

Une nouvelle conception de la programmation du transport principal dans les mines

J. SAUCEZ,

Professeur à la Faculté Polytechnique de Mons

RESUME

Cette étude fournit les principes de mise en œuvre d'une organisation du transport principal, par dispatching des rames.

Elle consacre une part importante à la formulation des lois de probabilité caractérisant les données prévisionnelles relatives aux points de chargement, aux performances des locotracteurs et à l'extraction. L'exposé théorique fait, à cet égard, référence à un ensemble de données expérimentales relevées dans quatre mines belges. L'attention est attirée sur certains pièges rencontrés dans le traitement statistique des données, ainsi que sur la nécessité d'aboutir à une formulation générale qui reste valable à travers toutes les modifications courantes du programme d'exploitation.

L'organisation du transport par dispatching programmé, qui s'appuie sur une telle formulation, consiste à définir des critères qui, sur la base d'informations transmises par téléphone ou par une installation de télévigile, permettent de déterminer en temps réel les instants de départ des locotracteurs et leur affectation. L'étude fait l'analyse du modèle applicable aux réseaux sans contraintes de trafic. Dans ce cas, qui a fait l'objet d'applications, le traitement de l'information est réalisable par un homme, sans qu'il faille nécessairement envisager un contrôle automatique du processus.

INHALTSANGABE

Ziel dieses Aufsatzes ist es, Grundsätze für Organisation und zentrale Steuerung der Hauptstreckenförderung herauszuarbeiten und zu erläutern.

Ein erhebliches Teil der Arbeit befaßt sich mit der Aufstellung der Wahrscheinlichkeitsgesetze, mit denen

SAMENVATTING

Deze studie levert de grondbeginselen nodig voor het organiseren van het hoofdvervoer door dispatching van de treinen.

Een belangrijke gedeelte wordt besteed aan het formuleren van de waarschijnlijkheidswetten geldend inzake vooruitzichten over de laadpunten, de prestaties van de locomotieven en de extractie. In dit opzicht verwijst de theoretische uiteenzetting naar een geheel van experimentele gegevens afkomstig van vier Belgische mijnen. Er wordt gewezen op bepaalde moeilijkheden die men tegenkomt bij het verwerken van de statistische gegevens en op de noodzaak van een algemene formulering die bruikbaar blijft doorheen alle wijzigingen die gewoonlijk in het ontginningsprogramma voorkomen.

Het organiseren van het vervoer door middel van geprogrammeerde dispatching, gestund op een soortgelijke formulering, bestaat in het vastleggen van criteria waarmee men, op basis van informatie die per telefoon of door afstandscontrole verkregen wordt, effectief kan bepalen wanneer een locomotief moet vertrekken en wat haar bestemming moet zijn. In de studie wordt een analyse gemaakt van het model dat toepasselijk is op een net zonder spanningen. In deze gevallen, die in de praktijk toegepast werden, kan de informatie behandeld worden door één man, zonder dat een automatische controle van het verloop der handelingen vereist is.

SUMMARY

This research provides the principles of the organization of main transport by the dispatching of mine cars.

It devotes an important section to the formulation of the laws of probability characterizing the forecasting

man bei der Planung von Ladestellen und bei der Vorausbestimmung der Leistung von Lokomotiven und der zu bewältigenden Fördermengen zu rechnen hat. Diese theoretischen Untersuchungen stützen sich auf die Ergebnisse in vier belgischen Gruben. Der Verfasser weist auf die Gefahr einiger Fehler hin, die man bei der statistischen Auswertung der Daten leicht begeht, und betont die Notwendigkeit der Aufstellung allgemeingültiger Formeln, die auch bei sämtlichen laufenden Veränderungen des Programms ihre Gültigkeit behalten.

Die Organisation einer mit Hilfe dieser Formeln programmierten zentralen Abwicklung des Zugverkehrs erfolgt in der Weise, daß man aufgrund telefonisch oder von einer Grubenwarte übermittelter Informationen Kriterien festlegt, die die Möglichkeit geben, die Abfahrtszeiten der Lokomotiven und ihr Ziel nach Direktberichtigung durch den Rechner zu bestimmen.

Der Verfasser erläutert die Anwendung dieses Modells auf ein Verkehrsnetz bei regelmäßigem Betriebsablauf. In solchen Fällen, die in der Praxis bereits existieren, können die Informationen von einem Mann verarbeitet werden. Eine automatische Kontrolle ist nicht zwingend erforderlich.

data related to the loading points, the performances of the locomotives and the coalgetting. The theoretical report refers, in this respect, to a group of experimental data taken from four Belgian mines. Attention is drawn to certain pitfalls encountered in the statistical treatment of the data, and the necessity to reach a general formula that will be valid throughout all the usual modifications in the working programme.

The organization of transport by programmed dispatching, which is based on such a formula, consists of defining the criteria which, on the basis of information transmitted by telephone or by a pit control centre, make it possible to determine in an exact time the moments of departure of the locomotives and their deployment.

The report analyses the model applicable to networks without traffic restrictions. In this case, where the system has been applied, the information can be handled by one man, without any automatic control of the process being necessary.

1. INTRODUCTION

11. Objectifs de la programmation

La programmation du transport principal tend à résoudre à la fois les problèmes de mise en œuvre des moyens et de conception des équipements.

a) Elle vise évidemment en premier lieu à gérer le roulage au jour le jour et au fil des heures avec l'objectif de desservir au mieux les chantiers. Compte tenu de la complexité du réseau de transport souterrain dans les grandes mines, de l'abondance du matériel mis en œuvre, du rythme irrégulier de production de chaque chantier et des aléas du transport et de l'extraction, compte tenu également de l'incidence sur la production des manques à vides aux points de chargement, il est paradoxal que cette gestion soit fréquemment confiée à un « chef de transport » sans qu'une étude serrée de l'organisation n'ait été faite au préalable. En fait, dans bien des cas, ce responsable dispose seulement d'une information en temps réel très sommaire et agit plus par référence à son expérience concrète et à la routine que conformément à une politique de dispatching cohérente. Une telle pratique est dangereuse car

— elle fait dépendre l'organisation du jugement subjectif et du savoir-faire d'un ou de quelques hommes;

- elle conduit vite à un surdimensionnement des équipements et à leur mauvaise utilisation; en effet, lorsque l'organisation n'est pas l'objet d'une étude systématique, l'injection de matériel supplémentaire est naturellement considérée comme le palliatif de toute déficience, alors qu'en fait le suréquipement est parfois nuisible à cause de l'engorgement des circuits qu'il provoque;
- elle suscite des difficultés de rodage lors de chaque modification de schéma de l'exploitation;
- elle ne garantit même pas une desserte correcte des chantiers.

Une programmation de l'organisation doit dès lors se concevoir comme la détermination d'un schéma décisionnel précis pour la mise en œuvre du matériel en temps réel, par le traitement continu ou discontinu des informations qu'il est possible ou nécessaire de transmettre en cours de poste au point central de commande. Une telle programmation peut être plus ou moins évoluée, mais doit en tout cas répondre aux deux critères suivants :

- elle doit pouvoir s'adapter sans délai aux modifications courantes du programme d'exploitation, portant notamment sur le nombre, le régime de production et la situation géographique des chantiers;
- son efficacité doit être connue à l'avance.

Dans cette optique, l'improvisation est exclue de l'organisation; seuls les véritables accidents nécessitent une intervention de dépannage.

En ce qui concerne l'organisation, l'étude du transport est ainsi faite prévisionnellement.

b) En élargissant le cadre de l'étude, la programmation permet par une approche analogue d'examiner les problèmes d'équipement, qui se situent à un niveau supérieur au précédent, car ils relèvent de la conception d'un système et de sa mise en œuvre, et non de sa mise en œuvre seule.

Cette conception est d'une importance parfois vitale, car elle concerne non seulement l'acquisition du matériel et la réalisation des installations, mais aussi le planning d'exploitation lui-même. Le programme d'exploitation d'un nouvel étage, par exemple, ne peut pas en effet être établi sans référence aux contraintes relatives au transport et à l'extraction.

Des problèmes de ce niveau incluent d'ailleurs implicitement l'étude des politiques d'organisation, puisque les différents projets demandent à être comparés chacun avec leur organisation optimale.

12. Analyse du schéma global de transport

Le schéma global du transport, depuis les chantiers jusqu'au triage-lavoir, peut être décomposé par la pensée en trois circuits fermés F (roulage du fond), E (extraction) et J (circuit de surface). Il suffit à cet effet d'acter le fait qu'à toute manœuvre d'engagement et de déengagement correspond, pour chacun des circuits pris isolément, une substitution instantanée de berlines. Un engagement de pleins au fond par exemple, provoque au même instant et au même endroit, la mise en circuit d'un nombre équivalent de vides (fig. 1). Dans cette conception, tout se passe comme si les berlines du circuit F ne remontaient pas au jour, mais étaient culbutées à l'envoi. Même remarque pour celles de J; les berlines du système d'extraction sont, pour leur part, censées faire partie de l'appareillage.

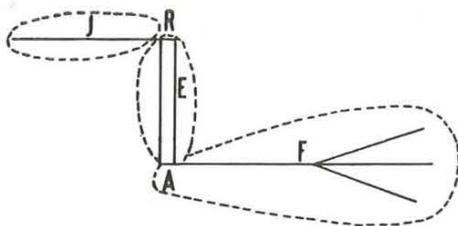


Fig. 1.

A noter qu'au point de vue de l'organisation du roulage, aucune distinction de principe n'est donc à établir quant au système d'extraction - cages ou skips.

Ces circuits fermés F, E et J sont néanmoins liés par une contrainte d'identité de débits à l'accrochage A et à la recette R. Théoriquement, il faudrait étudier

le système global compte tenu de ces liaisons et c'est bien ainsi qu'est réalisée in fine la simulation de l'ensemble du transport d'une mine.

Mais il convient surtout d'effectuer un choix parmi les politiques de transport possibles, en comparant leur efficacité et leur coût, et d'étudier la répartition géographique du parc de berlines disponibles ou nécessaires. A cet égard, F est à considérer comme un circuit fermé sur lequel est branchée en A une station de service dont le débit, d'ailleurs aléatoire, que nous désignerons par EJ, est celui de E réduit en raison de ses liaisons avec J.

Appelons ψ le rapport des débits moyens de F et EJ. On sait, par la théorie des files d'attente, que le nombre de berlines nécessaires en A tendra vers l'infini si ψ tend vers 1.

Comme en pratique, ce nombre est fini mais est précisément une inconnue du problème (puisque l'organisation vise notamment à déterminer le parc de berlines), deux solutions sont possibles pour l'étude prévisionnelle du roulage :

1ère solution : considérer le parc de F comme un paramètre et tabler sur le ψ réel.

2ème solution : procéder en deux phases :

- rechercher la politique optimale de transport en supposant infinie la capacité de la station A de F
- déterminer le parc de berlines nécessaires en A compte tenu de la station de capacité EJ.

La première solution ne conduit nulle part car nous ne savons rien a priori sur la répartition géographique optimale d'un parc limité.

En revanche, la deuxième solution, qui a fait l'objet de plusieurs applications, est efficace car la décomposition en phases débouche sur l'étude de systèmes d'attente ouverts (roulage d'une part, extraction d'autre part) (fig. 2).

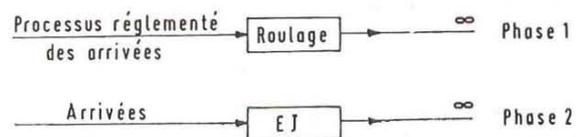


Fig. 2.

La présente étude portera exclusivement sur la phase 1, c'est-à-dire sur l'organisation du transport au fond.

En ce qui concerne la phase 2, relative à la liaison transport-puits, on constatera qu'il s'agit d'une étude classique de file d'attente, puisque le processus d'arrivée est traduit sous forme d'une loi de probabilité (c'est le résultat de la phase 1) et que EJ est assimilable à une station unique. Il suffira à ce sujet d'attirer l'attention sur le fait particulier que les unités de clients ne sont pas les mêmes pour les arrivées (rames, éventuellement de dimensions variables) et le service (cages), et dès lors, ne serait-ce que pour cette raison, l'étude du système doit être faite par simulation.

13. Types d'organisations

Si le réseau de transport et le programme d'exploitation sont imposés, la logique de l'organisation possède encore des éléments libres de deux natures différentes, puisqu'on est maître :

- de l'ordonnancement des départs et de l'affectation des locotracteurs,
- de la composition des rames.

Le tableau I schématise les différents types d'organisation en fonction des différentes logiques qu'il est possible de concevoir à propos de chacun de ces points.

Type H : l'horaire. Il existe une programmation déterministe des heures de départ et de l'affectation des locos.

Type S : la spécialisation. Toute loco est affectée à un chantier déterminé.

Type P : dispatching partiel. Il existe des critères de décision permettant de déterminer en temps réel l'heure de départ d'une loco du puits vers tel chantier; la locomotive effectue son parcours aller-retour au mieux des possibilités.

Type T : dispatching total des locos. C'est un dispatching du type P, mais une loco quitte le chantier également sur ordre.

Type 1 : Roulage à charge constante. Le nombre N_p de pleins ramenés d'un chantier à chaque voyage est constant, cette constante N pouvant d'ailleurs être différente d'un chantier à l'autre. Le nombre N'_v de vides reconduits au cycle suivant est aussi égal à N .

Type 2 : Le locotracteur emmène, dès qu'il est prêt à partir, p pleins présents au chantier, à moins que p ne soit supérieur à la charge Maximale N_{max} admise. N'_v est pour sa part pris égal à N_p .

Type 3 : Le locotracteur attend au chantier un ordre de départ basé sur des contraintes de charge (p insuffisant) ou de temps (planning de la circulation des locos).

Type 1, 2 et 3 : Equilibre des stalons potentiels (par définition, un stalon est le stock de berlines réservé à un secteur géographique ou à un processus). Le nombre de berlines présentes dans un chantier lorsque le locotracteur s'y trouve engagé reste le même dans le temps, même dans le cas de charges variables (mais les stalons varient d'un chantier à l'autre).

Type 4 et 5 : Identiques respectivement à types 2 et 3, sauf que N'_v est réglementé sans respect de l'équilibre des stalons.

Type 6 : Organisation imaginée et testée sur ordinateur, mais jamais appliquée. Lors de son départ d'un chantier, la loco emporte p pleins plus un nombre de vides tel que la rame complète comporte un nombre N constant de berlines.

La combinaison de ces différentes logiques, après exclusion des cas d'incompatibilité, donne le répertoire des types d'organisation repris sur le tableau I.

Comme cet inventaire ne porte aucun jugement de valeur à ce stade, il a intérêt à être complet afin d'envisager a priori toutes les solutions possibles. On remarquera en passant que, contrairement à l'optimisation de paramètres, la recherche d'une logique optimale en recherche opérationnelle s'appuie sur une démarche imaginative, et rien n'indique quand le répertoire est complet.

14. Efficience de l'organisation

Théoriquement, l'efficience de l'organisation devrait être évaluée par une fonction de coût faisant intervenir :

TABLEAU I

Types d'organisations

Composition des rames	Equilibre des stalons potentiels en chantier			Dispatching de répartition des berlines		N = Cte
	Ordonnancement des départs et affectation des locos	$N_p = N$ $N'_v = N$	$N_p = \min(p, N_{max})$ $N'_v = N_p$	N_p ou D_p sous contrainte $N'_v = N_p$	$N_p = \min(p, N_{max})$ N'_v réglementé	
Horaire	X	H ₂	X	H ₄	X	H ₆
Spécialisation	S ₁	S ₂	S ₃	S ₄	S ₅	X
Dispatching :						
Départ puits	X	P ₂	X	P ₄	X	P ₆
Départs puits et chantiers	T ₁	X	T ₃	X	T ₅	T ₆

- l'espérance mathématique de la valeur de la production perdue par suite de manque à vides;
- les frais de mise en œuvre du matériel roulant.

Mais il est assez illusoire de prétendre chiffrer chacun de ces postes, car :

- la valeur marginale d'une tonne non produite est mal déterminée;
- le tonnage perdu à cause d'un manque à vides n'est pas seulement fonction de la durée de celui-ci;
- l'amortissement du matériel roulant est une notion conventionnelle.

Aussi, on préfère généralement caractériser l'efficacité d'une organisation par un ensemble de ratios portant sur :

- 1) le service des chantiers, par exemple :
 - a) nombre moyen de manques à vides par unité de temps,
 - b) distribution de probabilité de la durée d'un manque à vides.
- 2) l'utilisation du matériel, par exemple :
 - a) η^4_L , espérance mathématique du produit des utilisations des locotracteurs, exprimées en durée et en charge,
 - b) ρ_b , rotation des berlines, calculée pour le circuit global FEJ ou pour le réseau F seul.

Lorsque ces caractéristiques de l'efficacité sont connues prévisionnellement pour chaque type d'organisation envisagé, lors d'une application concrète, le problème économique du choix de l'organisation et de la dimension des moyens trouve alors une solution aisée, sans qu'il soit nécessaire d'avoir recours à une fonction objectif tout à fait générale.

15. Choix de l'organisation

Bien entendu, les organisations pouvant être envisagées et dont le tableau I donne une synthèse prennent en compte l'aléatoire, car les dispersions dont le § 2 donne la formulation ne sont en aucun cas négligeables.

Comme ces diverses organisations correspondent à des schémas logiques différents, il ne peut être question de les intégrer dans un modèle unique.

L'étude conduit ainsi à envisager différents modèles et, pour chacun d'eux, à optimiser les paramètres qui y interviennent ou tout au moins à établir les relations de compromis existant entre le service des chantiers et l'utilisation du matériel.

En principe, toute la gamme des modèles pourrait être testée lors de chaque application, mais bien souvent certains d'entre eux peuvent a priori être éliminés en se basant sur les résultats obtenus lors d'études de cas analogues.

La troisième partie de l'étude sera exclusivement consacrée au dispatching, c'est-à-dire aux organisations des types P et T. En effet, les organisations du type H se sont révélées décevantes à cause de leur inadaptabilité à l'évolution des programmes d'exploitation; quant aux

organisations du type S, elles n'ont été citées ici que pour mémoire, car elles sont seulement applicables dans des cas particuliers.

2. FORMULATION DES DONNEES PAR TRAITEMENT STATISTIQUE

21. Introduction

Lors d'une étude particulière, il convient de procéder à une analyse statistique de toutes les données expérimentales nécessaires. Cette phase du relevé et du traitement des données est assez longue et doit en principe être refaite dans chaque cas d'application. Mais la puissance de ce traitement statistique réside dans le fait qu'il débouche sur la formulation de lois de probabilités qui, elles, conservent un caractère général et durable dans les limites d'investigation où s'est développé le relevé des données. En d'autres termes, la formulation des données reste valable et ne doit plus être mise en cause tant que les conditions d'exploitation n'ont pas créé un type nouveau de données.

C'est grâce à cette formulation que les études peuvent avoir un caractère véritablement prévisionnel, ce qui, en fin de compte, est la tâche de l'ingénieur.

Le traitement des données relève de la statistique mathématique classique. Il sera évoqué dans ce chapitre 2 pour deux raisons :

- on rencontre à cet égard certains pièges qu'il est utile de signaler;
- la forme de la loi de probabilité relative à un phénomène donné présente un caractère de permanence, de telle sorte que, sous réserve des vérifications nécessaires, le traitement des données lors de nouvelles applications s'avère de plus en plus rapide; de plus, il devient possible de réaliser des études entièrement prévisionnelles moyennant un choix approprié des paramètres.

22. Loi de production d'un chantier

221. Généralités

La production en un point de chargement est une variable aléatoire.

Dans les études faites jusqu'à ce jour, qui portent sur plusieurs dizaines de chantiers équipés de convoyeur blindé, avec abattage mécanisé ou manuel, cette variable s'est toujours révélée stationnaire, c'est-à-dire que les variations de ses caractéristiques, notamment de ses moments, au cours d'un poste, ne sont jamais apparues comme statistiquement significatives.

Si un cas de non stationnarité se présentait, il conviendrait de décomposer le poste en périodes présentant chacune un caractère stationnaire et de traiter chacune d'elles séparément; une telle distinction est d'ailleurs

couramment faite à propos des deux postes d'abattage d'une même taille, lorsqu'ils ne sont pas attelés de la même manière.

La loi de production, stationnaire, d'un point de chargement peut s'exprimer, soit par la variable θ_n , qui est la durée de chargement de n berlines consécutives, soit par la variable ω_t , qui est le nombre de berlines chargées pendant un temps t .

Dans ces expressions, n et t doivent être considérés comme quelconques. En effet, l'organisation d'un transport suppose que l'on puisse répondre aux deux questions suivantes :

- dans combien de temps le chantier aura-t-il produit n berlines supplémentaires (ce n pouvant être, par exemple, une rame complète, ou encore ce qui manque au point de chargement pour constituer une rame complète) ?
- combien de berlines le chantier produira-t-il pendant la période t à venir (ce t pouvant être la durée d'un cycle complet de parcours d'un locotracteur, ou le délai minimum de mise à disposition d'une autre loco, etc...)?

En pratique, quel que soit le type d'organisation choisi ou analysé, les deux variables aléatoires θ_n et ω_t interviennent également dans les critères de décision.

Mais ces variables sont fonctionnellement liées, l'une engendrant l'autre, de telle sorte qu'en principe le traitement des données peut être indifféremment effectué en vue d'obtenir θ_n ou ω_t .

La méthode de relevé la plus fine possible consiste à chronométrer les temps de chargement berline par berline, c'est-à-dire la série chronologique des θ_1 . Le traitement statistique qui évite de perdre de l'information portera dès lors sur θ_n , et on en déduit par la suite ω_t . Cette approche rigoureuse est normale à l'occasion des premières études, mais nous verrons qu'à l'usage, on peut se contenter de relevés plus grossiers portant sur les ω .

222. Recherche de θ_n

2221. *Distribution de probabilité de θ_1*

Pour les chantiers normalement saturés, on constate par voie graphique et on vérifie statistiquement par les tests d'ajustement du χ^2 ou du canal de confiance, que l'expression analytique de la distribution de θ_1 est de la forme :

$$\theta_1 = a + \tau$$

$$\text{avec } f_1(\tau) d\tau = 1/b e^{-\tau/b} d\tau$$

$$a = \text{constante}$$

La constante a n'est autre que la durée de chargement atteinte lorsque le convoyeur est saturé ; τ est l'homologue d'un retard dont l'allure est exponentielle avec $\tau = \sigma_\tau = b$.

Dans les chantiers sous-saturés, la distribution se déforme et se rapproche d'une loi normale.

La figure 3 qui se rapporte à des données réelles, illustre ces propriétés qui ont jusqu'à présent été confirmées lors des études faites dans une vingtaine de chantiers.

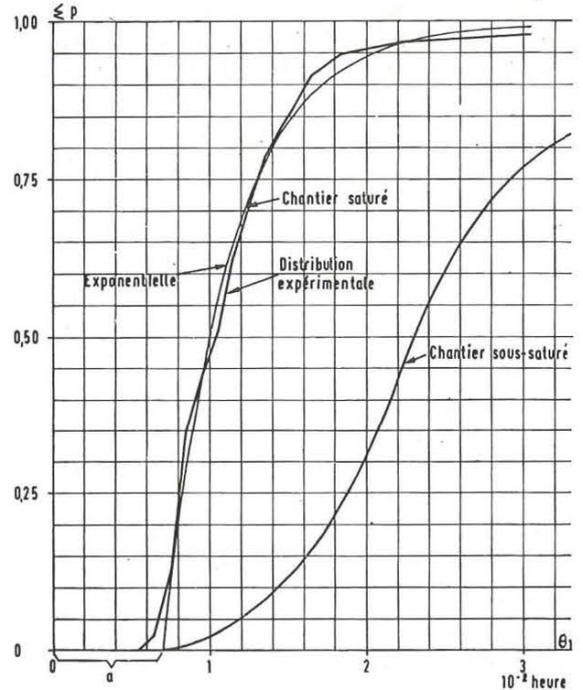


Fig. 3.

Lois des temps θ_1 de chargement par berline.

Si la série des durées de chargement θ_1 successives était purement aléatoire, la distribution de θ_n s'obtiendrait immédiatement par un produit de convolution : avec θ_1 gaussien :

$$\theta_n = \bar{\theta}_n + x \sigma_{\theta_n} \text{ avec } \rho(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-1/2x^2}$$

$$\bar{\theta}_n = n \bar{\theta}_1$$

$$\sigma_{\theta_n} = \sigma_{\theta_1} \sqrt{n}$$

avec $\theta_1 = a + \tau$: $\theta_n = n.a + \tau_n$

$$\text{avec } f(\tau_n) = \frac{\tau_n^{n-1} e^{-\tau_n/b}}{b^n (n-1)!}$$

$$\sigma_{\theta_n} = \sigma_{\tau_n} = b\sqrt{n}$$

c'est-à-dire $i_{\theta_n} = \frac{1}{\sqrt{n} (1 + \frac{a}{b})}$

2222. Autocorrélation des θ_1

L'examen des statistiques de production révèle toujours, sauf lorsque le chantier est nettement sous-saturé, l'existence d'effets de grappe dans la série chronologique des temps de chargement. Cette anomalie systématique est évidemment due au processus de production lui-même et notamment :

- au fonctionnement alternatif de la machine d'abatage lorsqu'il en existe une,
- à une certaine mise en phase des travaux manuels.

Cette autocorrélation est aisément décelable par un test de runs appliqué à la série chronologique des θ_1 , considérée comme dichotomisée par référence à une valeur quelconque, par exemple la médiane. Le nombre de séquences obtenu est largement inférieur à la limite basse explicable par le seul hasard.

TABLEAU II

Exemple de test de runs appliqués à une série chronologique de θ_1 (extrait)
 $M_c = 120$ dmh

θ_1 dmh	+ => M_c -=< M_c	θ_1	+ => M_c -=< M_c	θ_1	+ => M_c -=< M_c		
94	—	131	+	223	+		
66	—	162	+	232	+		
75	—	187	+	4	175	+	
91	—	113	—	5	417	+	
112	—	198	+	238	+		
247	+	169	+	6	405	+	8
199	+	190	—	85	—		
135	+	107	—	7	70	—	
197	+	128	+	78	—		
172	+	123	+	80	—		
102	—	168	+	87	—	9	
119	—	186	+	etc...			
111	—	122	+				

$S_{réel} = 109$
 $m = 150$
 $n = 150$

Le tableau II donne un exemple précis d'application.

$$E(S) = \frac{2 m \cdot n}{m + n} + 1 = 151$$

$$\sigma_S = \sqrt{\frac{2 m n (2 m n - m - n)}{(m+n)^2 (m+n-1)}} = 8,5$$

$$\text{Prob}(S \leq S_{réel}) \approx 0$$

2223. Distribution de probabilité de θ_n

Il résulte de ce qui précède que, pour les chantiers nettement sous-saturés, la loi de chargement est caractérisée par un θ_n gaussien, quel que soit n , avec

$$i_{\theta_n} = \frac{i_{\theta_1}}{\sqrt{n}}$$

tandis que dans le cas habituel des chantiers saturés, des phénomènes d'autocorrélation interdisent de déduire la distribution de θ_n de celle de θ_1 , sous peine d'en sous-estimer la dispersion; une telle erreur peut être grave comme le montre l'exemple du § 226.

D'autre part, on constate qu'au-delà d'une certaine valeur n^* de n , les effets de proximité affectant les $\theta_{n \geq n^*}$ successifs s'effacent totalement et que généralement ce n^* est précisément de l'ordre de grandeur de la capacité d'une rame.

C'est pourquoi on est amené à déterminer expérimentalement et directement $i_{\theta_{n^*}}$, après avoir cherché ce nombre n^* .

Pour $n > n^*$, le produit de composition des écarts des variables indépendantes

$$i_{\theta_n} = i_{\theta_{n^*}} \sqrt{\frac{n^*}{n}}$$

est rigoureusement exact.

Pour $n < n^*$ l'application de la même formule, qui suppose l'absence de toute autocorrélation, est évidemment sévère, mais elle présente l'avantage énorme sur le plan pratique d'autoriser la formulation d'une loi de chargement à l'aide de deux caractéristiques seulement $\bar{\theta}_{n^*}$ et $i_{\theta_{n^*}}$.

Noter par ailleurs que cette méthode, qui conduit à considérer des i_{θ_n} artificiellement élevés lorsque n est petit, est parfaitement fidèle pour la représentation globale du phénomène de chargement.

Pour le traitement des données à effectuer sur la série chronologique des θ_1 , diverses solutions sont possibles :

— ou bien, établir les distributions de θ_{10} , θ_{20} , θ_{30} d'où seront déduites les dispersions ;

— ou bien, en se référant à la théorie du range, rechercher les valeurs minimales de θ_{10} , θ_{20} , θ_{30} ... chacun de ces minima pouvant occuper une position quelconque dans la statistique. On en déduit :

$$\theta_n - \theta_{n_{\min}} = 2,5 \sigma_{\theta_n}$$

$$\text{ou } i_{\theta_n} = \frac{1}{2,5} \left[1 - \frac{\theta_{n_{\min}}}{\bar{\theta}_n} \right]$$

Que l'on adopte l'une ou l'autre solution, il reste à examiner à partir de quelle valeur de n la loi de

composition des écarts des variables indépendantes devient valable.

En fin de compte, on prendra quel que soit n :

$$\bar{\theta}_n = \bar{\theta}_{n^*} \frac{n}{n^*}$$

$$i_{\theta_n} = i_{\theta_{n^*}} \sqrt{\frac{n^*}{n}}$$

Quant à la forme de la distribution, on l'assimilera à une loi de Gauss lorsque $i_{\theta_n} < 0,4$ et à une loi d'Erlang (1) dans le cas contraire, en attribuant aux paramètres de cette distribution les valeurs :

$$\lambda = \frac{1}{\bar{\theta}_n} \text{ et } k = \frac{1}{i_{\theta_n}^2}$$

223. Détermination de ω_t à partir de θ_n

Ici encore, afin de ne pas fausser les données, le traitement sera fait pour n et t pas trop petits.

Soit n_0 une telle valeur de n , pour laquelle on peut admettre θ_{n_0} comme gaussien.

Soit $t_0 \equiv \bar{\theta}_{n_0}$

Au seuil de confiance de 95 %, θ_{n_0} s'établit dans l'intervalle $\bar{\theta}_{n_0} \pm 2 \sigma_{\theta_{n_0}}$, tandis que la capacité correspondante est également comprise, en première approximation dans l'intervalle $\bar{\omega}_{t_0} \mp 2 \sigma_{\omega_{t_0}}$.

Comme, aux limites $\bar{\theta}_{n_0} + \sigma_{\theta_{n_0}}$ et $\bar{\theta}_{n_0} - 2 \sigma_{\theta_{n_0}}$ correspondent les capacités limites $\frac{n_0}{\bar{\theta}_{n_0} + 2 \sigma_{\theta_{n_0}}}$ et

$\frac{n_0}{\bar{\theta}_{n_0} - 2 \sigma_{\theta_{n_0}}}$, on en déduit que

$$4 \sigma_{\omega_{t_0}} = n_0 \left[\frac{1}{\bar{\theta}_{n_0} - 2 \sigma_{\theta_{n_0}}} - \frac{1}{\bar{\theta}_{n_0} + 2 \sigma_{\theta_{n_0}}} \right]$$

En fin de compte, on prendra :

$$\bar{\omega}_{t_0} = \frac{n_0}{\bar{\theta}_{n_0}}$$

$$\sigma_{\omega_{t_0}} = \frac{\sigma_{\theta_{n_0}}}{\bar{\theta}_{n_0}^2 - 4 \sigma_{\theta_{n_0}}^2}$$

(1) Fonction de densité :

$$\frac{\lambda k}{\Gamma(k)} e^{-\lambda k \theta} (\lambda k \theta)^{k-1}$$

224. Recherche directe de ω_t

la procédure exposée sous les §§ 222 et 223 est établie à partir de relevés de durées de chargement.

Un raisonnement analogue peut être repris sur base d'une statistique des ω ,

— soit en construisant les diagrammes de fréquences des ω_t pour différentes valeurs de t ,

— soit en établissant la loi expérimentale donnant les valeurs de $\omega_{t_{\max}}$ et $\bar{\omega}_t$ en fonction de t d'où l'on déduit les i_{ω_t} .

Ici encore, on constate l'existence d'une durée de référence t^* telle que :

pour $t > t^*$ $i_{\omega_t} = i_{\omega_{t^*}} \sqrt{\frac{t^*}{t}}$

pour $t < t^*$ $i_{\omega_t} > i_{\omega_{t^*}} \sqrt{\frac{t^*}{t}}$

On adoptera pour loi :

$$\begin{cases} \bar{\omega}_t = \bar{\omega}_{t^*} \frac{t}{t^*} \\ i_{\omega_t} = i_{\omega_{t^*}} \sqrt{\frac{t^*}{t}} \\ \text{quel que soit } t. \end{cases}$$

Une transformation inverse de celle indiquée au § 223 fournit les θ_n .

225. Loi générale de chargement de tous les chantiers, existants ou à venir, d'un même type

Le traitement statistique des données relatives aux chantiers existants fournit donc, quelle que soit la méthode adoptée, les lois de chargement pour différentes valeurs de la production moyenne horaire $\bar{\omega}_1$, par exemple sous la forme :

$$\bar{\omega}_t^{(j)} = \bar{\omega}_1^{(j)} t$$

$$i_{\omega_t}^{(j)} = \frac{i_{\omega_1}^{(j)}}{\sqrt{t}}$$

$j = 1, 2, 3, \dots =$ index des chantiers existants.

Pour généraliser, il reste à considérer dorénavant $\bar{\omega}_1$ comme la production prévisionnelle par chantier résultant de la planification des travaux et à définir, à partir des couples

$$(\bar{\omega}_1^{(j)}, i_{\omega_1}^{(j)})$$

$j = 1, 2, 3 \dots$

la loi $i_{\omega_1} = f(\bar{\omega}_1)$.

On obtient alors la loi générale :

$$\begin{cases} \omega_t = \bar{\omega}_1 t \\ i_{\omega_t} = \frac{f(\bar{\omega}_1)}{\sqrt{t}} \end{cases}$$

valable pour tous les chantiers du même type, présents ou à venir.

A ce stade, l'organisateur connaît d'avance les distributions de probabilité relatives à tout point de chargement dès que la direction des travaux lui indique la production prévisionnelle $\bar{\omega}_1$.

226. Application A

En vue de programmer le transport, il était nécessaire, dans un charbonnage, de déterminer la loi de chargement sous sa forme la plus générale.

Les chantiers à considérer étant tout de même type, mais de capacités très différentes, l'objectif était d'exprimer cette loi en fonction de $\bar{\omega}_1$.

Comme aucun chronométrage détaillé des points de chargement n'avait jamais été pratiqué, on a relevé, sur de nombreux postes, dans les chantiers X, Y, Z existants, les durées de chargement berline par berline.

Les données relatives à chacun de ces chantiers ont été traitées statistiquement de façon analogue. On trouvera ci-après, sous le § 2261, le cas du chantier X.

La synthèse des résultats, résumée sous le § 2262, a conduit à la loi générale voulue.

2261. Traitement des données pour le point de chargement X

Les relevés ont porté sur 7 postes de chargement.

Les diagrammes de fréquences ont mis en évidence, comme d'habitude, l'allure exponentielle de la distribution des θ_1 (à une constante près) caractérisée par les valeurs suivantes des paramètres :

$a = 20 \text{ dmh}$; $b = 76,5 \text{ dmh}$ et dès lors $i_{\theta_1} = 0,80$ tandis qu'un test de runs donnait pour résultats : $\text{prob}(S \leq S_{\text{réel}}) \approx 0$.

Il aurait donc été erroné de se baser sur i_{θ_1} pour en déduire i_{θ_n} .

Un traitement poste par poste, conforme au § 2223, et pour lequel le tableau III illustre la procédure de détermination de $\theta_{n,\text{min}}$, a fourni les résultats repris sur sur le tableau IV et illustré par la figure 4.

Comme l'indique le tableau V, dont la figure 5 visualise les résultats, on en a déduit les i_{θ_n} expérimentaux que l'on a comparés aux i_{θ_n} théoriques, supposés régis par la loi des variables indépendantes et établis l'un par référence au $i_{\theta_{100}}$ expérimental, l'autre sur base du i_{θ_1} expérimental.

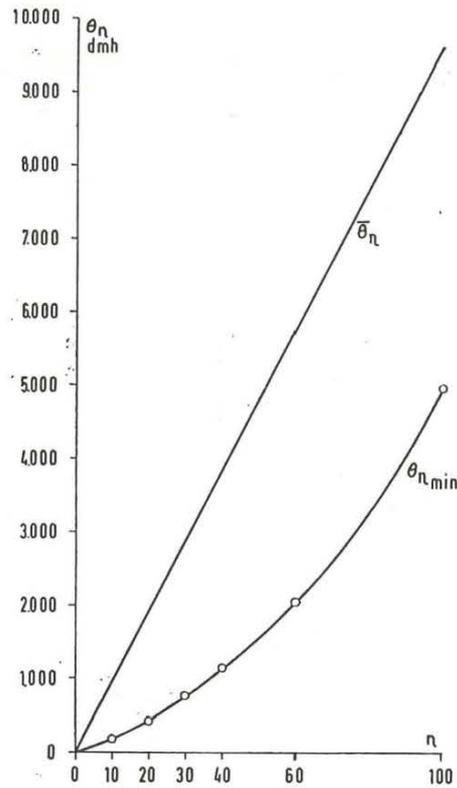


Fig. 4.

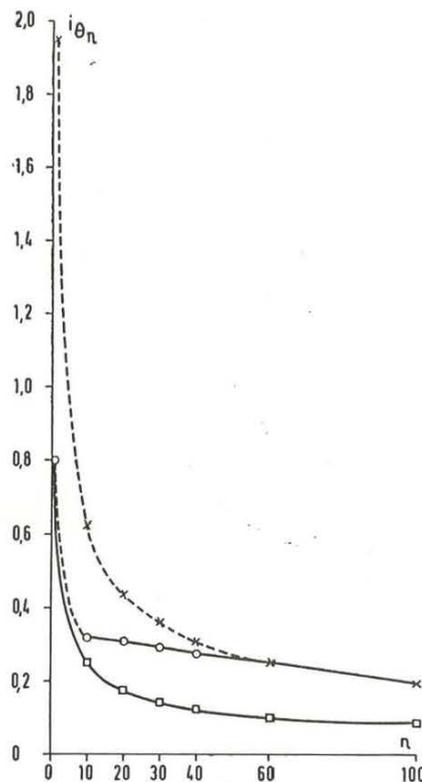


Fig. 5.

On en déduit :

- 1) que $n^* \approx 60$,
- 2) que l'erreur qui aurait été commise en négligeant les effets de grappe aurait été considérable puisque la

TABLEAU III

Détermination des θ_n dans la série chronologique des θ_1 du poste C. (extrait)				
65	15	19	45	32
20	24	189	41	39
24	23	25	36	47
24	30	23	39	171
15	36	19	48	100
25	29	22	29	34 ↓ 40
24	35	25	47	41
30	58	31	46	33
29	78	34	91	53
17	59	39	43	46
41	52	101	37	25 ↓
95	56	151	25	32 30
103	30	206	44	24
94	26	73	39	19
36	48	36	174	21
56	19 ↓ 20	31	113	23
42	19 ↓ 10	37	103	19
25	15	30	96	39
418	21	25	15	15
51	32	34	183	19
62	18	43	227	37
15	15	63	14	23
125	16	132	25	28
20	15	290	100	20
12	19	92	146	21
72	18 ↑ 10	76	28	23
34	23	168	34	27
121	36	132	79	30
54	32	101	108	29
83	35	49	100	20
132	21	49	83	24
100	22	41	151	25
20	20	19	75	21
32	19 20	18	24	29
35	18 ↑	23	30	22
121	71	20	100	21
1101	51	39	162	29
35	49	31	300	49
42	73	80	83	51 30
69	22	81	100	27 ↑
25	51	2137	61	58
23	132	147	52	36
26	41	19	39	29
51	24	49	37	23 40
36	23	63	38	19 ↑
28	310	32	35	83
32	20	58	49	100
35	24	33	32	193
31	58	60	55	30
19	819	69	17	21

TABLEAU IV

Poste	Durée totale de chargement en dmh	Nombre de berlines chargées	$\bar{\theta}_1$	Minimum de θ_n (en dmh)					
				n = 10	n = 20	n = 30	n = 40	n = 60	n = 100
B	58.794	656	89,6	189	603	792	1268	3226	
C	67.288	709	94,9	188	442	792	1164	2125	5402
D	69.410	607	114,3	194	436	765	1521	2034	4948
E	68.042	658	103,4	262	542	822	1461	2989	
F	63.264	674	93,8						5584
G	58.481	695	84,1						5167
H	64.629	661	97,7						
Global	449.908	4.660	96,5	188	436	765	1164	2034	4938

TABLEAU V

n	$\bar{\theta}_n$ dmh	$\theta_{n \min}$ dmh	$\bar{\theta}_n - \theta_{n \min}$ dmh	$\sigma_{\theta_n}^{(exp)} = \frac{\bar{\theta}_n - \theta_{n \min}}{\theta_n} \cdot 2,5$ dmh	$i_{\theta_n}^{(exp)} = \frac{\sigma_{\theta_n}^{(exp)}}{\theta_n}$
1	96,5				0,80
10	965	188	777	311	0,322
20	1930	436	1494	598	0,310
30	2895	765	2130	852	0,294
40	3860	1164	2696	1078	0,279
60	5790	2034	3756	1502	0,259
100	9650	4948	4702	1881	0,195

n	$i_{\theta_n}^{(exp)}$	$i_{\theta_n}^{(théor. 100)}$	$i_{\theta_n}^{(théor. 1)}$
1	0,80	1,95	0,80
10	0,322	0,62	0,252
20	0,310	0,435	0,178
30	0,294	0,355	0,146
40	0,279	0,310	0,127
60	0,259	0,252	0,103
100	0,195	0,195	0,080

$\sigma_{\theta_n}^{(exp)} = \sigma_{\theta_n}$ expérimental

$i_{\theta_n}^{(exp)} = i_{\theta_n}$ expérimental

$i_{\theta_n}^{(théor. 100)} = i_{\theta_n}$ théorique correspondant à $i_{\theta_n}^{(exp)}$ pour $n = 100$ et régi par la loi $i_{\theta_n} = i_{\theta_{100}} \sqrt{\frac{100}{n}}$

$i_{\theta_n}^{(théor. 1)} = i_{\theta_n}$ théorique correspondant à $i_{\theta_n}^{(exp)}$ pour $n = 1$ et régi par la loi $i_{\theta_n} = i_{\theta_1} \sqrt{\frac{1}{n}}$

dispersion du temps de chargement d'une rame de 60 berlines, par exemple, aurait été évaluée à 10,3 % seulement au lieu de 25,9 %.

En fin de compte, on a adopté pour θ_n les caractéristiques suivantes :

$$\bar{\theta}_n = n \ 96,5 \quad (\text{dmh})$$

$$i_{\theta_n} = 0,195 \sqrt{\frac{100}{n}}$$

2262. Loi générale

Pour les autres chantiers existants, avec des productions $\bar{\omega}_1$ comprises entre 40 et 150 berlines par heure, un traitement de données de même nature a montré que l'expression de i_{θ_n} était indépendante de $\bar{\omega}_1$.

Dès lors, la loi générale des θ_n prend la forme

$$\bar{\theta}_n = \frac{n}{\bar{\omega}_1} \quad (\text{en heures})$$

$$i_{\theta_n} = 0,195 \sqrt{\frac{100}{n}}$$

L'expression de i_{ω_1} en fonction de $\bar{\omega}_1$ s'obtient en écrivant :

$$\bar{\theta}_{\omega_1} = 1$$

$$i_{\theta_{\omega_1}} = \sigma_{\theta_{\omega_1}} = 0,195 \sqrt{\frac{100}{\bar{\omega}_1}} = \frac{1,95}{\sqrt{\bar{\omega}_1}}$$

Au seuil de confiance de 95 %, on obtient

$$\theta_{\omega_1 \min} = 1 - 2 \frac{1,95}{\sqrt{\bar{\omega}_1}} \text{ auquel correspond}$$

$$\omega_{1 \max} = \frac{\bar{\omega}_1}{1 - \frac{3,9}{\sqrt{\bar{\omega}_1}}}$$

$$\theta_{\omega_1 \max} = 1 + 2 \frac{1,95}{\sqrt{\bar{\omega}_1}} \text{ auquel correspond}$$

$$\omega_{1 \min} = \frac{\bar{\omega}_1}{1 + \frac{3,9}{\sqrt{\bar{\omega}_1}}}$$

et dès lors $4 \sigma_{\omega_1} = \bar{\omega}_1 \left[\frac{1}{1 - \frac{3,9}{\sqrt{\bar{\omega}_1}}} - \frac{1}{1 + \frac{3,9}{\sqrt{\bar{\omega}_1}}} \right]$

ou $i_{\omega_1} = \frac{1,95 \sqrt{\bar{\omega}_1}}{\bar{\omega}_1 - 15,2}$

et la loi des ω_t s'exprime par

$$\omega_t = t \bar{\omega}_1, \text{ t étant exprimé en heures}$$

$$i_{\omega_t} = \frac{1,95 \sqrt{\bar{\omega}_1}}{(\bar{\omega}_1 - 15,2) \sqrt{t}}$$

227. Application B

Une application faite dans une autre mine fournit une illustration du § 224.

On donnera seulement ici les résultats du traitement des données. Le tableau VI et le diagramme de la figure 6, dans lesquels

$$p_t = \frac{\bar{\omega}_t + 2,5 \sigma_{\omega_t}}{\bar{\omega}_t}$$

TABLEAU VI

Soit p le rapport entre la production de pointe et la production moyenne.

Pour le calcul de p théorique, on pose :

$$1 + 2,5 i_{\omega_1} = 1,34$$

durée t de référence, en heures	p expérimental	p théorique $\frac{\bar{\omega}_t + 2,5 \sigma_{\omega_t}}{\bar{\omega}_t} = \frac{\sqrt{t}}{\sqrt{4}}$
1/4	2,08	2,36
1	1,70	1,680
2	1,48	1,477
3	1,39	1,397
4	1,34	1,340

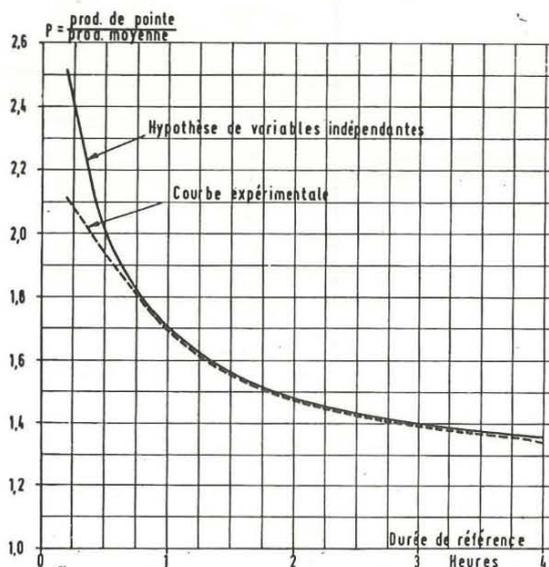


Fig. 6.

avec t = durée pour laquelle on établit la statistique de p_t et σ_{ω_t} , montrent la concordance parfaite des lois expérimentale et théorique à condition que le temps de référence soit supérieur à $\frac{1}{2} \dots \frac{3}{4}$ heure.

La relation $p =$ fonction (t) ne fait que traduire sous une autre forme et confirmer le phénomène observé dans l'application A, qui a été exprimé par la relation $i_{\theta_n} =$ fonction (n).

Les figures 5 et 6 sont équivalentes. La première donne une analyse de détail, tandis que la seconde confirme les résultats pour des durées de référence plus importantes.

228. Conclusions

Il est possible d'exprimer la loi de chargement de tous les chantiers d'un même type à l'aide d'un seul paramètre : la production prévisionnelle horaire ω_1 .

Cette loi s'exprime par deux distributions de probabilités : celles de θ_n et de ω_1 .

Il existe une autocorrélation dans la série chronologique des θ_n et des ω_1 , mais il est pratique de l'éliminer de la formulation à condition de choisir en conséquence les indices de dispersion i_{θ_n} et i_{ω_1} .

Si n ou t ne sont pas trop petits, les distributions de θ_n et de ω_1 peuvent être assimilées à des variables normales. Dans le cas contraire, elles sont du type Erlang-k, à une constante près.

Pour établir la loi générale, on peut en principe se baser, soit sur des relevés de durées de chargement, soit sur des relevés de capacités.

Une analyse fine des durées de chargement est évidemment la méthode de traitement de données qui prend en compte le maximum d'informations. Cette procédure s'indique lors de la première application dans une mine. Mais lorsque le phénomène a été analysé jusqu'au bout, il suffit souvent, pour extrapoler les conclusions, d'établir la statistique des ω_1 ; en effet, pour beaucoup d'applications, l'intervention de l'aléatoire est caractérisée par la liaison fonctionnelle $i_{\omega_1} = f(\omega_1)$.

23. Lois des durées de parcours

231. Durées de parcours des rames

2311. Principe

Les durées de parcours d'une rame d'un point à l'autre de la mine, notamment de l'envoyage à un point de chargement, manœuvres exclues, dépend :

- 1) de la distance de parcours,
- 2) du nombre d'arrêts et des attentes éventuelles,
- 3) du type de locotracteur,
- 4) de son état d'entretien,

- 5) du machiniste,
- 6) du type de rame (berlines pleines, vides, de personnel...),
- 7) du nombre de berlines tractées,
- 8) de l'état des galeries parcourues (pente, raillage...).

Ces caractéristiques ne sont pas toutes de même nature.

Certaines d'entre elles, comme la distance de parcours, sont bien connues à l'avance et aisément mesurables.

D'autres dépendent de l'organisation elle-même. C'est le cas des temps perdus en cours de route pour laisser le passage à d'autres rames. Il convient donc de les écarter de la statistique puisque le modèle d'organisation à concevoir introduit ses contraintes propres.

Enfin, il en est dont les effets doivent être carrément reportés sur le compte du hasard car, si on prétendait en préciser l'influence spécifique, le modèle d'organisation qui en résulterait deviendrait contraignant et surtout éphémère. Par exemple, s'il est bien certain que l'état d'entretien d'un locotracteur influe sur sa vitesse, il serait ridicule d'établir une statistique particulière pour les diverses locos d'un même type; en effet, sans parler de la complication qui serait introduite, on se baserait alors sur des données dont la précision deviendrait totalement désuète et illusoire après peu de temps.

Il vaut donc mieux, en ce qui concerne certaines des caractéristiques susmentionnées, établir une statistique globale sachant bien qu'une partie de la dispersion leur est imputable, mais au moins les lois restent valables à long terme.

Cette conclusion vaut aussi pour les caractéristiques incontrôlables, comme l'aptitude des machinistes.

Le traitement des données consiste donc à établir les corrélations existant entre les durées de parcours (durées d'attente exclues) et un certain nombre de variables. Compte tenu de ce qui précède, celles-ci sont généralement :

- a) Des variables discontinues : type de locotracteur, type de rame. Il est nécessaire d'établir une loi statistique pour chaque type.
- b) Des variables continues ou assimilables : la distance d de parcours et le nombre N de berlines tractées.

Le § 2312 envisagera uniquement la formulation de la liaison stochastique entre δ et d . Il n'a pas encore été possible en effet d'y introduire la variable N , car le coefficient de corrélation r_{δ_N} s'est toujours jusqu'à présent avéré non significatif compte tenu des faibles variations de N enregistrées dans les relevés de situations existantes.

2312. Formulation

En mesurant par chronométrage les durées de parcours comptées depuis l'instant de démarrage jusqu'à l'instant de l'arrêt qui lui fait suite, et en y associant

les caractéristiques des parcours faisant l'objet des relevés, on obtient une statistique comportant, pour un modèle donné de locotracteur et pour chaque type de rame, un ensemble de couples δ_i, d_i .

La ligne de régression est nécessairement une droite dont le coefficient angulaire traduit la vitesse moyenne de translation. L'équation de cette droite de régression peut être obtenue :

— soit en calculant le coefficient r_{δ_1} , par la méthode de Kelley par exemple, puis en exprimant que $r = b_{\delta_d} \frac{\sigma_d}{\sigma_\delta}$ avec b_{δ_d} = coefficient angulaire, tout en considérant que cette droite passe par le point de coordonnées $\bar{\delta} = \sum_i \bar{\delta}_i, d = \sum_i d_i$

— soit graphiquement et d'une façon approchée, au moyen d'un calcul des moyennes mobiles.

Le caractère stochastique de la liaison $\delta-d$ est évalué par la variance partielle des δ qui peut être :

— soit calculée suivant l'expression

$$V_{\delta_{part}} = \frac{1}{N} \sum_k \sum_L n_{kL} (\delta_{kL} - \bar{\delta}_k)^2$$

dans laquelle

k = indice de classe des δ

L = indice de classe des d

n_{kL} = nombre de relevés appartenant à la fois à la classe k des δ et à la classe L des d

$$N = \sum_k \sum_L n_{kL}$$

— soit mesurée graphiquement par le tracé des enveloppes du nuage de points expérimentaux. Elles déterminent, pour une valeur donnée quelconque de d , un range égal à 4,5 ou 6 fois l'écart-type suivant le nombre de mesures.

La figure 7 donne, à titre d'exemple, les résultats d'une statistique faite sur les durées de trajet de rames pleines en bouveaux, d'environ 60 berlines de 2.000 litres, tirées par locotracteurs Diesel de 90 cv. L'ordonnée à l'origine correspond au retard imputable aux phases de démarrage et d'arrêt. La distribution des valeurs, pour une distance donnée, n'est que légèrement asymétrique; ainsi, la distribution de temps de parcours complets, qui comportent normalement plusieurs trajets et manœuvres, est-elle très voisine d'une loi normale et l'hypothèse de normalité des δ est licite.

TABLEAU VII

Normes de durées de parcours

$\delta_d = m + nd + x(p + qd)$ avec δ exprimé en ch et valable pour la distance d
 d exprimé en mètres
 m et p exprimés en ch
 n et q exprimés en ch par mètre
 x = variable réduite de Gauss.

		$\bar{N}^{(1)}$	$C^{(1)}$	m	n	p	q
Trolley Mine A	rame pleine			5	$8,4 \cdot 10^{-3}$	1	$4 \cdot 10^{-4}$
	rame vide			4	7,9	1	4
	loco seule			0	6,1	0,5	2
Accumulateurs Mine B	rame pleine			2	11,3	1	8
	rame vide			2	13,3	1	8
	loco seule			0	9,0	0,5	8
Diesel 90 CV Mine C	rame pleine	60	2000	4	10,0	1,3	6
	rame vide	60	2000	4	11,1	1,3	6
	loco seule			0	10,0	0,7	6
Diesel 30 CV Mine D	rame pleine	60	630	2,6	$13,7 \cdot 10^{-3}$	0,54	5,6
	rame vide	60	630	0,6	14,5	0,20	$57 \cdot 10^{-4}$ pour $d < 290$
						0,725	0 pour $d > 290$

(1) N dimension des rames en berlines.
 C capacité des berlines en litres.

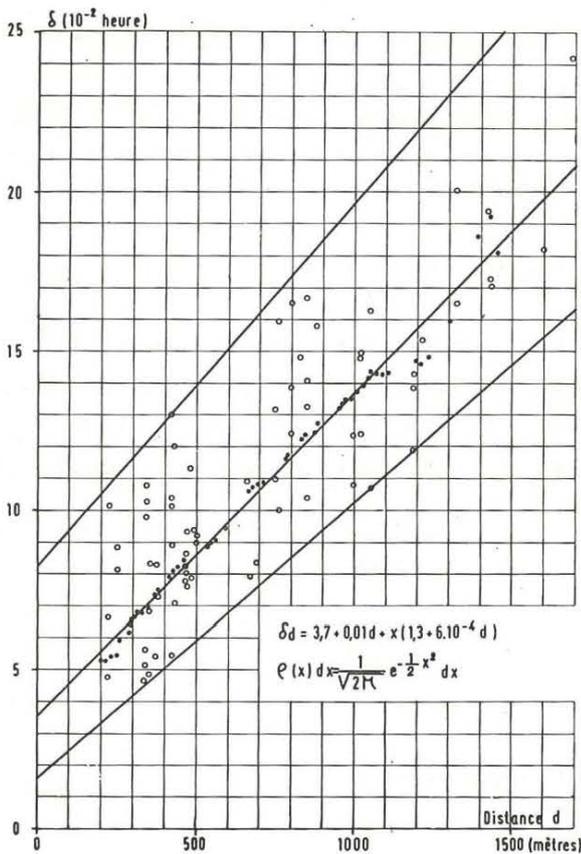


Fig. 7.

On constate que $\sigma_{\delta_{part}}$ varie un peu en fonction de la distance ; en théorie, cette variation dépend de \sqrt{d} mais, en raison de sa faible ampleur, une approximation linéaire s'avère largement suffisante dans la zone utile des diagrammes.

Sur le tableau VII sont repris, à titre documentaire, les valeurs expérimentales des paramètres intervenant dans l'expression de δ , pour différents types d'équipements.

322. Manœuvres

Les normes de durée τ de manœuvres s'obtiennent par une étude statistique simple.

Ordres de grandeur des durées τ_c au chantier

$\tau_c = 8$ à 16 ch suivant la disposition

$i_{\tau_c} =$ environ 15%

24. Loi de l'extraction

Comme pour les points de chargement, il est nécessaire d'exprimer les lois des circuits E, J et éventuellement EJ, définis au § 12, sous une forme double, c'est-à-dire par :

— une variable θ_n donnant la durée d'extraction de n cages (ou de n berlines)

— et une variable ω_t représentant l'extraction, exprimée en cages ou en berlines, réalisable pendant un temps t .

L'établissement de la statistique ne présente aucune difficulté spéciale.

Dans les sièges modernes, la dispersion des valeurs est faible et elles se répartissent suivant une loi très proche de la normale. C'est ainsi que la dispersion de la capacité horaire est habituellement comprise entre 8% (manœuvres manuelles — cas défavorable) et $0,5\%$ (skips).

Pour les sièges vétustes où les incidents plus ou moins graves sont fréquents, les distributions de θ_n et ω_t sont nettement asymétriques, la loi de Gauss n'est plus valable pour représenter le phénomène global et il convient parfois d'établir jusqu'à trois distributions élémentaires :

- une binomiale ou une poissonnienne relative à la probabilité de survenance d'un incident,
- une normale donnant la durée d'extraction sans incident,
- la distribution particulière de la durée d'un incident.

Considéré comme une station de service d'un processus d'attente, le système d'extraction se caractérise donc :

- à la limite par un service constant (i négligeable),
- en général par un service gaussien,
- quelquefois par une distribution composite de la durée de service.

3. ORGANISATION DU TRANSPORT PAR DISPATCHING

31. Principe des critères de décision

331. Instant de la décision

Comme toute décision de dispatching est prise en avenir aléatoire, on réduit au minimum l'influence de cet aléatoire sur les résultats en retardant autant que possible l'instant où cette décision est prise.

312. Analogie avec les modèles de stocks

La programmation du dispatching des locos, quel qu'en soit le type, P ou T, exige la connaissance de critères réglant le départ des locos de l'envoyage.

Pour chaque point de chargement et au point de vue de sa desserte, l'objectif est que la prochaine rame vide parvienne avant que la réserve de vides présents au chantier ne soit épuisée. Un tel problème est de la même nature qu'une gestion de stocks, puisqu'on peut établir les analogies suivantes, pour un point de chargement quelconque :

- chargement = consommation
- v vides au point de chargement = stock réel

- rame i de N_{v_i} en circulation à destination du point de chargement = commande en cours
- $v + \sum_i N_{v_i} = v^{po} =$ stock potentiel
- durée δ_{AL} de parcours depuis l'envoyage jusqu'au point de chargement, manœuvre en ce point comprise = délai
- manque à vides au point de chargement = rupture de stock.

Cette analogie ne doit pas étonner, car on sait qu'il existe aussi sur le plan théorique un parallélisme entre les modèles d'attente et de stocks, que l'on peut d'ailleurs mettre en évidence et exploiter par un véritable dictionnaire d'équivalence.

Le problème du dispatching au départ de l'envoyage peut ainsi être traité comme un modèle de stock et comme, bien entendu, les coûts de lancement, de stockage et de rupture ne sont pas évaluables au sein d'une fonction économique, le critère pratique de prise de décision sera basé sur la probabilité de rupture de stock, c'est-à-dire sur la réserve potentielle minimum v_{mi}^{po} pour une probabilité donnée de rupture (§ 32).

Remarque

Il se peut aussi que l'on ait une contrainte sur le nombre p de pleins présents au chantier, à savoir $p \leq p_{max}$ avec arrêt du chargement lorsque $p = p_{max}$. Cette servitude ne concerne que des points de chargement mal conçus et, comme au niveau du modèle, elle n'introduit aucune idée neuve par rapport au raisonnement tenu sur le nombre de vides, il n'en sera plus question dans la suite.

313. Analogie avec les modèles d'ordonnancement

L'approche exposée au paragraphe précédent fait implicitement l'hypothèse que les chantiers puissent être considérés isolément, auquel cas le raisonnement permet de savoir, en temps réel, quand une rame de vides doit être expédiée.

Mais il faut tenir compte en outre des interférences existant entre les dessertes des différents chantiers.

Le cas le plus clair d'interférence se rapporte à la circulation des rames sur des tronçons communs; dans les réseaux étoilés pourvus partout de doubles voies, cette gêne apparaît uniquement aux croisements, tandis qu'avec des schémas plus complexes ou de moins bons équipements, des tronçons entiers sont bloqués quand une rame les parcourt.

L'expédition des rames ne peut alors se faire aux instants limites déterminés sur base des v_{mi}^{po} , mais un ordonnancement des départs à l'intérieur de ces limites est nécessaire, par un calcul de marges (§ 33).

32. Détermination de v_{mi}^{po}

Remarque liminaire : le calcul de la probabilité d'arrêt de chargement avant l'arrivée au chantier de la prochaine rame qui partira de l'envoyage vers ce chantier est évidemment fonction de v^{po} et non de v .

321. Détermination de δ_{AL}

Les caractéristiques $\bar{\delta}_{AL}$ et $\sigma_{\delta_{AL}}$ du trajet aller sont déterminées une fois pour toutes à partir des lois de parcours et de manœuvres, et du plan de la mine.

- Soit δ_{vd} la durée du parcours puits-chantier de longueur d
- τ_A la durée des manœuvres au point de chargement.

$$\bar{\delta}_{AL} = \bar{\delta}_{vd} + \bar{\tau}_A$$

$$\sigma_{\delta_{AL}} = \sqrt{\sigma_{\delta_{vd}}^2 + \sigma_{\tau_A}^2}$$

La distribution de δ_{AL} peut être considérée comme gaussienne.

322. Formulation de v_{mi}^{po}

Pour la simplicité d'écriture, nous conviendrons pour ce paragraphe de symboliser δ_{AL} par Δ , de densité $\rho(\Delta)$ avec $\Delta_{min} \leq \Delta$.

- Soit $\varphi_t(\omega)$ la fonction de densité de ω_0 avec $0 \leq \omega_t$
- ω_Δ la production durant la durée aléatoire Δ
- $\psi(\omega)$ la fonction de densité de ω_Δ avec $0 \leq \omega_\Delta$

On a

$$\psi(\omega) d\omega = \text{prob}(\omega \leq \omega_\Delta < \omega + d\omega) = \int_{\Delta=\Delta_{min}}^{\infty} \rho(\Delta) \varphi_{t=\Delta}(\omega) d\Delta d\omega \quad (1)$$

$$\text{et prob}(\omega_\Delta < v^{po}) = \int_{v^{po}}^{\infty} \psi(\omega) d\omega$$

$$= \int_{v^{po}}^{\infty} \int_{\Delta=\Delta_{min}}^{\infty} \rho(\Delta) \varphi_{t=\Delta}(\omega) d\Delta d\omega$$

Soit α la probabilité d'arrêt de chargement qui caractérisera l'efficacité du transport.

L'instant d'envoi d'une rame de l'envoyage sera tel que v^{po} atteigne son minimum v_{mi}^{po} défini par

$$\int_{v_{mi}^{po}}^{\infty} \int_{\Delta=\Delta_{min}}^{\infty} \rho(\Delta) \varphi_{t=\Delta}(\omega) d\Delta d\omega = \alpha$$

Comme $\varphi_t(\omega)$ et $\rho(\Delta)$ sont connus en fonction de $\bar{\omega}_1$ et de d , il est possible de déterminer une fois pour toutes le seuil ν_{mi}^{po} en fonction de ces caractéristiques.

Tel est le problème.

Il peut être résolu de différentes manières.

3221. 1ère solution.

Résoudre l'équation implicite ci-dessus par calcul numérique.

$$P_k(\Delta) = \frac{2}{\bar{\omega}_1(B-A)^2} \left\{ e^{-\bar{\omega}_1 A} \left[\begin{matrix} B \\ - \end{matrix} \right] - e^{-\bar{\omega}_1 B} \left[\begin{matrix} B \\ - \end{matrix} \right] \right.$$

$$P_k(t) = \frac{(\bar{\omega}_1 t)^k e^{-\bar{\omega}_1 t}}{k!} \quad \text{avec}$$

$P_k(t)$ = probabilité de charger k berlines en un temps t .

$$\text{et } \rho(\Delta) d\Delta = \frac{2(B-\Delta)}{(B-A)^2} d\Delta \quad \text{avec } A \leq \Delta \leq B$$

A et B constants

En posant : $P_k(\Delta) = \text{prob.}(\omega_\Delta = k)$
 $A \leq \Delta \leq B$

On obtient :

$$\left[\sum_{n=0}^{n=k} \frac{(\omega_1 A)^n}{n!} - \frac{k+1}{\bar{\omega}_1} \sum_{n=0}^{n=k+1} \frac{(\omega_1 A)^n}{n!} \right] - \left[\sum_{n=0}^{n=k} \frac{(\omega_1 B)^n}{n!} - \frac{k+1}{\bar{\omega}_1} \sum_{n=0}^{n=k+1} \frac{(\omega_1 B)^n}{n!} \right]$$

L'expression $\sum_{k=0}^{k^*} P_k(\Delta)$, analogue à $\int_0^{\omega=k^*} \psi(\omega) d\omega$

peut aisément être calculée sur ordinateur en donnant à A et B certaines valeurs et en paramétrant $\bar{\omega}_1$. Dans la pratique, on prend A et B tels que la variance de la distribution triangulaire $\rho(\Delta)$ soit égale à la variance réelle de Δ .

Le résultat s'exprime sous forme de distributions cumulées de probabilités, comme l'indique la figure 6 établie pour $E(\Delta) = 0,36$ h. et $B = 1,6$ A.

Ces distributions permettent de déterminer σ_{ω_Δ} .

Le rapport $\frac{\sigma_{\omega_\Delta}}{\sigma_{\omega_1} \sqrt{\bar{\Delta}}}$ n'est autre que le coefficient k

Ci-dessous un calcul pratique établi pour $\bar{\omega}_1 = 80$. Il s'appuie sur les remarques suivantes

- 1) $\sigma_{\omega_1} = \sqrt{\bar{\omega}_1}$
- 2) $E(\Delta) = \bar{\Delta} = \int_A^B \Delta \frac{2(B-\Delta)}{(B-A)^2} d\Delta = \frac{\bar{B} + 2A}{3}$
- 3) $\bar{\omega}_\Delta = \bar{\omega}_1 E(\Delta)$
- 4) σ_{ω_Δ} s'obtient à partir de la figure 6 (pour $E(\Delta) = 0,36$) et de diagrammes analogues établis pour $E(\Delta) = 0,24$ et $E(\Delta) = 0,12$. Ce qui nous intéresse en fin de compte pour le calcul de ν_{mi}^{po} , c'est la valeur maximum ω_Δ , à un seuil de confiance donné. En tablant par exemple sur la valeur $\omega_\Delta(0,975)$ de la production ayant une probabilité de 2,5 % de chance d'être dépassée, on définit $\sigma_{\omega_\Delta}^{(a)}$ par

l'expression

$$\sigma_{\omega_\Delta}^{(a)} = \frac{1}{2} (\omega_\Delta^{(0,975)} - \bar{\omega}_\Delta)$$

3222. 2ème solution (approchée). En termes de gestion de stocks, cette solution vise à convertir le modèle à délai Δ variable auquel on a affaire en modèle à délai

constant $\bar{\Delta}$ par une majoration artificielle de la dispersion de la consommation. Cette solution s'appuie sur le fait, vérifié ci-après, que, même si ω_t et Δ sont nettement asymétriques, ω_Δ est assimilable à une loi de Gauss de moyenne $\bar{\omega}_\Delta = \bar{\Delta} \bar{\omega}_1$ et dont l'écart-type σ_{ω_Δ} est égal à la valeur qu'il prendrait si Δ était constant, c'est-à-dire $\sigma_{\omega_1} \sqrt{\bar{\Delta}}$, multipliée par un facteur k plus grand

que l'unité et fonction de $\bar{\Delta}$ et i_Δ .

En résumé, on écrira

$$\int_{\nu_{mi}^{po}}^{\infty} \psi_a(\omega) d\omega = \alpha$$

$$\text{et } \psi_a(\omega) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_{\omega_\Delta}^{(a)}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{\omega - \omega_\Delta^{(a)}}{\sigma_{\omega_\Delta}^{(a)}} \right)^2}$$

avec $\omega_\Delta^{(a)} = \bar{\Delta} \bar{\omega}_1$

$$\sigma_{\omega_\Delta}^{(a)} = k \sigma_{\omega_1} \sqrt{\bar{\Delta}}$$

$$k > 1$$

$\psi_a(\omega)$, $\bar{\omega}_\Delta^{(a)}$ et $\sigma_{\omega_\Delta}^{(a)}$ sont des expressions approchées de

$\psi(\omega)$, $\bar{\omega}_\Delta$ et $\sigma_{\omega_\Delta}^\omega$.

Détermination du coefficient k

Attribuons à ω_t et Δ respectivement une distribution poissonnienne et une distribution triangulaire, d'expressions :

TABLEAU VIII

$\bar{\omega}_1$	σ_{ω_1}	A	B	E(Δ)	$\bar{\omega}_\Delta$	$\omega_\Delta(0,975)$	$\sigma_{\omega_\Delta}^{(n)}$	$\sqrt{\bar{\Delta}}$	$\sigma_{\omega_1} \sqrt{\bar{\Delta}}$	k
80	8,9	0,1	0,16	0,12	9,6	16,2	3,3	0,35	3,11	1,06
80	8,9	0,2	0,32	0,24	19,2	29,0	4,9	0,49	4,36	1,12
80	8,9	0,3	0,48	0,36	28,8	41,6	6,4	0,60	5,34	1,20

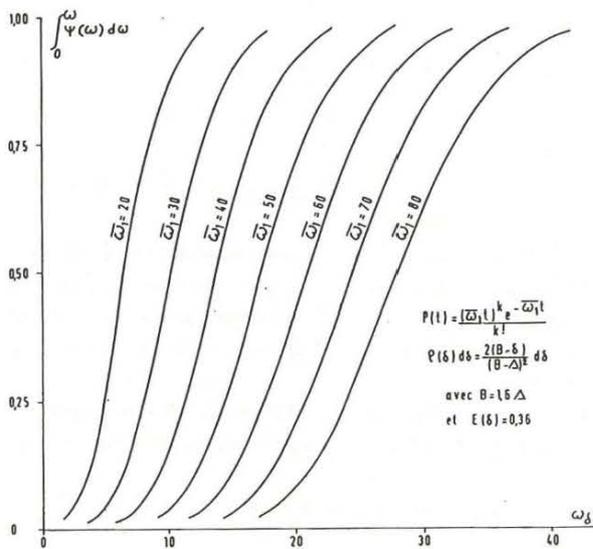


Fig. 8.

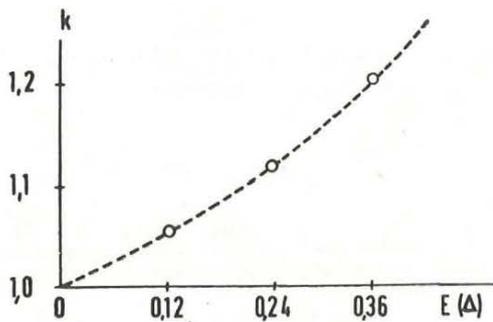


Fig. 9.

$$k \approx 1 + 0,45 E(\Delta) + 0,31 [E(\Delta)]^2$$

3223. 3^{ème} solution (approximative)

La conception et la mise en marche d'un modèle industriel n'exigent pas la précision recherchée par les solutions qui précèdent et qui se justifient seulement lors de la phase de parachèvement d'une organisation déjà en place.

Une première approximation de v_{mi}^{po} est donnée par: $(\omega_t + 2 \sigma_{\omega_t})$, expression dans laquelle on attribue à t

la valeur $\delta_{AL} + 2 \sigma_{\delta_{AL}}$. Cette méthode donne évidemment une très grande sécurité.

323. Abaque de v_{mi}^{po}

Quel que soit le mode de calcul choisi, il est rigoureusement indispensable, pour que l'organisation du dispatching puisse s'adapter instantanément à toute modification du programme d'exploitation, de déterminer une fois pour toutes un abaque de v_{mi}^{po} .

Les variables indépendantes sont :

- $\bar{\omega}_1$ production prévisionnelle horaire par point de chargement
- d distance puits-point de chargement.

En effet, toutes les variables intermédiaires $\delta_{AL}, \sigma_{\delta_{AL}}$ s'expriment en fonction de ces deux paramètres de base.

Exemple

Dans cet exemple vécu, la loi de chargement valable pour tous les chantiers s'exprime par les relations :

$$\theta_n = \frac{100 n}{\bar{\omega}_1} \left(1 + x \frac{1,77}{\sqrt{n}} \right)$$

$$\text{et } \omega_t = \frac{\bar{\omega}_1 t}{100} + 0,26 x \sqrt{\bar{\omega}_1 t}$$

avec θ et t exprimés en ch
 $\bar{\omega}_1$ en berlines par heure
 x = var. réd. de Gauss

On notera que $i = \frac{2,6}{\omega_1 \sqrt{\bar{\omega}_1}}$

La prédétermination des v_{mi}^{po} est faite conformément au § 3223, mais pour la rendre indépendante du type de locotracteur, on considère comme variable indépendante $\delta_{AL \max}$ plutôt que d .

Posons $\delta_{AL \max} \equiv D$

$$v_{mi}^{po} = \frac{\omega_1 D}{100} + 0,52 \sqrt{\omega_1} D \text{ au seuil de confiance de } 97,5 \%$$

La figure 10 traduit les résultats dans un diagramme (ω_1, D).

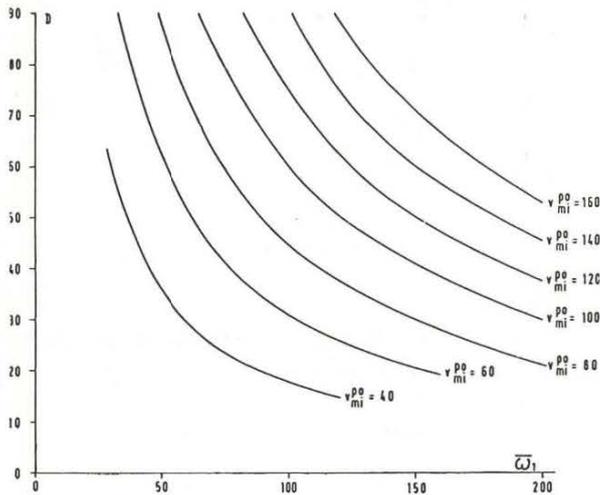


Fig. 10.

33. Détermination des marges m_1 au premier cycle par point de chargement

Nous appellerons marge m_1 , à l'instant t pour un point de chargement, le délai disponible pour l'expédition d'une rame vide de l'envoyage vers ce point de chargement en sorte que la rame y parvienne avant épuisement de la réserve de vides, à un seuil de confiance donné.

Cette nouvelle notion inclut implicitement celle de v_{mi}^{po} puisque v_{mi}^{po} n'est autre que le v_{mi}^{po} correspondant à $m_1 = 0$.

Mais par définition et contrairement à v_{mi}^{po} , une marge est une caractéristique en temps réel.

331. Utilisation des marges

3311. Dans le cas de réseaux où il n'y a pas lieu de craindre que les rames vides soient retardées en cours de route parce que certains tronçons seraient bloqués par d'autres rames, le départ des locotracteurs est réglé sur base du v_{mi}^{po} . Néanmoins, de telles organisations nécessitent la prise en considération des marges dans les deux cas suivants.

1er cas : lorsqu'il existe une probabilité non négligeable de manque de locotracteur disponible à l'envoyage.

En effet, si deux points d'ordre, ou éventuellement plus, successifs n'ont pu être honorés, le critère réglant l'affectation de la première locomotive disponible et visant à minimiser l'espérance mathématique de la perte de production doit être le suivant : rendre prioritaire le point de chargement pour lequel la marge négative à l'instant où de locotracteur est prêt, est la plus grande en valeur absolue.

Comme il est exceptionnel que cette probabilité de carence des locotracteurs soit systématiquement négligeable, pratiquement toutes les organisations par dispatching sont basées à la fois sur des critères v_{mi}^{po} et m_1 .

2ème cas : lorsque l'information sur les réserves réelles de vides aux points de chargement parvient au dispatcher de façon discontinue et à intervalles de temps fixes. Le dispatcher doit alors, à chaque réception d'information, déterminer les marges pour programmer les départs des locotracteurs dans l'intervalle suivant.

3312. La notion de marge est en outre indispensable lorsqu'il est nécessaire de tenir compte de l'encombrement du réseau. C'est par la consommation partielle ou totale des marges positives qu'un planning de circulation des rames peut être établi.

332. Procédures de détermination des marges

L'utilisation des marges en temps réel n'est possible que si leur calcul est prédéterminé pour chaque chantier en fonction de v_{mi}^{po} .

La figure 11 schématise la procédure dans le cas général.

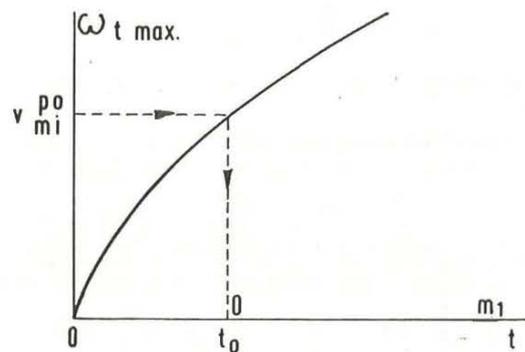


Fig. 11.

Seuil de confiance α .

Elle consiste à établir, à un seuil de confiance donné, et par chantier

- la relation $\omega t_{\max} = f(t)$
- la valeur t_0 telle que $v_{mi}^{po} = f(t_0)$
- la marge m_1 telle que $\omega t_{\max} = f(t_0 + m_1)$

Lorsque le v_{mi}^{po} est déterminé suivant la méthode du § 3223, le t_0 n'est autre que D et dès lors la prédétermination des marges peut être faite

— soit en considérant la relation $\omega_{t \max} = f(D + m_1)$
(cfr. fig. 12)

— soit en établissant la relation $\theta_{\min} = g(v^{p0})$ et
en adoptant $m_1 = \theta_{\min} - D$ (cfr. fig. 13).

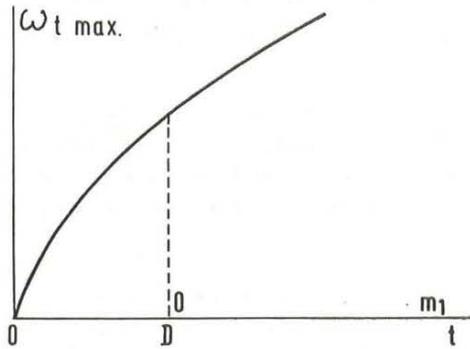


Fig. 12.

Seuil de confiance α .

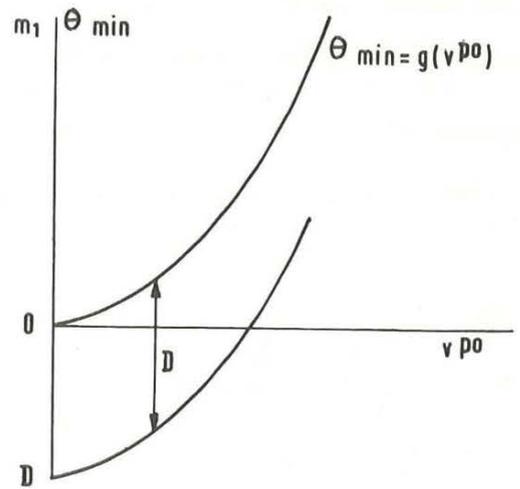


Fig. 13.

Seuil de confiance α .

Remarque : L'ensemble des relations conduisant à la prédétermination des marges peut être mis sous forme d'un abaque à points alignés.

Exemple :

En reprenant les données numériques de l'exemple du § 323, au seuil de confiance de 97,5 %, θ_{\min} s'exprime par la relation

$$\theta_{\min} = \frac{100 v^{p0}}{\omega_1} \left(1 + \frac{3,54}{\sqrt{v^{p0}}} \right)$$

TABLEAU IX

v^{p0}	0	20	40	60	80	100	120	140	160
θ_{\min}	0	4	18	33	48	65	81	98	115
$m_1 = \theta_{\min} - 35$	- 35	- 31	- 17	- 2	13	30	46	63	80

TABLEAU X

X	$m_i > 0$ quel que soit i ?	oui	X_1
		non; soit $m_j = \min (m_i)$	X_2
Y	$L = 0$?	oui	Y_1
		non	Y_2
Z	$V < N$?	oui	Z_1
		non	Z_2

valable quel que soit D et qui quantifie, avec les données de l'exemple, le schéma de la figure 11.

On en déduit l'échelle des marges en fonction de D par simple différence.

Soit par exemple $w_1 = 100$, $D = 35$; on obtient le tableau IX.

34. Mise en œuvre du dispatching

Les critères de décision mis au point aux § 32 et 33 suffisent pour programmer totalement des organisations de type T_1 ou P_2 , à condition que les durées de parcours des rames ne subissent pas de majoration à caractère aléatoire pour des raisons d'encombrement de trafic, c'est-à-dire pratiquement lorsque le réseau est partout à double voie.

Le présent chapitre se situe dans ces limites d'application.

341. Dispatching T_1

Symbolisons par :

P_i	le point de chargement i $i = 1, 2, \dots, p$
N	le nombre constant de berlines par rame (en principe, rien n'empêcherait de considérer des N_i différents suivant les chantiers mais sur le plan pratique cette complication ne se justifie pas).
v_i	la réserve réelle de vides au chantier i à l'instant présent.
r_i	le nombre de rames vides en route vers le chantier i à l'instant présent.
v_i^{po}	$= v_i + N r_i$
v_i^{po}	la réserve potentielle minimum de vides prédéterminée pour le chantier i .
m_{ii}	la marge, positive ou négative, correspondant à v_i^{po} d'après l'échelle prédéterminée des marges du chantier i .
L	nombre de locomotives disponibles à l'envoyage à l'instant présent.
V	nombre de vides disponibles à l'envoyage à l'instant présent.

En résumé, les données sur lesquelles est basé le dispatching sont de deux types :

1) des éléments décisionnels prédéterminés, à savoir : par chantier, v_i^{po} et l'échelle des marges

2) des données en temps réel transmises au poste de commande, par téléphone ou par Grubenwart, et qui comportent :

- a) par chantier v_i et r_i
- b) à l'envoyage L et V .

Le traitement de l'information consiste simplement à examiner trois catégories de données et à répondre en temps réel aux trois questions reprises sous le tableau X et, dès qu'une réponse du type $X_2 Y_2 Z_2$ est acquise, à envoyer un ordre d'envoi d'une rame vide au chantier j .

342. Dispatching P_2

Le schéma décisionnel est le même que pour le type précédent, sauf qu'à la notion de N constant se substituent

- un N_{max}
- un $N_i = P_i$ à l'instant présent.

Bien entendu le critère Z devient $V < N_j$ avec $P_j =$ chantier pour lequel la marge est minimale.

4. CONCLUSION

Toutes les données relatives au transport se traduisent par des distributions de probabilités.

Les ordres de grandeur des dispersions qui ont été cités montrent l'importance essentielle de l'aléatoire dans les processus.

Il a été prouvé qu'un traitement statistique approprié des données relevées dans une situation existante permettrait de formuler des lois générales valables à long terme malgré les modifications à venir du programme d'exploitation.

L'organisation d'un dispatching consiste à définir les critères relatifs à l'affectation et aux instants de départ des locotracteurs. Le modèle mathématique est traité prévisionnellement :

- par voie analytique afin de définir une fois pour toutes les lois fondamentales relatives à ces critères, c'est-à-dire les fonctions de marges pour la mine entière, valables quelles que soient la situation géographique et la capacité des chantiers;
- par simulation afin de déterminer les besoins en matériel.

Dans les réseaux sans contrainte de trafic, la mise en œuvre en temps réel ne nécessite que des opérations logiques simples qu'il est possible d'effectuer sans ordinateur de processus.