

Zeitschrift: Technische Mitteilungen / Schweizerische Post-, Telefon- und Telegrafienbetriebe = Bulletin technique / Entreprise des postes, téléphones et télégraphes suisses = Bollettino tecnico / Azienda delle poste, dei telefoni e dei telegrafi svizzeri

Herausgeber: Schweizerische Post-, Telefon- und Telegrafienbetriebe

Band: 45 (1967)

Heft: 1

Artikel: Probleme der Verkehrsmessung in Telephonzentralen = Mesure du trafic dans les centraux téléphoniques

Autor: Naef, Adolf

DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-874848>

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: 21.03.2026

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

Probleme der Verkehrsmessung in Telephonzentralen

Mesure du trafic dans les centraux téléphoniques

Adolf NAEF, Bern

654.15.021

Zusammenfassung. Es wird untersucht, welchen Einfluss die tägliche Messdauer auf die Genauigkeit des Messergebnisses hat. Unter Anwendung eines Stichprobenverfahrens und der Wahrscheinlichkeitsrechnung werden die interessierenden statistischen Grössen berechnet und Schlüsse gezogen.

Résumé. On recherche ici quelle influence la durée de la mesure journalière a sur l'exactitude du résultat de la mesure. En recourant à un procédé d'échantillonnage et au calcul des probabilités, on détermine les grandeurs statistiques intéressantes dans le cas particulier et on en tire des conclusions.

Problemi della misura del traffico nelle centrali telefoniche.

Riassunto. Si cerca di determinare l'influsso della durata quotidiana di misura sulla precisione dei risultati delle misure. Le grandezze statistiche interessanti nel caso particolare vengono calcolate e le conclusioni vengono tratte applicando un procedimento di campionamento e ricorrendo al calcolo delle probabilità.

1. Einleitung

Das Planen und rechtzeitige Erweitern der Telephonzentralen setzt eine systematische Verkehrsüberwachung durch regelmässige Verkehrsmessungen voraus. Bisher behalf man sich dazu verschiedener Messmethoden und Messgeräte, die zwar immer noch wertvolle Dienste leisten, aber für eine vollumfängliche Verkehrsüberwachung ohne grossen Arbeitsaufwand nicht ausreichen. Inzwischen hat sich die Messtechnik weiter entwickelt. Leistungsfähigere Messeinrichtungen sind projektiert und zum Teil bereits verwirklicht worden. Eine fast beliebige Zahl von Bündeln jeder Grösse lässt sich nach diesen Plänen simultan messen. Fast jede erdenkliche Information liefert der Computer in Blitzesschnelle, mit grösster Genauigkeit und wohlgeordnet. Die Technik bietet heute weit mehr, als vom betrieblichen Gesichtspunkt aus wirklich erforderlich ist. Darin liegt eine gewisse Gefahr. Allzu leicht ist man versucht, nicht mehr nach den eigentlichen Bedürfnissen, sondern nach den technischen Möglichkeiten mit all ihren Raffiniertheiten zu planen.

Soll nach den Betriebsbedürfnissen gebaut werden, so sind diese vorgängig gründlich abzuklären. Es gilt abzuwägen, welche Forderungen wesentlich und welche unbedeutend sind. Es ist auch zu bedenken, wie die Bedürfnisse in 20 Jahren sein werden. Wer zum Perfektionismus neigt, stellt gerne unnötig hohe Anforderungen an die Genauigkeit eines Messwertes. Hohe Präzision wird aber dort, wo sie keinen Sinn hat, zu teuer bezahlt.

Die betrieblichen Bedürfnisse in bezug auf die Verkehrsüberwachung sind heute weitgehend abgeklärt. In einer späteren Publikation in dieser Zeitschrift soll die Beschreibung einer Messeinrichtung folgen, die – als erste – Verkehrsmessungen für eine ganze Netzgruppe im Hauptamt zentralisiert durchführt. Hier jedoch sei ein Betriebsproblem besprochen, das eine besonders eingehende Untersuchung erforderte.

2. Die tägliche Messdauer

2.1 Problemstellung und Stichprobeverfahren

Die vom CCITT definierte mittlere Hauptverkehrsstunde (HVST) ist zeitlich ziemlich stabil. Schon in Nr. 10/1963 der «Technischen Mitteilungen PTT» ist darauf hingewiesen

1. Introduction

La planification et l'extension en temps utile des centraux téléphoniques exigent une surveillance systématique du trafic à l'aide de mesures adéquates. On recourait autrefois à diverses méthodes et instruments qui rendaient certes de précieux services, mais ne permettaient pas, sans grande somme de travail, de surveiller complètement le trafic. La technique des mesures s'est développée depuis lors. La construction de dispositifs de mesure plus perfectionnés est envisagée et même en partie réalisée. On pourra, d'après ces plans, mesurer simultanément un nombre quelconque de faisceaux de toute grandeur. L'ordinateur fournit en un instant, avec la plus grande exactitude et dans l'ordre voulu, presque chaque information imaginable. La technique offre aujourd'hui beaucoup plus que ce qui est réellement nécessaire du point de vue de l'exploitation. Il y a là un certain danger. On n'est que trop tenté d'établir ses plans non en fonction des besoins effectifs, mais des possibilités techniques avec tous leurs raffinements.

Pour pouvoir construire d'après les besoins réels du service, on doit d'abord les déterminer exactement. Il s'agit de distinguer entre les exigences essentielles et celles qui sont d'ordre secondaire. Il faut considérer aussi ce que seront les besoins d'ici vingt ans. Une tendance au perfectionnisme impose inutilement des exigences élevées quant à l'exactitude des résultats des mesures. La haute précision se paie trop cher lorsqu'elle ne répond à aucun besoin.

Les besoins de l'exploitation en ce qui concerne la surveillance du trafic sont aujourd'hui déterminés dans une large mesure. Un article de la présente revue décrira ultérieurement un dispositif de mesure qui – pour la première fois – permettra d'exécuter au central principal les mesures de trafic pour tout un groupe de réseaux. Pour le moment, nous exposons ici un problème d'exploitation qui a demandé une étude particulière.

2. La durée des mesures journalières

2.1 Le problème posé et le procédé d'échantillonnage

L'heure chargée moyenne définie par le CCITT est relativement stable dans le temps. Ce fait est déjà relevé dans le n° 10/1963 du Bulletin technique PTT. D'après les résultats purement empiriques obtenus à l'époque, on a pu

worden. Nach den damaligen, rein empirischen Versuchsergebnissen liess es sich verantworten, die tägliche Dauer der visuellen Verkehrserhebungen am Vormittag auf die Stunde zwischen 0900 und 1000 Uhr zu beschränken, was den Arbeitsaufwand erheblich senkte. Für die Planung grosser Messeinrichtungen war der Einfluss der täglichen Messdauer auf die Genauigkeit der Messresultate auf der Basis der mathematischen Statistik zu untersuchen.

Zu diesem Zwecke wurden während dreier verkehrsmässig gleichstarker Monate die prozentualen Zufallsabweichungen der am selben Bündel in wiederholten Messungen von je 10 Tagen Dauer ermittelten Verkehrswerte vom Mittelwert festgestellt. Die Ergebnisse wurden für verschiedenartige und verschieden belastete Bündel getrennt erfasst und ausgewertet, nämlich für

Kategorie 1	LS-Bündel	Belastung	1...3 Erl
Kategorie 2	VL-Bündel	Belastung	1...3 Erl
Kategorie 3	LS-Bündel	Belastung	4...6 Erl
Kategorie 4	VL-Bündel	Belastung	4...6 Erl
Kategorie 5	Bündel	Belastung	10...15 Erl

Da reiner Geschäftsverkehr ohnehin eine besondere Regelmässigkeit erwarten lässt, erstreckte sich die Stichprobe bei den LS (Leitungssucher in Ortsamt)-Bündeln auf Gruppen mit Wohnungs- und mit Geschäftsanschlüssen. Bei den VL (Bezirksleitungs)-Bündeln ist das Mittelland und das Engadin vertreten.

In jeder Kategorie wurde bei den nämlichen Messungen die tägliche Messdauer einmal voll, einmal nur für die Stunden 0900-1000 Uhr und 1000-1100 Uhr und einmal nur für die Stunde 0900-1000 Uhr in Betracht gezogen. Bei der vollen Messdauer wurde die Hauptverkehrsstunde nach der CCITT-Methode aus den in den Stunden von 0830-0930, 0845-0945, 0900-1000, 0915-1015... und 1030-1130 gemessenen Mittelwerten von 10 Tagen ausgesucht. Der Durchschnitt der in wiederholten 10tägigen Messungen bei voller täglicher Messdauer gefundenen Verkehrswerte gilt für alle abweichenden Beträge als Bezugswert = 100%. Bei jeder Messung betrug der Abtastzyklus 36 s.

Der Stichprobencharakter der Erhebung liegt darin, dass nur wenige Bündel in wenigen Zentralen erfasst wurden. Das Verfahren ist eine sogenannte Klumpenauswahl, bei der jeder Klumpen, das heisst jedes ausgewählte Bündel voll untersucht worden ist und in bezug auf seine Verkehrsquellen eine möglichst grosse Unhomogenität aufweist.

Natürlich liefern diese Stichproben keine exakten Ergebnisse. Es kann aber errechnet werden, innerhalb welcher Grenzen der wahre Mittelwert und die Streuung der Messwerte liegen.

Es interessiert nun vor allem, mit welcher Häufigkeit ein vom Bezugswert (100%) um einen bestimmten Prozentsatz abweichender Verkehrswert gemessen wird und mit welcher Häufigkeit eine ausserhalb gewisser Grenzen liegende

ramener au temps compris entre 9 et 10 heures du matin la durée journalière de la mesure visuelle du trafic, ce qui réduisit considérablement le travail. Pour établir les plans de grandes installations de mesure, on a dû, en recourant à la statistique mathématique, déterminer l'influence de la durée des mesures journalières sur l'exactitude des résultats.

A cet effet, les écarts-types, en pour-cent de la moyenne, des valeurs trouvées lors de mesures répétées d'une durée de dix jours exécutées sur un même faisceau, furent relevés pendant trois mois d'intensité égale du trafic. Les résultats furent enregistrés et analysés séparément pour des faisceaux de nature différente et diversement chargés, savoir pour

la catégorie 1	faisceaux LS	charge	1...3 Erl
la catégorie 2	faisceaux VL	charge	1...3 Erl
la catégorie 3	faisceaux LS	charge	4...6 Erl
la catégorie 4	faisceaux VL	charge	4...6 Erl
la catégorie 5	faisceaux	charge	10...15 Erl

Etant donné que le trafic professionnel présente de toute façon une régularité particulière, l'échantillonnage a porté, pour les faisceaux LS (chercheurs de ligne dans le central local) sur les groupes avec raccordements d'appartement et professionnels. Pour les faisceaux VL (circuits ruraux), les mesures ont porté sur les régions du Plateau et de l'Engadine.

Dans chaque catégorie et pour les mêmes mesures, la durée de la mesure journalière a été une fois complète, une fois limitée au temps compris entre 09.00 et 10.00 ainsi qu'entre 10.00 et 11.00 heures et une fois seulement au temps compris entre 09.00 et 10.00 heures. Pour la mesure complète, l'heure chargée a été cherchée selon la méthode du CCITT d'après les valeurs moyennes trouvées pendant dix jours pour les heures de mesure 08.30-09.30, 08.45-09.45, 09.00-10.00, 09.15-10.15... et 10.30-11.30. La moyenne des valeurs trouvées lors des mesures journalières complètes exécutées pendant des périodes répétées de dix jours est considérée comme valeur de référence (100%) pour toutes les valeurs qui s'en écartent. Pour chaque mesure, l'intervalle d'exploitation était de 36 s. Le caractère d'échantillonnage de la mesure est montré par le fait qu'elle n'a porté que sur quelques faisceaux dans quelques centraux.

La méthode est celle de l'échantillonnage en grappes, dans lequel chaque grappe, soit chaque faisceau-échantillon, alimentée par des sources de trafic aussi hétérogènes que possible, est examinée intégralement. Ces échantillonnages ne fournissent évidemment pas de résultats exacts. On peut cependant calculer entre quelles limites se trouvent la valeur moyenne et la dispersion des valeurs mesurées.

Il est surtout intéressant de connaître la fréquence à laquelle a été trouvée une valeur de trafic différant d'un certain pour-cent de la valeur de référence (100%) ainsi que

Abweichung des Messwertes eintritt. Wie leicht einzusehen ist, handelt es sich bei der Verteilung dieser Häufigkeiten praktisch um eine *Normalverteilung*. Ihre Parameter sind

- der wahre *Mittelwert* μ in % des Bezugswertes und
- die als Streuung oder *Standardabweichung* bezeichnete Grösse σ

Die Wahrscheinlichkeitsrechnung wird für die Kategorie 1 bei 10tägiger Messung und voller Messdauer ausführlich behandelt. Für die übrigen Messreihen sind in der Regel nur die Ergebnisse aufgeführt.

Es sind

- y die am selben Bündel mit wiederholten Messungen ermittelten Verkehrswerte in Erl
- $\bar{y}$ das Mittel der bei voller Messdauer gefundenen Verkehrswerte y in Erl
- x die Verkehrswerte y in Prozent von $\bar{y}$
- $\bar{x}$ das Mittel aller Prozentwerte x der Bündel 1...5
- Δx die Abweichung jedes Wertes x von $\bar{x}$

2.2 Berechnung der Parameter μ und σ

In der *Tabelle I* sind die Werte y , $\bar{y}$, x und Δx zusammengestellt.

Der Stichprobenumfang $n = 42$ ist durch die 9+9+8+8+8 Messungen gegeben. $\bar{x}$ ist der Mittelwert der auf $\bar{y}$ bezogenen Prozentwerte x innerhalb der Stichprobe. Beim vorliegenden Stichprobenumfang darf er dem Mittelwert μ der Grundgesamtheit gleichgesetzt werden.

Volle Messdauer:

Bei voller Messdauer gibt der Mittelwert x natürlich 100%.

$$\bar{x} = \mu = \frac{\sum x}{n} = 100\%$$

la fréquence à laquelle apparaît une déviation, hors de certaines limites, de la valeur mesurée. On reconnaît facilement que la distribution de ces fréquences est en fait une distribution *normale*. Ses paramètres sont

- la *valeur moyenne* réelle μ en % de la valeur de référence et
- la grandeur σ désignée par dispersion ou *écart-type*

Le calcul de probabilité est traité en détail pour la catégorie 1, avec mesure pendant dix jours et durée de mesure complète. Pour les autres séries, on n'a indiqué en général que les résultats.

On a

- y les valeurs en Erl déterminées par des mesures répétées sur un même faisceau
- $\bar{y}$ la moyenne des valeurs y en Erl trouvées avec durée de mesure complète
- x les valeurs y en pour-cent de $\bar{y}$
- $\bar{x}$ la moyenne de toutes les valeurs x des faisceaux 1...5
- Δx l'écart de chaque valeur x par rapport à $\bar{x}$

2.2 Calcul des paramètres μ et σ

Dans le tableau I sont récapitulées les valeurs y , $\bar{y}$, x et Δx .

La taille de l'échantillonnage $n = 42$ est donnée par les 9+9+8+8+8 mesures. $\bar{x}$ est la valeur moyenne des valeurs en pour-cent x rapportées à $\bar{y}$ à l'intérieur de l'échantillon. Avec la taille de l'échantillonnage dont il s'agit ici, elle peut être considérée comme égale à la valeur moyenne μ de la base.

Durée de mesure complète:

Pour la durée de mesure complète, la valeur moyenne x donne naturellement 100%.

$$\bar{x} = \mu = \frac{\sum x}{n} = 100\%$$

Tabelle I: Werte x , y , $\bar{y}$ und $(\Delta x)^2$ für die Bündelkategorie 1 bei voller Messdauer

Tableau I: Valeurs x , y , $\bar{y}$ et $(\Delta x)^2$ pour la catégorie de faisceaux 1 avec durée de mesure complète

Messung Mesure	Bündel I Faisceau I			Bündel II Faisceau II			Bündel III Faisceau III			Bündel IV Faisceau IV			Bündel V Faisceau V		
	y	x	$(\Delta x)^2$	y	x	$(\Delta x)^2$	y	x	$(\Delta x)^2$	y	x	$(\Delta x)^2$	y	x	$(\Delta x)^2$
	Erl	%		Erl	%		Erl	%		Erl	%		Erl	%	
1	2,13	116,5	269	1,12	78,8	447	1,75	100,6	0	1,54	91,7	69	2,34	95,3	24
2	1,88	102,8	7	1,41	99,2	1	1,80	103,4	12	1,72	102,5	6	2,45	99,8	0
3	1,49	81,5	346	1,81	127,4	756	1,68	96,6	12	1,86	110,8	115	2,47	100,6	0
4	1,65	90,2	97	1,27	89,3	111	1,57	90,2	96	1,79	106,6	43	2,48	101,0	1
5	1,96	107,1	50	1,50	105,5	32	2,01	115,6	240	1,67	99,5	0	2,72	110,8	112
6	1,94	106,0	36	1,44	101,4	2	1,89	108,6	74	1,47	87,5	156	2,48	101,0	1
7	1,80	98,4	3	1,44	101,4	2	1,65	94,8	27	1,66	98,9	1	2,42	98,6	3
8	1,70	93,0	50	1,62	114,0	198	1,57	90,2	96	1,72	102,5	6	2,28	92,9	54
9	1,91	104,5	19	1,18	83,0	286									
$\bar{y}$	1,83			1,42			1,74			1,68			2,46		

Für die Standardabweichung σ gilt

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum \Delta x^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{3861}{41}} = 9,7 \quad (1)$$

In gleicher Weise ergeben sich bei beschränkter täglicher Messdauer von

0900–1000 Uhr / 1000–1100 Uhr:

$$\bar{x} = 97,3\%, \sigma = 10,3$$

0900–1000 Uhr:

$$\bar{x} = 92,6\%, \sigma = 11,7$$

In Worten ausgedrückt: Wenn vom mittleren Verkehrsverlauf von zehn Vormittagen nur die in den Stunden 0900–1000 Uhr und 1000–1100 Uhr gemessenen Werte in Betracht gezogen werden, wird man im Mittel einen Verkehrswert erhalten, der 97,3% des wahren Wertes beträgt.

2.3 Der Vertrauensbereich des Mittelwertes

Der Mittelwert $\bar{x}$ unterliegt einer Ungenauigkeit, bedingt durch die kleine Zahl von Bündeln, die untersucht worden sind. Es hätten noch viele andere Stichproben gleichen Umfanges genommen werden können. Je nach der Grösse der einberechneten statistischen Sicherheit geben 95% oder sonst ein Prozentsatz aller möglichen Stichproben einen Durchschnittswert $\bar{x}$, der vom Durchschnitt μ der Grundgesamtheit höchstens um einen bestimmten Wert e (fehler) abweicht. Es gilt

$$e = \frac{t \sigma}{\sqrt{n}} \quad (2)$$

Für die hier zugrunde gelegte statistische Sicherheit von 95% ist $t = 1,96$. Somit wird, immer auf den Wert $\mu = 100\%$ bezogen, für die Messdauer 0900–1000/1000–1100 Uhr

$$e = \frac{1,96 \cdot 10,3}{\sqrt{42}} = \pm 3,1\% \quad \text{und} \quad \mu' = 97,3 \pm 3,1\%$$

Für die Messdauer 0900–1000 Uhr wird $\mu'' = 92,6 \pm 3,5\%$.

2.4 Die Häufigkeitsverteilung

Die Häufigkeit oder die Dichte, mit der ein vom Bezugswert 100% um einen bestimmten Prozentsatz zufällig abweichender Verkehrswert gemessen wird, ist wie ausgeführt normal verteilt. Die Verteilung richtet sich nach der Dichtefunktion

$$\varphi(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (3)$$

Die Dichte φ wird auch als Wahrscheinlichkeit aufgefasst, mit der ein Messergebnis im Wert von $x\%$ des Bezugswertes erzielt wird. Die Summe der Wahrscheinlichkeiten

Pour l'écart-type σ , on a

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum \Delta x^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{3861}{41}} = 9,7 \quad (1)$$

De la même manière, on aura pour la durée de mesure journalière limitée de

09.00–10.00 et 10.00–11.00 heures:

$$\bar{x} = 97,3\%, \sigma = 10,3$$

09.00–10.00 heures:

$$\bar{x} = 92,6\%, \sigma = 11,7$$

Soit, autrement dit: Lorsque, du trafic moyen de dix matins, seules les valeurs mesurées entre 09.00 et 10.00 ainsi qu'entre 10.00 et 11.00 heures sont prises en considération, on obtient en moyenne une valeur de trafic correspondant à 97,3% de la valeur réelle.

2.3 Zone de confiance de la valeur moyenne

La valeur moyenne $\bar{x}$ est affectée d'une inexactitude résultant du petit nombre de faisceaux examinés. On aurait pu faire de nombreux autres échantillonnages de même taille. Suivant la grandeur du coefficient de confiance compris dans le calcul, 95% ou un autre pour-cent quelconque de tous les échantillonnages possibles donnent une valeur moyenne $\bar{x}$ qui diffère au plus d'une certaine valeur e (erreur) de la moyenne μ de la base. On a

$$e = \frac{t \sigma}{\sqrt{n}} \quad (2)$$

Pour la grandeur de 95% prise ici comme base pour le coefficient de confiance, $t = 1,96$. Ainsi, toujours par rapport à la valeur $\mu = 100\%$ et pour la durée de mesure 09.00–10.00 et 10.00–11.00 heures

$$e = \frac{1,96 \cdot 10,3}{\sqrt{42}} = \pm 3,1\% \quad \text{et} \quad \mu' = 97,3 \pm 3,1\%$$

Pour la durée de mesure 09.00–10.00 heures $\mu'' = 92,6 \pm 3,5\%$.

2.4 La distribution de fréquence

La fréquence ou densité avec laquelle est mesurée une valeur de trafic variant par hasard d'un certain pour-cent par rapport à une valeur de référence de 100% est distribuée normalement. La distribution se règle d'après la fonction de densité

$$\varphi(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (3)$$

La densité φ est aussi considérée comme la probabilité avec laquelle un résultat de mesure d'une valeur de $x\%$ de la valeur de référence est obtenu. La somme des probabilités de toutes les valeurs x est naturellement 100%. Les

aller x-Werte ist natürlich 100%. Aus der *Figur 1* geht zunächst hervor, dass sich die Verteilungskurve bei beschränkter täglicher Messdauer nicht nur nach links verschiebt, sondern auch etwas an Steilheit verliert. Anders ausgedrückt: Je mehr die tägliche Messdauer gekürzt wird, desto mehr streuen die Messergebnisse.

Vergleichshalber wurden in der *Figur 1* auch die Verteilungskurven für die bisher aus Gründen der Zeitersparnis angewendete fünftägige Messdauer eingetragen. Nach dem Gesetz der Wahrscheinlichkeit fällt die verkehrsstärkste Stunde des mittleren Verkehrsverlaufes mehrerer Tage umso sicherer stets auf die gleiche Tageszeit, je grösser die Zahl der Messtage ist. Das kommt in der *Figur 1* eindeutig zum Ausdruck. Es soll nun für die einzelnen Messverfahren festgestellt werden, mit welcher Häufigkeit ein

figures 1 montrent premièrement que, pour une durée de mesure journalière réduite, la courbe de distribution non seulement se déplace vers la gauche, mais perd un peu de sa pente. Autrement dit: plus la durée de mesure journalière est réduite, plus grande est la dispersion des résultats. A titre de comparaison, on a aussi reporté sur les *figures 1* les courbes de distribution pour les mesures de cinq jours faites jusqu'alors en vue de gagner du temps. D'après la loi des probabilités, l'heure chargée du trafic moyen de plusieurs jours tombe d'autant plus sûrement sur la même heure du jour que le nombre des jours de mesure est plus grand. La chose est clairement démontrée par les *figures 1*. Il s'agit maintenant, pour chaque méthode de mesure, de déterminer avec quelle fréquence un résultat de mesure diffère par exemple de $\pm 20\%$ de la valeur réelle μ .

2.5 L'aire en dessous de la courbe de fréquence

L'étendue de l'aire Φ comprise entre la courbe et l'ordonnée est la somme de toutes les fréquences relatives, soit 100% ou 1.

$$\int_{-\infty}^{\infty} \varphi(x) dx = 1$$

La fréquence avec laquelle un résultat se trouve en dehors de la région $x_1 \dots x_2$, dans le cas présent 80...120% de la valeur réelle μ , est donnée par

$$\Phi(x_2, x_1) = \int_{x_1}^{x_2} \varphi(x; \mu, \sigma) dx \quad (4)$$

Les valeurs Φ dépendent naturellement des paramètres μ et σ . Si l'on porte dans l'équation (3) $\frac{x - \mu}{\sigma} = u$ et $\sigma = 1$, on obtient la distribution standardisée de Gauss

$$\varphi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} \quad (5)$$

Pour cette distribution, l'aire Φ en fonction de μ est indiquée sous forme de tableaux dans les ouvrages spéciaux. Il suffit donc, pour une distribution normale quelconque pour x, μ, σ , de calculer la valeur u pour trouver sur le tableau la grandeur de l'aire de $-\infty \dots x$. On peut de cette façon calculer sans peine avec quelle fréquence, par exemple, un résultat supérieur à 80% ou compris entre 80 et 120% de la valeur réelle μ apparaît.

a) Durée de mesure complète

Résultats de plus de 80% de μ :

$$u_1 = \frac{x_1 - \mu}{\sigma} = \frac{80 - 100}{9,7} = -2,060$$

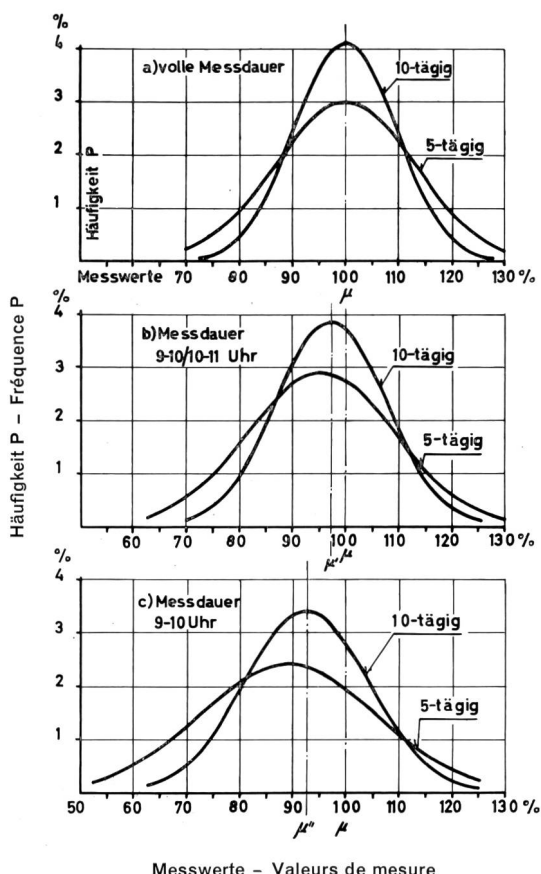


Fig. 1
Häufigkeitsverteilung von Messwerten in Prozent des wahren Verkehrswertes μ für 5- und 10tägige Messungen bei voller und beschränkter Messdauer, Bündelkategorie 1
Distribution de la fréquence de valeurs en pour-cent de la valeur réelle μ pour des mesures portant sur 5 et 10 jours, durée complète et réduite, catégorie de faisceau 1

volle Messdauer
10tägig

durée complète de mesure
10 jours

Messergebnis mehr als zum Beispiel $\pm 20\%$ vom wahren Verkehrswert μ abweicht.

2.5 Die Fläche unter der Häufigkeitskurve

Der Inhalt der Fläche Φ zwischen Kurve und Ordinate ist die Summe aller relativen Häufigkeiten, also 100% oder 1.

$$\int_{-\infty}^{\infty} \varphi(x) dx = 1$$

Die Häufigkeit, mit der ein Messergebnis ausserhalb des Bereiches von $x_1 \dots x_2$, in diesem Fall 80...120% des wahren Verkehrswertes μ liegt, ist gegeben durch

$$\Phi(x_2, x_1) = \int_{x_1}^{x_2} \varphi(x; \mu, \sigma) dx \quad (4)$$

Die Werte Φ sind natürlich von den Parametern μ und σ abhängig. Setzt man in der Gleichung (3) $\frac{x-\mu}{\sigma} = u$ und $\sigma = 1$, so erhält man die sogenannte normierte Gauss-Verteilung

$$\varphi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} \quad (5)$$

Für diese Verteilung ist die Fläche Φ in Funktion von μ in der Fachliteratur tabelliert worden. Es braucht somit für irgendeine Normalverteilung für (x, μ, σ) nur der Wert u ausgerechnet zu werden, um aus der Tabelle die Grösse der Fläche von $-\infty \dots x$ entnehmen zu können. Auf diese Weise lässt sich mühelos berechnen, mit welcher Häufigkeit beispielsweise ein Ergebnis über 80% beziehungsweise zwischen 80 und 120% des wahren Verkehrswertes μ eintritt.

a) Volle Messdauer

Messergebnisse über 80% von μ :

$$u_1 = \frac{x_1 - \mu}{\sigma} = \frac{80 - 100}{9,7} = -2,060$$

Nach Tabellen findet man für $u_1 = -2,060$ eine Fläche Φ_{x_1} von 0,020. Die ganze Fläche unter der Kurve ist = 1. Also bleibt für die Messergebnisse über $0,8\mu$ eine Fläche von $1 - 0,020 = 0,980$ oder eine relative Häufigkeit ihres Eintretens von 98,0%.

Messergebnisse zwischen 80 und 120% von μ :

$$u_2 = \frac{x_2 - \mu}{\sigma} = \frac{120 - 100}{9,7} = 2,060$$

nach Tabellen: $\Phi_{x_2} = 0,980$

Fläche von x_1 bis $x_2 = \Phi_{x_2} - \Phi_{x_1} = 0,980 - 0,020 = 0,960$
Die Häufigkeit, mit der ein Ergebnis zwischen 0,8 und 1,2 μ eintritt, ist 96,0%.

Sur les tableaux, on trouve pour $u_1 = -2,060$ une aire Φ_{x_1} de 0,020. L'aire entière en dessous de la courbe est = 1. Il reste ainsi pour les résultats de plus de $0,8\mu$ une aire de $1 - 0,020 = 0,980$ ou une fréquence relative de leur apparition de 98%.

Résultats compris entre 80 et 120% de μ :

$$u_2 = \frac{x_2 - \mu}{\sigma} = \frac{120 - 100}{9,7} = 2,060$$

d'après les tableaux: $\Phi_{x_2} = 0,980$

Aire de x_1 à $x_2 = \Phi_{x_2} - \Phi_{x_1} = 0,980 - 0,020 = 0,960$

La fréquence à laquelle apparaît un résultat entre 0,8 et 1,2 μ est de 96,0%.

b) Durée de mesure 09.00-10.00 et 10.00-11.00 heures (voir fig. 2)

$$u_1 = \frac{x_1 - \mu'}{\sigma} = \frac{80 - 97,3}{10,3} = -1,680$$

d'après les tableaux $\Phi_{x_1} = 0,046$

Aire de x_1 à $\infty = 1 - \Phi_{x_1} = 1 - 0,046 = 0,954$

La fréquence à laquelle apparaît un résultat au-dessus de $0,8\mu$ est de 95,4%.

$$u_2 = \frac{x_2 - \mu'}{\sigma} = \frac{120 - 97,3}{10,3} = 2,204$$

d'après les tableaux $\Phi_{x_2} = 0,986$

Aire de x_1 à $x_2 = \Phi_{x_2} - \Phi_{x_1} = 0,986 - 0,046 = 0,940$

La fréquence à laquelle apparaît un résultat entre 0,8 et 1,2 μ est de 94,0%.

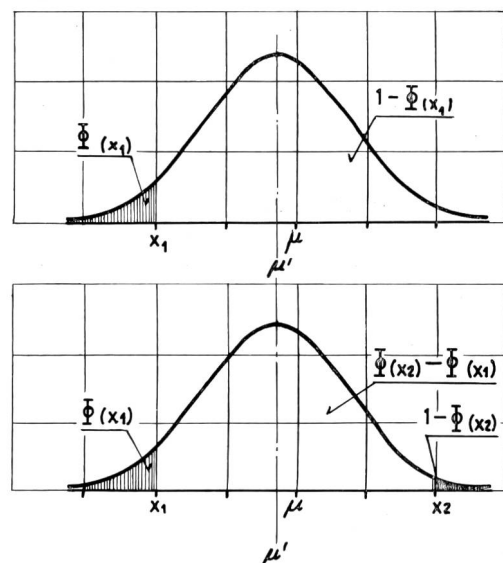


Fig. 2

Fläche Φ zwischen bestimmten Grenzen unter der Normalverteilungskurve

Aire Φ entre certaines limites au-dessous de la courbe de distribution normale

b) Messdauer 0900–1000 Uhr und 1000–1100 Uhr (siehe Fig. 2):

$$u_1 = \frac{x_1 - \mu'}{\sigma} = \frac{80 - 97,3}{10,3} = -1,680$$

nach Tabellen: $\Phi_{x_1} = 0,046$

Fläche von x_1 bis $\infty = 1 - \Phi_{x_1} = 1 - 0,046 = 0,954$

Die Häufigkeit, mit der ein Ergebnis über $0,8 \mu$ eintritt, ist 95,4%.

$$u_2 = \frac{x_2 - \mu'}{\sigma} = \frac{120 - 97,3}{10,3} = 2,204$$

nach Tabellen: $\Phi_{x_2} = 0,986$

Fläche von x_1 bis $x_2 = \Phi_{x_2} - \Phi_{x_1} = 0,986 - 0,046 = 0,940$

Die Häufigkeit, mit der ein Ergebnis zwischen $0,8$ und $1,2 \mu$ eintritt, ist 94,0%.

In *Tabelle II* sind die Werte der Häufigkeit von Messergebnissen über und zwischen gewissen Grenzen für 5- und 10tägige Messungen einander gegenübergestellt. Sie zeigen in Zahlen, was in der Figur 1 graphisch dargestellt ist: Eine auf die Stunden 0900–1000 Uhr und 1000–1100 Uhr beschränkte tägliche Messdauer hat gegenüber der vollen Messdauer nur eine unbedeutende Einbusse an Messgenauigkeit zur Folge. Bei der Beschränkung auf eine einzige Stunde dagegen nimmt die Genauigkeit bereits beträchtlich ab. Eine 10-tägige Messung führt zu weit sichereren Resul-

Tabelle II: Häufigkeit P, mit der ein Messergebnis über 80% bzw. zwischen 80 und 120% des wahren Verkehrswertes μ in der Bündelkategorie 1 eintritt.

Tableau II: Fréquence P à laquelle apparaît un résultat de mesure supérieur à 80% ou compris entre 80 et 120% de la valeur de trafic réelle μ dans la catégorie de faisceaux 1.

Tägliche Messdauer Durée de la mesure journalière	Häufigkeit P für ein Messergebnis Fréquence P pour un résultat	
	über $0,8 \mu$ supérieur à $0,8 \mu$	zwischen $0,8$ und $1,2 \mu$ compris entre $0,8$ et $1,2 \mu$
10tägige Messung	%	%
Mesure de 10 jours		
volle Messdauer		
durée complète	98,0	96,0
0900–1000 Uhr und 1000–1100 Uhr		
0900–1000 et 1000–1100 heures	95,4	94,0
0900–1000 Uhr		
0900–1000 heures	85,9	85,0
5tägige Messung		
Mesure de 5 jours		
volle Messdauer		
durée complète	93,5	87,0
0900–1000 Uhr und 1000–1100 Uhr		
0900–1000 et 1000–1100 heures	86,9	83,1
0900–1000 Uhr		
0900–1000 heures	70,7	67,7

Dans le *tableau II* sont mises en regard les valeurs de la fréquence de résultats se trouvant au-dessus de certaines limites et entre celles-ci pour des mesures portant sur cinq et dix jours. Elles indiquent en chiffres ce que montrent graphiquement les figures 1: la limitation des mesures journalières aux durées comprises entre 09.00 et 10.00 ainsi qu'entre 10.00 et 11.00 heures n'a, par rapport à la durée de mesure complète, qu'une influence insignifiante sur l'exactitude. Par contre, si la mesure est limitée à une seule heure, l'exactitude en souffre notablement. Une mesure portant sur dix jours donne des résultats beaucoup plus sûrs que celle effectuée pendant cinq jours seulement. Le tableau montre encore à quel point une telle limitation s'impose pour des mesures portant sur dix jours lorsqu'elle permet de simplifier notablement le dispositif de mesure.

2.6 La distribution normale du réseau de probabilité

Pour déterminer rapidement, pour une plage de mesure quelconque, la probabilité d'obtention de valeurs comprises entre ces limites, on recourt avantageusement à la fonction cumulative de la distribution normale dans le réseau de probabilité. Dans la *figure 3* sont reportés, cumulés, les écarts en pour-cent de la valeur μ trouvés empiriquement lors de mesures complètes de dix jours pour des faisceaux LS 1...3 Erl. Ils peuvent être reliés approximativement entre eux par une droite, ce qui confirme en outre que leur fonction de densité est effectivement distribuée de manière normale. Les positions des autres droites ont ensuite été déterminées d'après un procédé abrégé.

Selon les tableaux des ouvrages spéciaux, on trouve pour l'aire Φ en dessous de la courbe normale

$$u_1 = -1,96 \quad \text{pour } \Phi_1 = 0,025$$

$$u_2 = 1,96 \quad \text{pour } \Phi_2 = 0,975$$

$$\text{on a alors } u = \frac{x - \mu}{\sigma}; \quad x = \mu + u \sigma$$

La droite se trouve placée de manière qu'elle relie entre eux le point d'intersection des fréquences cumulées 2,5% (ou $\Phi = 0,025$) avec $x_{0,025}$ et celui des fréquences cumulées 97,5% avec $x_{0,975}$.

Faisceau LS 1...3 Erl, mesure de dix jours:

Durée 09.00–10.00 et 10.00–11.00 heures

$$x_{0,025} = \mu' + u_1 \sigma = 97,3 - 1,96 \cdot 10,3 = 77,0$$

$$x_{0,975} = \mu' + u_2 \sigma = 97,3 + 1,96 \cdot 10,3 = 117,6$$

Durée 09.00–10.00 heures

$$x_{0,025} = \mu'' + u_1 \sigma = 92,6 - 1,96 \cdot 11,7 = 69,4$$

$$x_{0,975} = \mu'' + u_2 \sigma = 92,6 + 1,96 \cdot 11,7 = 115,8$$

Ces droites permettent de trouver facilement le plus grand écart probable d'un résultat par rapport à la valeur réelle μ , si d'emblée on ne tient pas compte des écarts extrêmes, représentant par exemple 5%, c'est-à-dire si l'on admet un coefficient de confiance de 95%. Dans le *tableau III* figurent

taten als eine von nur 5 Tagen. Weiter kommt zum Ausdruck, wie sehr sich eine solche Beschränkung, wenn sie eine wesentliche Vereinfachung der Messeinrichtung erlaubt, bei 10 Messtagen aufdrängt.

2.6 Die Normalverteilung im Wahrscheinlichkeitsnetz

Um für jeden beliebigen Toleranzbereich rasch die Wahrscheinlichkeit des Eintretens von Werten innerhalb dieser Grenzen ermitteln zu können, bedient man sich mit Vorteil der Summenfunktion der Normalverteilung im Wahrscheinlichkeitsnetz. In Figur 3 sind die empirisch gefundenen prozentualen Abweichungen vom Wert μ bei der 10tägigen Messung mit voller Messdauer für die LS-Bündel 1...3 Erl addiert eingetragen. Sie lassen sich annäherungsweise mit einer Geraden verbinden, eine Bestätigung übrigens, dass ihre Dichtefunktion tatsächlich normal verteilt ist. Die Lagen der übrigen Summengeraden wurden daher in einem abgekürzten Verfahren bestimmt.

Nach Tabellen der Fachliteratur für die Fläche Φ unter der Normalkurve findet man

$$\begin{aligned} u_1 &= -1,96 & \text{für } \Phi_1 = 0,025 \\ u_2 &= 1,96 & \text{für } \Phi_2 = 0,975 \end{aligned}$$

$$\text{es ist } u = \frac{x - \mu}{\sigma}; \quad x = \mu + u \sigma$$

Die Summengerade liegt derart, dass sie den Schnittpunkt der Summenhäufigkeit 2,5% (oder $\Phi = 0,025$) mit $x_{0,025}$ und jenen der Summenhäufigkeit 97,5% mit $x_{0,975}$ miteinander verbindet.

LS-Bündel 1...3 Erl, 10tägige Messung:

Messdauer 0900–1000 Uhr und 1000–1100 Uhr:

$$x_{0,025} = \mu' + u_1 \sigma = 97,3 - 1,96 \cdot 10,3 = 77,0$$

$$x_{0,975} = \mu' + u_2 \sigma = 97,3 + 1,96 \cdot 10,3 = 117,6$$

Messdauer 0900–1000 Uhr:

$$x_{0,025} = \mu'' + u_1 \sigma = 92,6 - 1,96 \cdot 11,7 = 69,4$$

$$x_{0,975} = \mu'' + u_2 \sigma = 92,6 + 1,96 \cdot 11,7 = 115,8$$

Aus diesen Summengeraden kann leicht abgelesen werden, mit welcher grössten Abweichung eines Messergebnisses vom wahren Verkehrswert μ zu rechnen ist, wenn von vornherein die extremsten, beispielsweise 5% der

Fig. 3

Summengeraden im Wahrscheinlichkeitsnetz für die Häufigkeit von Zufallswerten für LS-Bündel mit 1...3 Erl und 4...6 Erl Verkehr bei voller und beschränkter Messdauer
Droites des écarts cumulés dans le réseau de probabilité pour la fréquence de valeurs aléatoires pour des faisceaux LS de 1...3 Erl et 4...6 Erl, durée de mesure complète et réduite

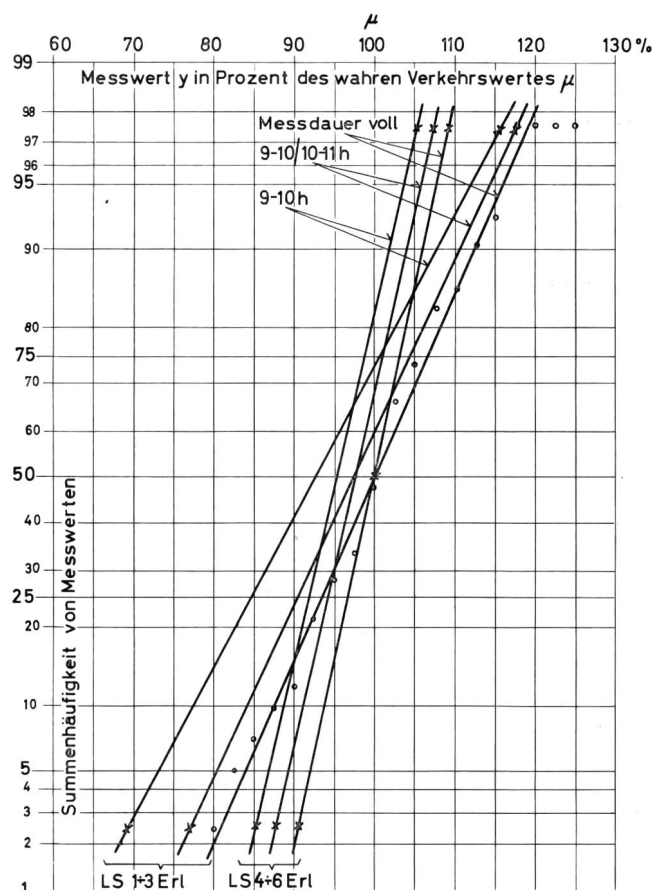
Messwert y in Prozent des wahren Verkehrswertes μ – Valeur en pour-cent de la valeur réelle μ

Summenhäufigkeit von Messwerten – Fréquences cumulées de valeurs de mesure

Messdauer voll – Durée de mesure complète

les valeurs relatives aux catégories 1...5 pour différentes durées de mesure journalières. On voit que les zones dans lesquelles les résultats devraient se trouver avec une probabilité P d'au moins 95% ont été échelonnées d'après la grandeur des faisceaux. Les motifs de cette représentation sont évidents. La position dans le temps de l'heure chargée moyenne est d'autant plus instable que la valeur de trafic est petite. D'autre part, un petit faisceau ne peut être utilisé aussi bien qu'un grand et est donc moins sensible aux surcharges. La figure 4 montre que pour une valeur de 3 Erl un écart compris entre 80 et 120% de la valeur exacte n'a que peu d'importance. Une pareille tolérance doit également être admise dans le cas d'une mesure complète. La charge admissible spécifique de grands faisceaux permet un échelonnement des tolérances de 85...115% pour une valeur de trafic comprise entre 4 et 6 Erl et de 90...110% pour une valeur comprise entre 7 et 15 Erl.

Dans le cas des faisceaux VL de la catégorie 4 (VL 4...6 Erl), l'exactitude de la mesure n'est pas absolument satisfaisante. La différence entre durée de mesure complète et durée de 09.00–10.00 et 10.00–11.00 heures est cependant également insignifiante. L'écart-type σ relativement grand



Abweichungen unberücksichtigt bleiben, das heisst, wenn eine statistische Sicherheit von 95% angenommen wird. In der *Tabelle III* sind die interessierenden Werte für die Kategorien 1...5 bei verschiedener täglicher Messdauer zusammengestellt.

Wie aus dieser zu ersehen ist, wurden die Bereiche, innerhalb derer die Messergebnisse mit einer Häufigkeit P von wenigstens 95% liegen sollen, nach Bündelgrösse abgestuft. Die Gründe sind naheliegend. Die zeitliche Lage der mittleren HVST verhält sich umso unstabiler, je kleiner der Verkehrswert ist. Andererseits lässt sich ein kleines Bündel schlechter ausnützen als ein grosses und ist daher gegen Überlastung unempfindlicher. Wie *Figur 4* zeigt, hat bei einem Verkehrswert von 3 Erl eine Fehlmessung zwischen 80 und 120% des richtigen Wertes nur geringe Bedeutung.

permet de supposer que la taille de l'échantillonnage est trop faible et que, par conséquent, σ est par hasard trop élevé. Cette possibilité existe, car une certaine tolérance d'erreur doit être admise pour l'écart-type résultant d'un échantillonnage comme pour la valeur moyenne. On doit donc rechercher si l'écart-type trouvé n'est que par hasard aussi élevé ou s'il correspond à la réalité. Le test χ^2 entre ici en considération.

2.7 Examen d'une hypothèse sur la dispersion

Si $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ sont les variables aléatoires, indépendantes les unes des autres, d'une distribution normale standardisée, la variable

$$V_n = x_1^2 + x_2^2 + \dots + x_n^2$$

Tabelle III: Zusammenstellung der Werte für die Bündel der Kategorien 1...5 bei verschiedener täglicher Messdauer

Tableau III: Récapitulation des valeurs pour les faisceaux des catégories 1...5 pour différentes durées de mesure

Tägliche Messdauer Durée de la mesure journalière	Bündel-Kategorie Catégorie de faisceau	σ	μ μ' μ''	e	Grenzen Limites x_1/x_2	P für Ergebnis P pour résultat		x-Werte für Summenhäufigkeit Valeurs x pour fréquences cumulées	
						über x_1 au-dessus de x_1	zwischen x_1 und x_2 entre x_1 et x_2	2,5 %	97,5 %
			%	%	%	%	%	%	%
0830-0930									
0845-0945									
0900-1000	LS 1...3 Erl	9,7	100	—	80/120	98,0	96,0	80,9	119,1
0915-1015	VL 1...3 Erl	7,9	100	—	80/120	99,4	98,9	84,4	115,6
0930-1030	LS 4...6 Erl	4,8	100	—	85/115	99,9	99,9	90,6	109,4
0945-1045	VL 4...6 Erl	9,2	100	—	85/115	94,9	89,8	81,9	118,1
1000-1100	10...15 Erl	5,6	100	—	90/110	96,3	92,6	89,0	111,0
1015-1115									
1030-1130									
0900-1000 1000-1100	LS 1...3 Erl	10,3	97,3	$\pm 3,1$	80/120	95,4	94,0	77,0	117,6
	VL 1...3 Erl	9,1	97,1	$\pm 3,5$	80/120	96,9	96,3	79,1	115,1
	LS 4...6 Erl	4,9	97,4	$\pm 1,8$	85/115	99,4	99,4	87,7	107,1
	VL 4...6 Erl	8,8	97,6	$\pm 2,9$	85/115	92,4	90,0	80,2	115,0
	10...15 Erl	5,3	99,2	$\pm 2,4$	90/110	96,2	94,4	88,9	109,5
0900-1000	LS 1...3 Erl	11,7	92,6	$\pm 3,5$	80/120	85,9	85,0	69,4	115,8
	VL 1...3 Erl	8,7	94,6	$\pm 3,3$	80/120	95,4	95,2	77,5	111,7
	LS 4...6 Erl	5,0	95,1	$\pm 1,9$	85/115	97,7	97,7	85,1	105,0
	VL 4...6 Erl	9,3	96,0	$\pm 3,1$	85/115	88,1	86,0	77,6	114,4
	10...15 Erl	5,8	97,6	$\pm 2,6$	90/110	90,5	88,9	86,2	109,0

σ = Streuung der Messergebnisse
 μ, μ', μ'' = Mittelwerte der Messergebnisse
e = Vertrauensbereich des Mittelwertes bei einer statistischen Sicherheit von 95%
 x_1, x_2 = Zugelassene Toleranzen
P = Relative Häufigkeit eines Messergebnisses über der Grenze x_1 oder zwischen den Grenzen x_1 und x_2
x-Werte für die Summenhäufigkeiten 2,5% und 97,5%

σ = dispersion des résultats
 μ, μ', μ'' = valeurs moyennes des résultats
e = intervalle de confiance de la valeur moyenne pour un coefficient de confiance de 95%
 x_1, x_2 = tolérances admises
P = fréquence relative d'un résultat supérieur à la limite x_1 ou compris entre les limites x_1 et x_2
Valeurs x pour les fréquences cumulées 2,5 et 97,5%

Auch bei voller Messdauer muss eine solche Toleranz eingestanden werden. Die spezifische Belastbarkeit grösserer Bündel lässt eine Abstufung der Toleranzen zu auf 85...115% bei einem Verkehrswert zwischen 4 und 6 Erl und auf 90...110% bei einem solchen zwischen 7 und 15 Erl.

Bei den untersuchten VL-Bündeln der Kategorie 4 (VL 4...6 Erl) ist die Messgenauigkeit nicht ganz befriedigend. Der Unterschied zwischen voller Messdauer und der Messdauer 0900–1000 Uhr und 1000–1100 Uhr ist aber auch hier unbedeutend. Die verhältnismässig grosse Standardabweichung σ lässt vermuten, dass der Umfang der Stichprobe hier zu klein und σ daher zufällig gross ausgefallen sei. Diese Möglichkeit besteht, denn auch der aus einer Stichprobe abgeleiteten Standardabweichung kommt, wie dem Mittelwert, eine Fehlertoleranz zu. Es ist daher zu untersuchen, ob die gefundene Standardabweichung nur zufällig so gross ist, oder ob sie der Wirklichkeit entspricht. Hierfür eignet sich der χ^2 -Test.

2.7 Prüfen einer Hypothese über die Streuung

Sind $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ die voneinander unabhängigen, einer standardisierten Normalverteilung folgenden zufälligen Variablen, so weist die Variable

$$V_n = x_1^2 + x_2^2 + \dots + x_n^2$$

eine χ^2 -Verteilung mit n Freiheitsgraden auf. Die Grösse

$$\frac{s^2}{\sigma^2} (n-1)$$

ist nach χ^2 mit $(n-1)$ Freiheitsgraden verteilt, wobei

s = Streuung in der Stichprobe

σ = Streuung in der Grundgesamtheit

Wenn mit $\chi^2_{\alpha/2} (n-1)$ und $\chi^2_{1-\alpha/2} (n-1)$ die Grenzen des Vertrauensbereiches bei $(n-1)$ Freiheitsgraden bezeichnet werden, so gilt

$$\chi^2_{\alpha/2} (n-1) < \frac{s^2}{\sigma^2} (n-1) < \chi^2_{1-\alpha/2} (n-1) \quad (6)$$

Diese Beziehung kann verwendet werden, um eine bestimmte Hypothese, zum Beispiel $s^2 = \sigma^2$ zu testen. Ist die Hypothese richtig, dass die mit Stichproben gefundene Streuung s^2 mit der tatsächlichen Varianz σ^2 übereinstimmt, so müssen die linke und die rechte Ungleichung erfüllt sein; andernfalls ist die Hypothese zu verwerfen. Der Stichprobenumfang betrug $n = 36$, also sind $(n-1) = 35$ Freiheitsgrade. Die Werte $\chi^2_{\alpha/2}$ und $\chi^2_{1-\alpha/2}$ können in Funktion der Freiheitsgrade aus Tabellen der Fachliteratur entnommen werden. Bei einer statistischen Sicherheit von 98% und beidseitig verteiltem $\alpha = 2\%$ ergibt die Ungleichung (6)

$$18,5 < \frac{9,2 \cdot 35}{9,2} < 57,4$$

présente une distribution χ^2 avec n degrés de liberté. La grandeur

$$\frac{s^2}{\sigma^2} (n-1)$$

est répartie d'après χ^2 avec $(n-1)$ degrés de liberté; on a

s = dispersion dans l'échantillon

σ = dispersion dans la base

Si les limites de l'intervalle de confiance sont, pour $(n-1)$ degrés de liberté, désignées par $\chi^2_{\alpha/2} (n-1)$ et $\chi^2_{1-\alpha/2} (n-1)$, on aura

$$\chi^2_{\alpha/2} (n-1) < \frac{s^2}{\sigma^2} (n-1) < \chi^2_{1-\alpha/2} (n-1) \quad (6)$$

Cette relation peut être employée pour tester une hypothèse donnée, par exemple $s^2 = \sigma^2$. Si l'hypothèse que la dispersion s^2 trouvée par des échantillonnages correspond à la variante effective σ^2 , est exacte, les conditions des inéquations de gauche et de droite doivent être remplies; si ce n'est pas le cas, l'hypothèse doit être rejetée. La taille de l'échantillonnage était de $n = 36$; il s'ensuit que $(n-1) = 35$ degrés de liberté. Les valeurs $\chi^2_{\alpha/2}$ et $\chi^2_{1-\alpha/2}$ en fonction des degrés de liberté peuvent être prises des tableaux figurant dans les ouvrages spéciaux. Pour un coefficient de confiance de 98% et $\alpha = 2\%$ réparti des deux côtés, l'inéquation (6) donne

$$18,5 < \frac{9,2 \cdot 35}{9,2} < 57,4$$

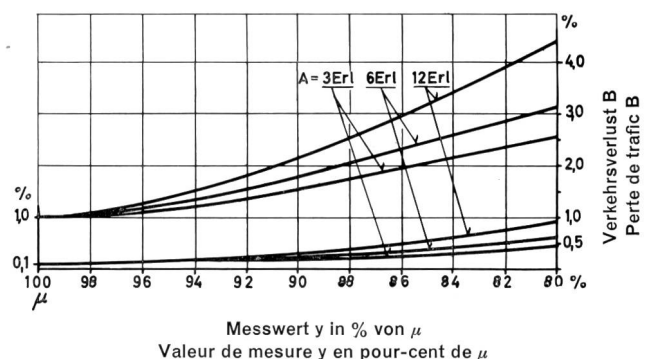


Fig. 4

Wird bei einem mit 3, 6 beziehungsweise 12 Erl belasteten und mit 0,1% beziehungsweise 1% Verlust arbeitenden Bündel die Zahl der Leitungen einem unter dem wahren Verkehrswert μ liegenden falschen Messwert y angepasst, so tritt ein durch die Kurven angegebener Verlust B auf.

Si, pour un faisceau accusant un trafic de 3, 6 ou 12 Erl et travaillant avec 0,1% ou 1% de perte, le nombre des circuits est adapté à une valeur fautive y se trouvant en-dessous de la valeur réelle μ , on constate la perte B indiquée par les courbes.

Die Hypothese $s^2 \approx \sigma^2$ trifft somit zu, und der Stichprobenumfang ist gross genug. Der Grund des grossen Streuwertes liegt in der Einseitigkeit der Stichprobe, indem die meisten in dieser Gruppe untersuchten Bündel einen sprunghaft sich ändernden Saisonverkehr aufweisen. Bei weniger extremen Verkehrsverhältnissen läge auch für die Kategorie VL (4...6 Erl) die Messgenauigkeit im gleichen Rahmen wie für die übrigen.

3. Schlussfolgerung

Das vom CCITT empfohlene Verfahren für das Ermitteln des Verkehrswertes der Hauptverkehrsstunde weist eine zeitlich so regelmässige Lage der mittleren HVST auf, dass für die Messung des Inlandverkehrs in der Regel eine vormittags auf die Stunden 0900–1000 Uhr und 1000–1100 Uhr beschränkte Messdauer die Zuverlässigkeit des Messwertes kaum schmälert. Die Verkehrsmessung lässt sich mit dieser Beschränkung wesentlich vereinfachen. Trotz der gekürzten Messdauer bleibt, dem Sinne nach, die CCITT-Methode gewahrt. Es wird lediglich der Aufwand für das Ermitteln und Auswerten jener Daten eingespart, die mit grösster Wahrscheinlichkeit am Ende der Erhebung ungenützt blieben.

L'hypothèse $s^2 \approx \sigma^2$ est donc réalisée et la taille de l'échantillon est suffisamment grande. La grande valeur de la dispersion est due au fait que l'échantillonnage a porté sur un groupe de faisceaux dont la plupart écoulent un trafic de saison soumis à de brusques variations. Dans des conditions de trafic moins extrêmes, l'exactitude de la mesure pour la catégorie VL (4...6 Erl) serait dans les mêmes limites que pour les autres catégories.

3. Conclusion

La méthode recommandée par le CCITT pour déterminer le trafic de l'heure chargée révèle une position de l'heure chargée moyenne si régulière dans le temps que, en règle générale, pour mesurer le trafic national, une durée de mesure limitée aux heures du matin de 09.00 à 10.00 et de 10.00 à 11.00 n'affecte presque pas l'exactitude de la valeur mesurée. Cette limitation permet de simplifier considérablement la mesure. Malgré la brève durée de la mesure, le principe de la méthode du CCITT est respecté. On épargne simplement les frais et le temps nécessaire pour déterminer et analyser les données qui resteraient très probablement inutilisées à la fin du relevé statistique.