Zeitschrift: Mitteilungen / Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker = Bulletin / Association des Actuaires Suisses = Bulletin / Association of Swiss Actuaries

Herausgeber: Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker

Band: 67 (1967)

Artikel: Introduction à la théorie des phénomènes d'attente

Autor: Dubois, Philippe

DOI: https://doi.org/10.5169/seals-966952

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. Mehr erfahren

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. En savoir plus

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. Find out more

Download PDF: 11.01.2026

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, https://www.e-periodica.ch

Introduction à la théorie des phénomènes d'attente

Par *Philippe Dubois*, Zurich

Résumé

L'auteur expose, à l'aide d'un exemple simple, les procédés d'analyse en application dans la théorie des phénomènes d'attente.

1. Remarques préliminaires et hypothèses de base

Les phénomènes d'attente – que l'on désigne communément par «files d'attente» ou «queues» – se rencontrent non seulement dans la vie courante, mais aussi dans maints secteurs de l'économie et de la technologie. D'une manière générale, ils reposent sur le modèle suivant:

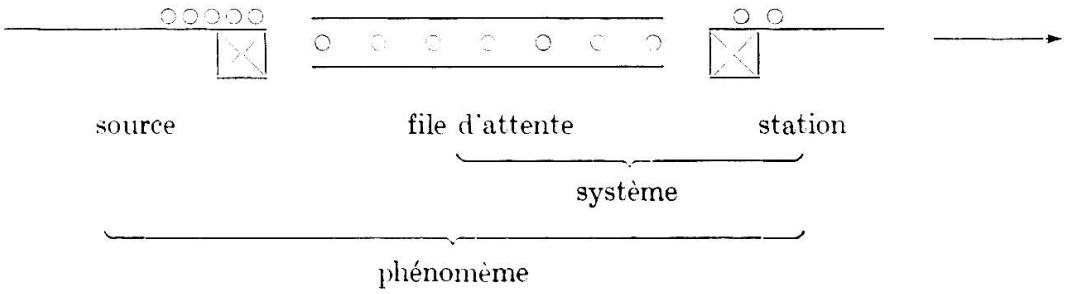
Des unités (personnes, objets) provenant d'une ou de plusieurs sources arrivent, à des intervalles de temps réguliers ou irréguliers, dans un système comprenant un centre d'attente et un centre de service. Le centre d'attente peut comporter une ou plusieurs voies d'accès; de même, le centre de service peut être constitué par une ou plusieurs stations. Chaque unité passe dans l'une des stations pour y bénéficier d'une certaine prestation de service ou pour y subir un certain traitement. La durée de service étant, en général, aléatoire, il se peut que les unités soient obligées d'attendre que l'une des stations soit disponible. Ces unités séjournent alors dans le centre d'attente et donnent lieu à une ou plusieurs files d'attente.

L'analyse de ce modèle montre que la nature d'un phénomène d'attente sera complètement caractérisée par l'indication des lois de distribution qui régissent les intervalles entre les arrivées des unités d'une part, et les durées aléatoires de service d'autre part.

Il s'ensuit que le traitement mathématique des phénomènes d'attente sera nécessairement fondé sur les méthodes du calcul des probabilités et sur la théorie des processus stochastiques.

Dans le cadre d'une introduction à la théorie des phénomènes d'attente, il ne saurait être question d'aborder l'étude de ces phénomènes dans toutes leurs généralités. Notre propos sera plutôt d'illustrer, à l'aide d'un exemple simple, les procédés d'analyse élaborés en vue du traitement mathématique de tels phénomènes. Plus précisément, nous examinerons le cas d'un système ouvert alimenté par des unités en nombre illimité provenant d'une seule source, le centre d'attente ne comprenant qu'une voie d'accès et le service étant assumé par une station unique. Les unités sont servies dans leur ordre d'arrivée après avoir éventuellement séjourné dans la file d'attente. Il est supposé que lorsque le centre de service est inoccupé le passage d'une unité du centre d'attente dans le centre de service s'effectue instantanément.

Le phénomène envisagé se présente schématiquement de la manière suivante:



En outre, il est supposé que le processus des arrivées et le processus de service sont du type poissonien. Ces hypothèses équivalent à supposer que les intervalles entre les arrivées des unités dans le système sont indépendants les uns des autres et sont distribués selon une loi exponentielle. De même, les durées de service sont indépendantes les unes des autres et sont également distribuées selon une loi exponentielle [5, vol. 1][1]).

Il résulte de ces hypothèses de base que

- la probabilité qu'une unité arrive dans le système dans l'intervalle de temps dt est égal à $\lambda\, dt$, où λ est le nombre moyen d'arrivées par unité de temps;

---

[1]) Les chiffres entre crochets se rapportent à la liste bibliographique à la fin du présent article.

- la probabilité que la fin de service d'une unité intervienne dans l'intervalle de temps dt est égale à $\mu\, dt$, où $1/\mu$ représente le temps moyen de service;
- la probabilité que plusieurs arrivées ou plusieurs fins de service se produisent dans l'intervalle dt est d'un infiniment petit en dt d'ordre supérieur à 1; une telle probabilité peut être négligée.

En vue de l'analyse d'un tel phénomène, il importe que $\lambda < \mu$, car dans l'hypothèse contraire la durée moyenne de service $1/\mu$ serait supérieure à l'intervalle moyen de temps $1/\lambda$ entre les arrivées, et la file d'attente deviendrait alors de plus en plus longue avec le temps.

Les grandeurs intéressantes à déterminer dans le phénomène d'attente envisagé peuvent être rangées dans deux catégories:

1° Les grandeurs liées à l'état du système, par exemple le nombre d'unités dans le système à l'instant t. A ces grandeurs sont attachées diverses probabilités, par exemple la probabilité qu'il y ait n unités dans le système à l'instant t.

2° Les grandeurs dont la définition ne fait pas intervenir l'état du système, par exemple le temps d'attente d'une unité dans la file. A ces grandeurs sont également attachées diverses probabilités, par exemple la probabilité d'un temps d'attente dans la file supérieur à une certaine valeur pour une unité arrivant à l'instant t.

A ces deux catégories de grandeurs correspondent deux méthodes d'analyse bien distinctes. La première dite «méthode différentielle» consiste à établir les équations d'état du phénomène envisagé sous la forme d'équations différentielles. La seconde dite «méthode intégrale» se ramène à la recherche d'équations intégrales permettant de définir certaines grandeurs caractéristiques du phénomène d'attente considéré.

2. Méthode différentielle

2.1. Matrice de transition et équations d'état

En vertu des hypothèses énoncées au paragraphe 1 ci-dessus d'une part et des propriétés de la loi de Poisson d'autre part, il est important de remarquer que le phénomène d'attente étudié dans le présent article est du type markovien [3, 5]. En d'autres termes, l'état du système du phénomène à l'instant t est complètement déterminé par la connaissance

du nombre n d'unités contenues dans ce système à l'instant considéré, et les prévisions que l'on peut être amené à formuler sur l'évolution future du phénomène ne peuvent être améliorées par la connaissance de données supplémentaires portant sur une période antérieure à l'instant t.

Compte tenu des remarques ci-dessus, il est facile d'établir la matrice de transition propre au phénomène d'attente étudié. A cet effet, il sera fait appel à la terminologie introduite dans la théorie des chaînes de Markov.

Soit E_n l'état correspondant à n unités dans le système à l'instant t. Les transitions pouvant se produire dans l'intervalle de temps $(t, t+dt)$ sont les suivantes:

$$E_0 \to E_0, \qquad E_0 \to E_1, \qquad E_1 \to E_0;$$
$$E_n \to E_n, \qquad E_n \to E_{n-1}, \qquad E_n \to E_{n+1}, \qquad n \geqq 1.$$

Soit $p_n(t)$, $n = 0, 1, 2, 3, \ldots$, la probabilité a priori de l'état E_n à l'instant t et

$$[p(t)] = [p_0(t), p_1(t), p_2(t), p_3(t), \ldots]$$

le vecteur d'état du système à l'instant t avec

$$0 \leqq p_n(t) \leqq 1,$$
$$\sum_0^\infty {}^i\, p_i(t) = 1.$$

Compte tenu des hypothèses formulées au paragraphe 1, les probabilités de transition seront les suivantes:

Changement d'état	*Probabilités de transition*
$E_0 \to E_0$	$1 - \lambda\, dt$
$E_0 \to E_1$	$\lambda\, dt$
$E_1 \to E_0$	$(1 - \lambda\, dt)\,(\mu\, dt) \cong \mu\, dt$
$E_n \to E_n$, $n \geqq 1$	$(1 - \lambda\, dt)\,(1 - \mu\, dt) + (\lambda\, dt)\,(\mu\, dt) \cong 1 - \lambda\, dt - \mu\, dt$
$E_n \to E_{n-1}$, $n \geqq 1$	$(1 - \lambda\, dt)\,(\mu\, dt) \cong \mu\, dt$
$E_n \to E_{n+1}$, $n \geqq 1$	$(\lambda\, dt)\,(1 - \mu\, dt) \cong \lambda\, dt$

Dans ce qui précède, les infiniment petits en dt d'ordre supérieur à 1 ont été négligés. C'est aussi la raison pour laquelle le changement d'état

$E_n \to E_{n-2}$ conduisant à une probabilité de l'ordre $(dt)^2$ n'a pas été envisagé dans le schéma ci-dessus.

Sur la base des probabilités de transition ainsi obtenues, la matrice carrée de transition peut s'écrire:

Etat à l'instant $t + dt$

Etat à l'instant t	$n = 0$	$n = 1$	$n = 2$	$n = 3$	...
$n = 0$	$1 - \lambda\, dt$	$\lambda\, dt$	0	0	...
$n = 1$	$\mu\, dt$	$1-(\lambda+\mu)\, dt$	$\lambda\, dt$	0	...
$n = 2$	0	$\mu\, dt$	$1-(\lambda+\mu)\, dt$	$\lambda\, dt$	...
$n = 3$	0	0	$\mu\, dt$	$1-(\lambda+\mu)\, dt$	...
.	.	.	.	.	...
.	.	.	.	.	...
.	.	.	.	.	...

Si l'on désigne par $[\tau]$ la matrice de transition, les équations d'état seront définies par la relation matricielle

$$[p(t + dt)] = [p(t)][\tau],$$

ou sous une forme explicite:

$$p_0(t + dt) = (1 - \lambda\, dt)\, p_0(t) + \mu\, dt\, p_1(t)$$

$$p_n(t + dt) = \lambda\, dt\, p_{n-1}(t) + (1 - \lambda\, dt - \mu\, dt)\, p_n(t) + \mu\, dt\, p_{n+1}(t),$$

$$\text{pour } n \geqq 1,$$

ou encore

$$\text{(A)} \qquad p_0'(t) = -\lambda\, p_0(t) + \mu\, p_1(t),$$

$$\text{(B)} \qquad p_n'(t) = \lambda\, p_{n-1}(t) - (\lambda + \mu)\, p_n(t) + \mu\, p_{n+1}(t), \qquad n \geqq 1.$$

Ces équations différentielles ne sont qu'un cas particulier des équations plus générales définissant les processus poissoniens dits de naissance et de mort dans lesquels les paramètres λ et μ sont fonction de n. Elles peuvent être obtenues directement à partir des équations

différentielles de Chapman-Kolmogorov, lesquelles jouent un rôle fondamental dans la théorie des chaînes de Markov.

La solution du système d'équations différentielles (A) et (B), compte tenu des conditions initiales

$$p_{n_0}(0) = 1 \quad \text{et} \quad p_n(0) = 0 \qquad \text{pour } n \neq n_0,$$

où n_0 désigne le nombre d'unités dans le système à l'instant 0, est assez compliquée et fait intervenir les fonctions de Bessel.

Dans le présent article, nous nous bornerons à indiquer la solution de ces équations dans le cas pratique important où le phénomène d'attente se trouve en régime permanent.

2.2. *Régime permanent*

La matrice de transition indiquée au chiffre 2.1. étant ergodique, c'est-à-dire n'étant ni réductible ni périodique, la probabilité $p_n(t)$ – selon un théorème classique [5, vol. 1] de la théorie des chaînes de Markov – tend, avec t croissant, vers une limite indépendante de t et du nombre initial n_0 d'unités dans le système. On a donc:

$$\lim_{t \to \infty} p_n(t) = p_n, \qquad n = 0, 1, 2, \ldots.$$

Le phénomène est alors dit se trouver en régime permanent.

Pour $t \to \infty$, les dérivées dans les équations d'état (A) et (B) tendent alors vers zéro. Il vient donc:

$$\text{(A')} \qquad \lambda p_0 = \mu p_1,$$

$$\text{(B')} \qquad (\lambda + \mu) p_n = \lambda p_{n-1} + \mu p_{n+1}, \qquad n \geqq 1.$$

On tire immédiatement de ces équations:

$$\begin{aligned} p_1 &= (\lambda/\mu) p_0 \\ p_2 &= (\lambda/\mu)^2 p_0 \\ &\vdots \\ p_n &= (\lambda/\mu)^n p_0 \\ &\vdots \end{aligned}$$

D'autre part, on a

$$\sum_0^\infty i\, p_i = 1,$$

d'où

$$1 = p_0[1 + (\lambda/\mu) + (\lambda/\mu)^2 + \ldots + (\lambda/\mu)^n + \ldots]$$

ou ($\lambda/\mu < 1$ par hypothèse)

$$1 = p_0 \frac{1}{1 - \lambda/\mu},$$

soit, en posant $\psi = \lambda/\mu$

$$p_0 = 1 - \psi.$$

Il vient alors

$$\text{(C)} \qquad p_n = (1-\psi)\,\psi^n, \qquad n = 0, 1, 2, 3, \ldots.$$

La quantité ψ, appelée «coefficient d'utilisation» dans la théorie des phénomènes d'attente, est indépendante de l'unité de temps et joue un rôle important dans la pratique. Pour $\psi > 1$, le phénomène n'admet pas de régime permanent, la file d'attente devenant de plus en plus longue.

2.3. Grandeurs caractéristiques en régime permanent

La probabilité que la variable aléatoire N représentant le nombre d'unités dans le système soit inférieure ou égale à n s'obtient facilement:

$$Pr\{N \leqq n\} = \sum_0^n i\, p_i = \sum_0^n i\,(1-\psi)\,\psi^i,$$

$$Pr\{N \leqq n\} = (1-\psi)\left[\frac{1-\psi^{n+1}}{1-\psi}\right] = 1 - \psi^{n+1}.$$

Il en résulte:

$$Pr\{N > n\} = \psi^{n+1}.$$

En particulier, la probabilité qu'une unité au moins se trouve dans le système est égale à

$$Pr\{N > 0\} = \psi.$$

Le nombre moyen $\overline{n}$ d'unités dans le système est égal à

$$\overline{n} = E(N) = \sum_0^\infty i\, i\, p_i = (1-\psi)\sum_0^\infty i\, i\, \psi^i = \frac{\psi}{1-\psi}.$$

Si n désigne le nombre d'unités dans le système, le nombre d'unités ν dans la file d'attente sera évidemment:

$$\nu = 0 \qquad \text{pour } n = 0,$$
$$\nu = n - 1 \quad \text{pour } n > 0.$$

Le nombre moyen $\bar{\nu}$ d'unités dans la file d'attente sera donc égal à:

$$\bar{\nu} = \sum_{1}^{\infty} i\,(i-1)\,p_i = \bar{n} - 1 + p_0 = \frac{\psi^2}{1-\psi}.$$

Comme autres grandeurs moyennes importantes, il convient de signaler le temps moyen d'attente d'une unité dans la file d'attente et le temps moyen d'attente d'une unité dans le système (temps de service compris). Ces grandeurs seront déterminées dans le paragraphe suivant.

3. Méthode intégrale

3.1. Equation intégrale du temps d'attente

En vue de la construction de l'équation intégrale du temps d'attente relative au phénomène défini au paragraphe 1, il est judicieux d'individualiser les unités qui passent dans le système comprenant le centre d'attente et le centre de service. A cet effet, les unités seront numérotées dans leur ordre d'arrivée

$$1, 2, \ldots, n, \ldots$$

à partir de l'instant initial $t = 0$, et les définitions suivantes seront introduites:

Soit

t_n	l'instant d'arrivée de l'unité n;
$\tau_n = t_n - t_{n-1}$	l'intervalle de temps entre les arrivées des unités $n-1$ et n;
w_n	le temps d'attente de l'unité n dans la file d'attente;
v_n	la durée de service de l'unité n;
$u_n = w_n + v_n$	le temps d'attente de l'unité n dans le système.

Il est supposé que les unités qui entrent dans le système dans leur ordre d'arrivée en sortent également dans le même ordre.

On voit facilement que:

$$w_n = 0 \qquad \text{si } u_{n-1} - \tau_n \leqq 0,$$

$$w_n = u_{n-1} - \tau_n \qquad \text{si } u_{n-1} - \tau_n \geqq 0.$$

Soit

$$F_n(x) = Pr\{w_n \leqq x\}$$

respectivement

$$G_n(x) = Pr\{u_n \leqq x\}$$

la fonction de répartition du temps d'attente de l'unité n dans la file, respectivement la fonction de répartition du temps d'attente de l'unité n dans le système.

Soit encore

$$a(x)\,dx = Pr\{x \leqq \tau_n < x + dx\} = \lambda e^{-\lambda x}\,dx$$

respectivement

$$A(x) = Pr\{\tau_n > x\} = e^{-\lambda x}$$

la densité de probabilité respectivement la fonction de répartition complémentaire relative à l'intervalle τ_n entre les arrivées des unités $n-1$ et n dans le système. Dans ces deux dernières relations, l'indice n peut être supprimé, puisque par hypothèse (voir paragraphe 1 du présent article) les intervalles entre les arrivées des unités dans le système sont indépendants les uns des autres et sont distribués selon une même loi exponentielle. D'autre part, les variables u_{n-1} et τ_n sont aussi indépendantes l'une de l'autre. En effet, u_{n-1} représentant le temps d'attente de l'unité $n-1$ dans le système ne dépend que des intervalles de temps $\tau_{n-1}, \tau_{n-2}, \ldots,$ desquels la variable τ_n est indépendante. Il vient donc:

$$Pr\{u_{n-1} - \tau_n \leqq x\} = \int_{\xi=0}^{\infty} Pr\{\xi \leqq \tau_n < \xi + d\xi\}\, Pr\{u_{n-1} \leqq x + \xi\}$$

ou, pour $x \geqq 0$

$$\text{(D)} \qquad F_n(x) = \int_0^{\infty} a(\xi)\, G_{n-1}(x + \xi)\, d\xi.$$

Soit

$$s(x)\,dx = Pr\{x \leqq v_n < x + dx\} = \mu e^{-\mu x}\,dx$$

respectivement

$$S(x) = Pr\{v_n > x\} = e^{-\mu x}$$

la densité de probabilité respectivement la fonction de répartition complémentaire relative à la durée de service v_n de l'unité n, cette durée étant également indépendante de n par hypothèse. On a alors:

$$\text{(E)} \qquad \begin{aligned} G_n(x) &= Pr\{u_n \leqq x\} \\ &= \int_0^x Pr\{\xi \leqq v_n < \xi + d\xi\}\, Pr\{w_n \leqq x - \xi\} \\ &= \int_0^x s(\xi)\, F_n(x-\xi)\, d\xi. \end{aligned}$$

Les équations (D) et (E) permettent de déterminer de proche en proche les fonctions $F_n(x)$ et $G_n(x)$, compte tenu des conditions initiales

$$\text{(F)} \qquad \begin{aligned} F_1(x) &= 1 \\ G_1(x) &= 1 - e^{-\mu x}, \end{aligned}$$

lesquelles expriment (en supposant que le nombre initial d'unités dans le système est nul) que l'unité $n = 1$ a un temps d'attente nul dans la file, et par conséquent un temps d'attente dans le système égal à la durée de service.

3.2. Régime permanent

Les fonctions F et G étant indépendantes de n en régime permanent, les équations (D) et (E) deviennent alors:

$$\text{(D')} \qquad F(x) = \int_0^\infty a(\xi)\, G(x+\xi)\, d\xi = \int_0^\infty \lambda e^{-\lambda\xi}\, G(x+\xi)\, d\xi,$$

$$\text{(E')} \qquad G(x) = \int_0^x s(\xi)\, F(x-\xi)\, d\xi = \int_0^x \mu e^{-\mu\xi}\, F(x-\xi)\, d\xi.$$

En posant

$$x + \xi = t,$$

il vient pour (D')

$$F(x) = \int_x^\infty \lambda e^{-\lambda(t-x)}\, G(t)\, dt$$

ou encore

$$F(x) = \lambda e^{\lambda x} \left[\int_0^\infty e^{-\lambda t}\, G(t)\, dt - \int_0^x e^{-\lambda t}\, G(t)\, dt \right].$$

En particulier, pour $x = 0$, on a:

$$F(0) = \lambda \int_0^\infty e^{-\lambda t} G(t)\, dt.$$

Il vient alors:

$$F(x) = \lambda e^{\lambda x} \left[\frac{F(0)}{\lambda} - \int_0^x e^{-\lambda t} G(t)\, dt \right].$$

En appliquant la méthode de transformation de Laplace à l'équation ci-dessus et à l'équation (E'), on voit aisément [3] qu'elles peuvent se mettre sous la forme explicite:

$$\text{(D'')} \qquad F(x) = F(0) \left[\frac{\mu}{\mu - \lambda} - \frac{\lambda}{\mu - \lambda} e^{-(\mu-\lambda)x} \right],$$

$$\text{(E'')} \qquad G(x) = 1 - e^{-(\mu-\lambda)x}.$$

En posant $\psi = \lambda/\mu$, il vient pour (D'')

$$F(x) = F(0) \left[\frac{1}{1-\psi} - \frac{\psi}{1-\psi} e^{-(\mu-\lambda)x} \right].$$

Comme $\lim_{x\to\infty} F(x) = 1$ et $(\mu - \lambda) > 0$, on en déduit:

$$F(0) = 1 - \psi = p_0.$$

Il vient finalement pour (D'')

$$\text{(D''')} \qquad F(x) = 1 - \psi e^{-(\mu-\lambda)x}.$$

Il résulte de l'équation (D''') que la probabilité que la durée d'une attente dans la file soit supérieure à x est égale à

$$\psi e^{-(\mu-\lambda)x}.$$

En régime permanent, le temps moyen d'attente d'une unité dans la file est égal à

$$\bar{w} = \int_0^\infty x\, dF(x) = \frac{1}{\mu} \frac{\psi}{1-\psi}.$$

De l'équation (E″) on déduit qu'en régime permanent le temps moyen d'attente d'une unité dans le système est égal à :

$$\bar{u} = \int_0^\infty x\, dG(x) = \frac{1}{\mu} \frac{1}{1-\psi}.$$

Le temps moyen de service d'une unité est égal à

$$\bar{v} = \bar{u} - \bar{w} = \frac{1}{\mu}.$$

Dans le cas où le phénomène d'attente envisagé se trouve en régime permanent, ce résultat était facilement prévisible.

4. Remarques finales

Le but du présent article était d'illustrer, à l'aide d'un exemple particulièrement simple, les méthodes utilisées dans la théorie des phénomènes d'attente. Ces méthodes ont été appliquées avec succès à des phénomènes plus généraux et ont permis d'aboutir à des résultats valables dans la pratique. Le lecteur s'intéressant à de tels problèmes pourra se reporter aux ouvrages figurant dans la liste bibliographique indiquée ci-après, notamment à l'ouvrage [3]. Dans cet ordre d'idées, il n'est pas inutile de mentionner les recherches entreprises ces dernières années par certains auteurs [1, 2, 5] en vue d'arriver à un traitement mathématique unifié de la théorie des phénomènes d'attente dans le cadre de la théorie moderne des processus stochastiques.

Bibliographie

[1] *D.G. Kendall:* Stochastic processes occuring in the theory of queues and their analysis by the method of the inbedded Markov chain, Ann. Math. Stat. 24, 1953.

[2] *Barucha-Reid:* Elements of the theory of stochastic processes and their applications, McGraw-Hill, 1960.

[3] *Kaufmann et Cruon:* Théorie des phénomènes d'attente, Dunod, 1961.

[4] *Cox and Smith:* Queues, Methuen's Monographs, 1961.

[5] *Feller:* An introduction to probability theory and its applications Vol. 1 et 2, Wiley 1957/1966.

Zusammenfassung

Mit Hilfe eines einfachen Modells legt der Verfasser die analytischen Methoden dar, welche in der Theorie der Warteschlangen zur Anwendung gelangen.

Summary

Resting on a simple example, the author expounds the methods of analysis used in the theory of queues.

Riassunto

L'autore expone, basandosi su un semplice esempio, i metodi di analisi usati nella teoria dei fenomeni di attesa.