no lapso de tempo dt, transitar do estado E_1 para E_2 ou vice-versa, ou então permanecer no estado anterior.

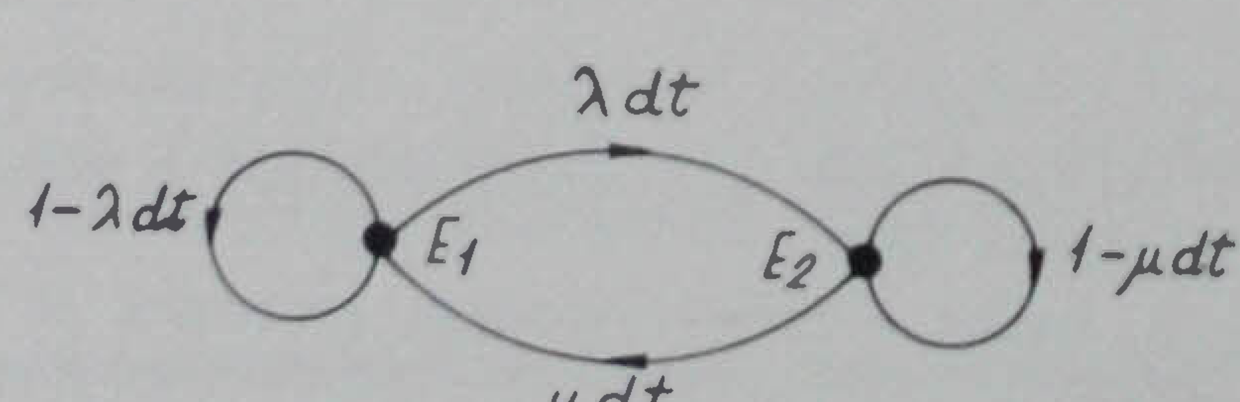
Designemos por p_{ij} a probabilidade do grupo transitar para o estado E_j durante o intervalo de tempo dt, sabendo que no instante t se encontrava no estado E_i. Segundo as nossas hipóteses de base, estas probabilidades de transição têm os seguintes valores:

$$\begin{cases} p_{11} = e^{-\lambda dt} \\ p_{12} = 1 - e^{-\lambda dt} \end{cases} \qquad \begin{cases} p_{21} = 1 - e^{-\mu dt} \\ p_{22} = e^{-\mu dt} \end{cases}$$

Ou seja, para λ e μ muito pequenos:

$$\begin{cases} p_{11} = 1 - \lambda dt \\ p_{12} = \lambda dt \end{cases} \qquad \begin{cases} p_{21} = \mu dt \\ p_{22} = 1 - \mu dt \end{cases}$$

A esta evolução corresponde o seguinte grafo:



e a seguinte matriz de transição:

$$M = \begin{Vmatrix} 1 - \lambda dt & \lambda dt \\ \mu dt & 1 - \mu dt \end{Vmatrix}$$

Esta matriz pertence à categoria das matrizes estocásticas, pois em cada linha os elementos são positivos e têm por soma a unidade.

Combinando os clássicos teoremas das probabilidades compostas e das probabilidades totais, resulta no instante $t+dt$ um vector de estado que se obtém através do produto matricial seguinte:

$$p(t + dt) = p(t) \cdot M$$

Desenvolvendo sucessivamente e designando por U a matriz unidade, encontramos:

$$p(t + dt) - p(t) = p(t) \cdot M - p(t) = p(t)\,[M - U]$$

ou seja:

$$p(t) \begin{Vmatrix} -\lambda dt & \lambda dt \\ \mu dt & -\mu dt \end{Vmatrix} = p(t) \cdot dt \begin{Vmatrix} -\lambda & \lambda \\ \mu & -\mu \end{Vmatrix} =$$

$$= p(t) \cdot dt \cdot A$$

De maneira que

$$\frac{p(t + dt) - p(t)}{dt} = p(t) \cdot A$$

Como o limite do primeiro membro, quando $dt \to 0$, é precisamente a derivada da matriz $p(t)$, o desenvolvimento anterior conduz à seguinte equação diferencial entre matrizes:

$$\frac{dp(t)}{dt} = p(t) \cdot A$$

Depois de integrada, esta equação irá facultar uma expressão geral para a trajectória das probabilidades de bom e mau funcionamento.

Podemos efectuar a integração baseando-nos no método descrito por Aristotle Michael ([3]). A solução tem a forma genérica:

$$p(0)e^{tA}$$

em que $p(0)$ é o vector de probabilidade no instante $t=0$ e

$$e^{tA} = \sum_{i=1}^{2} e^{t\alpha_i} G_i$$

([3]) A. Michael, *Matrix and Tensor Calculus*, 4.ª edição, Nova Iorque, 1955.

Os α_i são as raízes características da matriz A, portanto as soluções da equação

$$\begin{vmatrix} \alpha - \lambda & -\lambda \\ -\mu & \alpha + \mu \end{vmatrix} = O$$

ou seja $\alpha_1 = O \qquad \alpha_2 = -(\lambda + \mu)$

Os G_i, por seu lado, são matrizes definidas por:

$$G_i = \frac{1}{\prod\limits_{j \neq i} (\alpha_j - \alpha_i)} \prod_{j \neq i} (\alpha_j U - A)$$

No nosso caso particular:

$$\begin{cases} G_1 = \dfrac{\alpha_2 U - A}{\alpha_2 - \alpha_1} = \dfrac{(\lambda + \mu)U + A}{(\lambda + \mu)} = \dfrac{1}{\lambda + \mu} \begin{Vmatrix} \mu & \lambda \\ \mu & \lambda \end{Vmatrix} \\ G_2 = \dfrac{\alpha_1 U - A}{\alpha_1 - \alpha_2} = \dfrac{1}{\lambda + \mu} \begin{Vmatrix} \lambda & -\lambda \\ -\mu & \mu \end{Vmatrix} \end{cases}$$

Conclui-se que:

$$e^{tA} = \frac{1}{\lambda + \mu} \begin{Vmatrix} \mu & \lambda \\ \mu & \lambda \end{Vmatrix} + e^{-t(\lambda + \mu)} \frac{1}{\lambda + \mu} \begin{Vmatrix} \lambda & -\lambda \\ -\mu & \mu \end{Vmatrix}$$

Finalmente, desenvolvendo a expressão $p(o).e^{tA}$, encontramos a solução da equação diferencial:

$$\begin{cases} p_1(t) = \dfrac{\mu}{\lambda + \mu} + \dfrac{1}{\lambda + \mu} e^{-(\lambda + \mu)t} [\lambda p_1(o) - \mu p_2(o)] \\ p_2(t) = \dfrac{\lambda}{\lambda + \mu} + \dfrac{1}{\lambda + \mu} e^{-(\lambda + \mu)t} [\mu p_1(o) - \lambda p_2(o)] \end{cases}$$

Deve assinalar-se uma consequência importantíssima que decorre desta solução: — ao fim de um largo período de tempo (teòricamente $t = \infty$), o vector de probabilidade fica simplesmente

$$p(\infty) = \begin{Vmatrix} \dfrac{\mu}{\lambda + \mu} & \dfrac{\lambda}{\lambda + \mu} \end{Vmatrix}$$

quer dizer, *independente do estado inicial e estabilizado num regime permanente.*

Isto significa que a probabilidade de encontrarmos, para largos períodos de tempo, o grupo em bom estado é $\mu/\lambda + \mu$, ao passo que a probabilidade de o encontrarmos avariado é $\lambda/\lambda + \mu$. Tais probabilidades costumam designar-se respectivamente por disponibilidade e indisponibilidade do grupo:

disponibilidade $\quad D = \dfrac{\mu}{\lambda + \mu}$

indisponibilidade $\quad I = \dfrac{\lambda}{\lambda + \mu}$

Esta evolução das probabilidades de estado é característica dos processos de Markov, pois desemboca num regime ao mesmo tempo estacionário e independente das condições iniciais. Os problemas conexos às disponibilidades das centrais podem portanto tratar-se com base nos conceitos relacionados com os processos estacionários de Markov ([4]).

Nas distribuições exponenciais define-se um *tempo médio entre ocorrências*, que é exactamente igual ao inverso da taxa da ocorrência. Vemos por isso aparecerem as seguintes grandezas:

tempo médio entre avarias $\quad m = \dfrac{1}{\lambda}$

tempo médio de reparação $\quad r = \dfrac{1}{\mu}$

As expressões algébricas da disponibilidade e da indisponibilidade passam a ser:

$$\frac{m}{m + r} \quad \text{e} \quad \frac{r}{m + r}$$

No regime estacionário tudo se passa afinal como se o grupo funcionasse m horas consecutivas, seguidas de r horas de paragem por avaria.

DISPONIBILIDADE DOS GRUPOS

A realidade é mais complexa do que o modelo simplista que tratámos no parágrafo anterior. Na exploração quotidiana das centrais, existem, para além das paragens acidentais por avaria, imobilizações que se filiam em outras operações verdadeiramente indispensáveis. Aparecem em especial, como no início dissemos:

— períodos de repouso nos vazios de carga,

— paragens programadas para manutenção preventiva.

Num determinado lapso de tempo, digamos as 8760 horas do ano, o grupo atravessa as seguintes fases:

([4]) É o método adoptado por alguns autores, não só para o estudo da fiabilidade das centrais, como também para a determinação da fiabilidade de subestações e linhas de distribuição. Ver em particular: R. Billinton e K. Bollinger, *Transmission System Reliability Evaluation Using Markov Processes*, in *IEE Trans. on Power Apparatus and Systems*, Fevereiro de 1968.

t_1 horas de operação útil, durante as quais fornece energia à rede;

t_2 horas de paragem forçada, para reparação de avarias acidentais;

t_3 horas de paragem programada, para manutenções diversas;

t_4 horas de repouso (das quais serão de excluir as horas de manutenção programada eventualmente realizada durante os ocos de carga).

O somatório destes tempos parcelares reconstitui o total das horas do ano

$$t_1 + t_2 + t_3 + t_4 = 8760$$

A *utilização* do grupo mede-se, como é habitual sempre que se fala em utilizações, por meio da relação

$$\frac{t_1}{t_1 + t_2 + t_3 + t_4}$$

Deve notar-se que este índice não coincide com a conhecida *utilização da potência* do grupo, que aliás é uma grandeza com dimensões.

O valor máximo da utilização corresponde a $t_4 = o$. Será a utilização obtida quando o grupo não pára senão para reparação ou para conservação preventiva. A utilização máxima representa a autêntica *disponibilidade* do grupo:

$$D = \frac{t_1}{t_1 + t_2 + t_3}$$

Esta expressão é análoga à seguinte:

$$D = 1 - \frac{t_2 + t_3}{8760}$$

Como seria de esperar, a disponibilidade depende exclusivamente da imobilização funcional $(t_2 + t_3)$. Para realizar altas disponibilidades será portanto necessário reduzir todos os tempos de conservação:

— reduzir t_2 através da aplicação de órgãos fiáveis, estocagem de peças de reserva, competência do pessoal de conservação, etc.

— reduzir t_3 pelo fácil acesso às peças de desgaste, uso de componentes auto-lubrificados, etc.

Todos os cuidados tomados no projecto com respeito à conservação se poderão reflectir, por vezes espectacularmente, no acréscimo da disponibilidade do grupo. Conclusões que não vêm senão confirmar princípios de intuição imediata.

Podemos naturalmente considerar como duração de serviço, não as t_1 horas de operação útil durante o ano, mas o tempo médio *m* compreendido entre paragens forçadas. As t_2 horas de paragem forçada transformam-se então no tempo médio *r* perdido em cada reparação:

$$r = t_2 \frac{m}{t_1}$$

Por outro lado, às t_3 horas dedicadas no ano a conservação preventiva irá corresponder uma duração fictícia

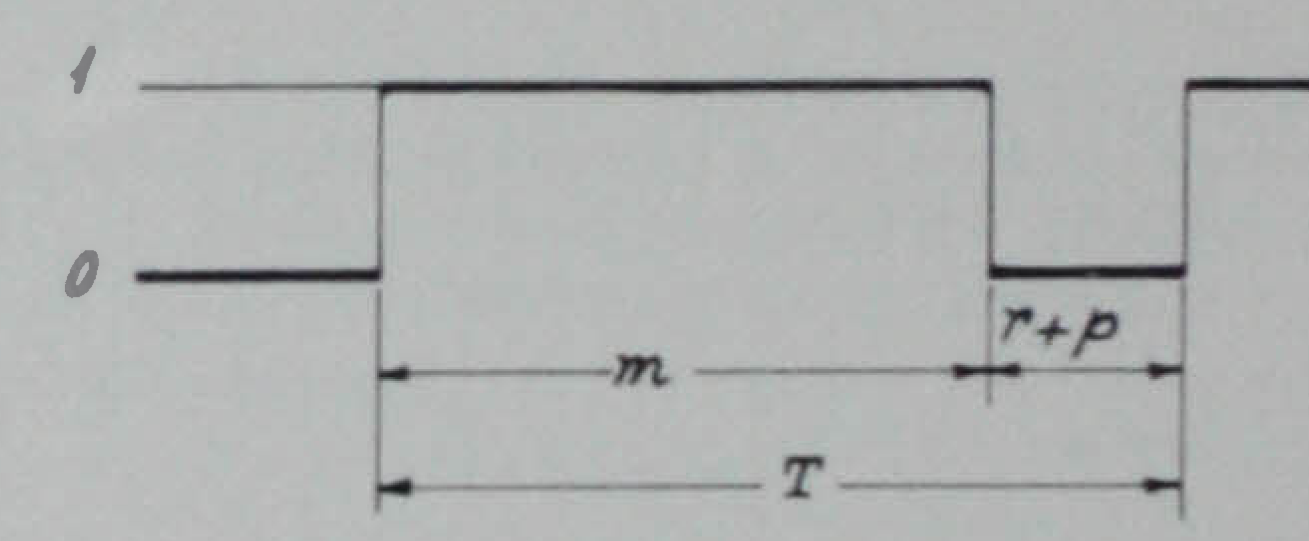
$$p = t_3 \frac{m}{t_1}$$

A expressão da disponibilidade passará a ser

$$D = \frac{m}{m + (r + p)}$$

Este resultado coincide com o obtido no parágrafo anterior, no qual se considerou nula a conservação preventiva (ou seja p=O). A disponibilidade identifica-se portanto com a probabilidade do grupo se encontrar, em largos períodos de tempo, apto para o serviço efectivo. As definições de disponibilidade dadas neste parágrafo e no parágrafo anterior ficam deste modo rigorosamente identificadas uma com a outra, conclusão, diga-se de passagem, que não creio acessível à intuição imediata.

Como consequência do que acabamos de estabelecer, pode definir-se, para modelo da disponibilidade dos grupos geradores, um *ciclo elementar* de serviço com a seguinte configuração:



Este ciclo médio tem uma duração T (o *período do ciclo*) definida pela equação

$$D = \frac{m}{T}$$

O número de ciclos processados na unidade de tempo será a *frequência* de ocorrência das paragens forçadas, que tem as seguintes expressões de alternativa

$$f = \frac{1}{T} = \frac{D}{m} = D\lambda$$

Tomemos como exemplo um grupo de 30 MW, com tempo médio entre avarias igual a 100 dias e um total de imobilização funcional (conservação preventiva e reparações) de 200 h/ano.

A sua disponibilidade tem por medida

$$D = 1 - \frac{200}{8760} = 0{,}98$$

O período do ciclo médio é

$$T = \frac{100}{0{,}98} = 102 \text{ dias}$$

e a frequência com que o ciclo se processa

$$f = \frac{1}{102} = 0{,}0098/\text{dia}$$

A taxa de avarias do grupo vale evidentemente

$$\lambda = \frac{1}{m} = 0{,}01/\text{dia}$$

DISPONIBILIDADE DE GRUPOS EM PARALELO

Como a maioria das centrais abriga mais do que um grupo gerador, será necessário determinar a disponibilidade de conjuntos de grupos a partir das disponibilidades de cada unidade.

O caso mais simples é o das centrais com dois grupos apenas, por exemplo:

	Grupo A	Grupo B
Potência	20 MW	40 MW
Taxa de avarias	0,02/dia	0,01/dia
Disponibilidade	0,95	0,98

Cada um destes grupos se pode encontrar em um dos dois seguintes estados:

estado 1 — disponível para o serviço
estado 0 — indisponível por avaria

Aparecem assim quatro estados possíveis para a central, a saber:

Estado da central	Estado do grupo A	Estado do grupo B
11	1	1
01	0	1
10	1	0
00	0	0

A probabilidade de cada um destes quatro estados é definida pelas leis do Cálculo das Probabilidades.

Vamos admitir que cada grupo se comporta de maneira independente do comportamento do outro. Esta hipótese, embora discutível, parece suficientemente plausível para a podermos aceitar sem grandes reservas.

Nestas condições, a probabilidade, por exemplo, do estado 11 será o produto das probabilidades dos dois grupos se encontrarem no estado 1, isto é, o produto das suas disponibilidades. A probabilidade do estado 01 é o produto da probabilidade do grupo A se encontrar no estado 0 (ou seja a sua indisponibilidade 0,05) pela probabilidade do grupo B se encontrar no estado 1 (ou seja a sua disponibilidade 0,98).

Numa palavra, as probabilidades dos diversos estados decorrem da expansão binomial

$$(0{,}95+0{,}05)\ (0{,}98+0{,}02)$$

Podemos agrupá-las no seguinte quadro:

Estado da central	Potência correspondente	Probabilidade de ocorrência
11	60 MW	0,931
01	40 MW	0,049
10	20 MW	0,019
00	0	0,001

Ficamos desta maneira a conhecer a distribuição probabilística das várias eventualidades de estado das máquinas instaladas.

Tem maior interesse prático conhecer as probabilidades, não para cada escalão de potências, mas antes para essa potência e todas as que lhe são superiores. Assim, é mais conveniente saber que probabilidade corresponde, por exemplo, a 20 ou mais megawatts do que a probabilidade relativa aos 20 MW exactamente.

As probabilidades dos quatro estados de potência acumulada obtêm-se por simples e imediata aplicação do princípio das probabilidades totais. São elas:

Estado da central	Potência acumulada	Probabilidade correspondente
11	60 MW	0,931
01 V 11	$\geqslant$ 40 MW	0,980
01 V 10 V 11	$\geqslant$ 20 MW	0,999
00 V 01 V 10 V 11	$\geqslant$ 0	1

Como definir neste caso a grandeza disponibilidade?

Em rigor, dever-se-ia definir como sendo a probabilidade de haver pelo menos um grupo disponível. A disponibilidade desta central seria 0,999 e a sua indisponibilidade 0,001.

É contudo mais pragmático considerar como disponibilidades as diversas probabilidades de ocorrência. Será então indispensável associar a cada disponibilidade o escalão de potência correspondente. Diremos por exemplo:

disponibilidade parcelar de 20 MW	0,019
disponibilidade parcelar de 40 ou mais MW	0,980
indisponibilidade total	0,001

e assim sucessivamente.

Estes mesmos princípios, enunciados para dois únicos grupos, conservam a sua validade qualquer que seja o número de unidades em paralelo.

No caso simples de existirem n grupos em paralelo, todos com a mesma disponibilidade individual, de valor D, será mesmo possível construir uma expressão genérica que resuma todas as disponibilidades parcelares. Como elas são os termos do desenvolvimento

$$(D+I)^n \quad \text{com } D+I=1$$

a disponibilidade parcelar para p máquinas em serviço terá o valor

$$\frac{n!}{p!\,(n-p)!}\,D^p I^{n-p}$$

As disponibilidades para potências acumuladas obtêm-se por adição dos termos do binómio, correctamente ordenados.

(Continua)

CONGRESSO INTERNACIONAL DA SOCIETE DES INGENIEURS CIVILS DE FRANCE

A «Société des Ingénieurs Civils de France», com sede em Paris, conta perto de 15 000 sócios dos quais mais de 2000 engenheiros estrangeiros repartidos por 91 países. Pela primeira vez, desde a sua criação em 1848, ela organizou um Congresso Internacional no qual tomaram parte não sòmente os seus associados mas também muitos engenheiros e cientistas do Mundo inteiro. Este congresso que se realizou no Palácio da UNESCO em Paris, de 6 a 13 de Junho deste ano teve o alto patrocínio do Presidente da República Francesa, o seu tema sendo «Sciences et Techniques de l'An 2000».

Vários ministros, os embaixadores das nações onde a sociedade dispõe de secções, numerosas personalidades científicas, industriais e de alta administração aceitaram fazer parte das comissões de patrocínio e de honra.

Sob a direcção do Professor Edmond Brun, da Academia das Ciências e Presidente da Sociedade em 1969, neste congresso fez-se, por meio de comunicações e de mesas redondas, um largo exame prospectivo das ciências e das técnicas do Ano 2000 nos mais diversos domínios: energia, espaço, urbanismo, habitat, telecomunicações, informática, química, mecânica, metalurgia, oceanologia e agricultura.

Numa época de mutação tecnológica sem precedente, o desenvolvimento das ideias nascidas nos laboratórios ou nas fábricas, em todo o mundo, apresentou-se particularmente oportuno.

Em cada um dos campos indicados, os aspectos relativos ao ambiente foram revistos, e a sessão de encerramento tentou concluir pela incidência da evolução das técnicas sobre o modo de vida.

Mais de 80 personalidades do Mundo científico e industrial fizeram exposições ou participaram nas mesas redondas. Estiveram presentes delegações: alemã, americana, belga, britânica, canadiana, grega, israelita, italiana, japonesa, russa e suíça.

Para concluir o programa, foram feitas várias viagens de estudo destinadas a apresentar — sem descuidar o aspecto turístico — na província e na reigão parisiense algumas realizações de ponta da técnica francesa.