

Record Number:
Author, Monographic: Mascolo, D.//Demard, H.
Author Role:
Title, Monographic: Demande en eau des résidences unifamiliales
Translated Title:
Reprint Status:
Edition:
Author, Subsidiary:
Author Role:
Place of Publication: Québec
Publisher Name: INRS-Eau
Date of Publication: 1973
Original Publication Date:
Volume Identification:
Extent of Work: vii, 88
Packaging Method: pages
Series Editor:
Series Editor Role:
Series Title: INRS-Eau, Rapport de recherche
Series Volume ID: 11
Location/URL:
ISBN: 2-89146-009-X
Notes: Rapport annuel 1972-1973
Abstract: 15.00\$
Call Number: R000011
Keywords: rapport/ ok/ dl

INRS-Eau
UNIVERSITE DU QUEBEC
C.P. 7500, Sainte-Foy
Québec G1V 4C7

RAPPORT SCIENTIFIQUE No 11
1973

Rapport rédigé pour
INRS-Eau

Demande en eau des résidences
unifamiliales

par
D. Mascolo, H. Demard

ISBN 2-89146-009-X

DEPOT LEGAL 1973

Tous droits de traduction, de reproduction et d'adaptation réservés

c 1973 - Institut national de la recherche scientifique

SOMMAIRE

Demande en eau de résidences unifamiliales.

Dans le cadre d'un programme de recherche sur le contrôle et la gestion des systèmes urbains de distribution d'eau, nous avons été amenés à nous intéresser à la structure de la demande des résidences unifamiliales.

Sur un échantillon de 9 résidences situées à Sherbrooke, Québec, Canada, nous avons analysé pendant 12 mois la consommation sur des bases de temps allant de 10 secondes à 1 jour dans le but d'établir d'une part les variations dans le temps de la demande d'une résidence et d'autre part d'aborder le problème de la superposition de la demande de plusieurs résidences.

Mots-clés: eau, distribution, demande, résidences unifamiliales.

Mascolo, D. et Demard, H. (1973). "Demande en eau de résidences unifamiliales". *INRS-Eau, Rapport Technique No 11*, 88 p.

ABSTRACT

Water demand of single dwelling residences.

Within the outline of a research program on water distribution system management the demand function of single dwelling units has been considered.

The variations of the demand of nine single dwelling units (located in Sherbrooke, Quebec, Canada) has been studied on a 1 minute to 1 week time basis. The approach allowed the analysis of demand structure and a statistical definition of peaks intensity. The superposition of the demand of several residences has also been considered in statistical way.

Key-words: water, demand, single dwelling residences.

Mascolo, D. et Demard, H. (1973). "Demande en eau de résidences unifamiliales". *INRS-Eau, Rapport Technique No 11*, 88 p.

TABLE DES MATIERES

	<u>Page</u>
LISTE DES FIGURES	<i>v</i>
LISTE DES TABLEAUX	<i>vi</i>
LISTE DES SYMBOLES ET ABREVIATIONS	<i>vii</i>
INTRODUCTION	2
CHAPITRE I	
VARIATIONS HEBDOMADAIRES, JOURNALIERES ET HORAIRES DE LA CONSOMMATION	6
1.1 Système d'acquisition de données	6
1.2 Variations hebdomadaires de la consommation	7
1.3 Variations journalières de la consommation	7
1.4 Variations horaires de la consommation	8
1.5 Variation de la consommation sur de faibles échelles de temps	9
1.6 Analyse des débits des usages	10
1.7 Durée des usages	11
CHAPITRE 2	
SUPERPOSITION DES CONSOMMATIONS DE PLUSIEURS RESIDENCES	14
2.1 Consommation journalière	16
2.2 Consommation horaire	16
2.3 Echelles de temps inférieures	16
2.4 Durée des usages	17
CHAPITRE 3	
FACTEURS INFLUENCANT LA CONSOMMATION	19
3.1 Influence du type de tarification	19

	<u>Page</u>	
3.2	Influence des variables socio-économiques	20
3.2.1	Variables "externes"	20
3.2.2	Variables "internes"	21
3.2.3	Analyse de l'influence des variables socio-économiques	21
3.3	Conclusion	24
CHAPITRE 4		
	TARIFICATION DES CONSOMMATEURS RESIDENTIELS	26
4.1	Situation actuelle	26
4.1.1	Tarification sur taux fixe	26
4.1.2	Tarification sur compteur	27
4.2	Objectifs et moyens	27
4.2.1	Etude coûts-bénéfices	28
4.2.2	Influence de la tarification sur la consommation	30
4.3	Conclusion	31
CONCLUSION		33
ANNEXE 1		
	SYSTEME D'ACQUISITION DE DONNES	36
A1.1	Mesure proprement dite	36
A1.1.1	Débit-mètre à déplacement	36
A1.1.2	Turbine	36
A1.2	Transmission	37
A1.3	Système de contrôle de données (SCD)	37
A1.4	Stockage des données	38
A1.5	Traitement des données	38

	<u>Page</u>
ANNEXE 2	
VALEURS INSTANTANÉES ET VALEURS CUMULÉES	40
ANNEXE 3	
TEST D'ÉGALITÉ DES MOYENNES	45
A3.1 Test d'égalité des variances	45
A3.2 Test d'égalité des moyennes	47
ANNEXE 4	
DISTRIBUTIONS	50
ANNEXE 5	
TEST EN CHI CARRE	54
ANNEXE 6	
REGRESSIONS LINEAIRES	57
BIBLIOGRAPHIE	61
FIGURES	65
TABLEAUX	80

LISTE DES FIGURES

	<u>Page</u>
1 Tendances hebdomadaires	66
2 Distribution des consommations journalières	67
3 Hydrogramme journalier	68
4 Histogramme des heures de pointes	69
5 Coefficient moyen de pointe journalière	70
6 Densité de probabilité des débits des usages	71
7 Densité de probabilité des durées des usages	72
8 Densité de probabilité des consommations journalières de plusieurs résidences	73
9 Densité de probabilité des consommations cumulées sur 10 minutes pour n résidences	73
10 Densité de probabilité des consommations cumulées sur 1 minute pour n résidences	74
11 Densité de probabilité des débits instantanés pour n résidences	74
12 Coefficient d'utilisation pour n résidences	75
13 Croissance de la consommation et influence de la tarification	76
14 Schéma du SAD à bande magnétique	77
15 Probabilité d'erreur sur la consommation sur X jours	78
16 Régression linéaire: droite réelle et droite estimée	79

LISTE DES TABLEAUX

	<u>Page</u>
1	Références 81
2	Consommation journalière moyenne d'après le jour de la semaine 82
3	Consommations journalières par service per diem 83
4	Pics horaires 84
5	Influence du mode de tarification sur la consom- mation dans des zones résidentielles américaines 85
6	Coefficients de corrélation entre les variables socio-économiques 86
7	Caractéristiques socio-économiques des résidences formant l'échantillon 87
8	Résultats des régressions 88

LISTE DES SYMBOLES ET ABREVIATIONS

α	:	Niveau de signification.
a	:	Paramètre de la loi Pearson III.
β_i	:	ième paramètre théorique d'une regression linéaire.
b_i	:	Estimation de β_i .
θ_i	:	ième paramètre d'une loi de distribution.
f_i	:	Taille du ième échantillon.
H_i	:	ième moment d'une distribution.
k	:	Nombre d'échantillons.
L	:	Fonction vraisemblance.
m	:	Paramètre de position de la loi Pearson III.
ν	:	Nombre de degrés de liberté.
Q_j	:	Consommation journalière moyenne.
ρ	:	Paramètre de la loi Pearson III.
σ_i^2	:	Variance théorique de la variable x_i .
S_i^2	:	Estimé de σ_i^2 .
SAD	:	Système d'acquisition de données.
SCD	:	Système de contrôle de données.
USG	:	US Gallon
USGPM	:	US Gallon par minute
USGPCD	:	US Gallon per capita per diem.
USGPD	:	US Gallon per diem (par service).

I N T R O D U C T I O N

INTRODUCTION

Dans le cadre d'un programme de recherche sur l'analyse, le contrôle et la gestion des systèmes urbains de distribution d'eau, nous avons été amenés à nous intéresser à la structure de la demande des différents groupes de consommateurs et en particulier des consommateurs résidentiels.

L'analyse du comportement des réseaux d'aqueducs a fait l'objet de quantité de travaux ayant conduit à d'importants progrès tant dans la souplesse des applications que dans la rapidité des méthodes de résolution. Cependant, toutes les méthodes font appel à des données souvent inexistantes et dont l'estimation peut conduire à d'importantes erreurs. Aussi nous est-il paru indispensable d'approfondir la connaissance des variations de la demande en eau.

La demande résidentielle est, par nature, une fonction extrêmement variable dans le temps ainsi la plupart des investigateurs ont-ils envisagé des moyennes sur de longs intervalles (un mois, une année). SEIDEL^{20 21 22} qui a participé à l'analyse de plusieurs enquêtes de l'American Water Works Association rapporte une consommation moyenne journalière calculées sur une base annuelle de 140 à 275 USGPD* en 1955 et de 183 à 235 USGPD en 1960. Ces chiffres constituent les moyennes de relevés de compteurs de la plupart des municipalités des U.S.A.

* USGPD: US gallon per diem.

LINAWEAVER et al¹³ mentionnent pour 1967 une consommation moyenne journalière de 249 USGPD à la suite d'une étude réalisée dans 41 zones résidentielles des U.S.A. KELLOW¹¹, pour sa part, a étudié, en 1970, la consommation moyenne des résidences de Calgary, Alb. et arrive au chiffre moyen de 300 IGPD en US. Ces résultats, ainsi que ceux d'études antérieures (tableau 1), permettent d'identifier deux principales sources de variation:

- les erreurs de mesure intervenant pour une proportion que l'on peut estimer à 10% en première approximation;
- les variations effectives de la consommation moyenne qui sont dues à l'échantillon choisi pour l'étude.

KELLOW, LINAWEAVER et al ont montré, en effet, que différentes variables jouent un rôle important dans l'interprétation des résultats: conditions climatiques, type de la source d'approvisionnement, caractéristiques socio-économiques de l'ensemble des résidences, méthode de tarification. Cet aspect sera abordé au cours du chapitre 2.

L'analyse de la consommation d'eau résidentielle fait apparaître la nécessité de distinguer deux types de consommation:

- a) les usages intérieurs ou consommation domestique;
- b) les usages extérieurs comprenant l'arrosage, le lavage des automobiles, le remplissage des piscines, etc...

Ce second type d'usage est bien délimité dans le temps (mai à septembre, au Québec) et détermine ainsi une variation saisonnière de la consommation.

En faisant l'hypothèse que la différence entre les consommations d'été et d'hiver n'est due qu'aux usages extérieurs. LINAWEAVER et al ont trouvé une consommation moyenne pour les usages extérieurs de 160 USGPD soit environ 40 USGPCD* pour l'ensemble des zones étudiées - alors que PORGES¹⁶ indique 60 USGPD pour le Nord-Est des U.S.A.

Ces chiffres attirent deux remarques:

- a) l'hypothèse précédemment citée peut être mise en doute car certains usages intérieurs peuvent également augmenter pendant l'été (bains, lavages);
- b) les variations de la consommation dues aux usages extérieurs sont très importantes et sont reliées comme pour la consommation moyenne annuelle à différentes variables: climat, tarification, caractéristiques socio-économiques (cf chapitre 3).

Ces différentes études nous ont amené à nous questionner sur les variations de la consommation pour des durées plus courtes (une semaine, un jour, une heure, etc.). Notre étude a ainsi porté sur un échantillon de 12 résidences unifamiliales situées à Sherbrooke. Celles-ci ont été équipées de débit-mètres reliés par ligne téléphonique à un système enregistrant une lecture toutes les 10 secondes. Nous avons totalisé 312 jours-résidences complets d'enregistrement; nous avons analysé les variations de la demande à l'échelle hebdomadaire, journalière, horaire ainsi que les débits instantanés. Nous nous sommes également intéressés aux problèmes de la superposition de la demande de plusieurs résidences. Finalement, nous présentons au chapitre 4 quelques considérations sur la tarification, considérations qui découlent des différents résultats de l'étude de la consommation et de l'influence des caractéristiques socio-économiques sur cette consommation.

* USGPCD: US gallon per capita per diem

C H A P I T R E I

VARIATIONS HEBDOMADAIRES, JOURNALIERES ET
HORAIRES DE LA CONSOMMATION

CHAPITRE I

VARIATIONS HEBDOMADAIRES, JOURNALIERES ET
HORAIRES DE LA CONSOMMATION

Lorsque la tarification de l'eau est basée sur des compteurs ceux-ci sont généralement relevés deux ou trois fois au maximum par an. Aussi a-t-il été nécessaire d'installer un système de mesure permettant de totaliser les consommations sur des intervalles plus courts (minute, dix secondes).

I.1 Système d'acquisition de données

Lors d'une étude préliminaire à celle de LINAWEAVER et al, ORNDORFF¹⁵ a utilisé des compteurs volumétriques classiques (du type NEPTUNE, ROCKWELL, etc.) munis d'une tête-magnétique conçue pour la transmission sur ligne téléphonique. Cependant, SISCO²³ a mis en évidence que les compteurs présentent une forte probabilité de sous-enregistrements principalement à faible débit. Aussi avons-nous reconsidéré complètement le problème pour nous orienter vers des débits-mètres plutôt que vers des compteurs.

Notre choix s'est porté sur des débit-mètres à sortie analogique DC (COX VR 30 et BROOKS) reliée au moyen de lignes téléphoniques BELL de classe A à un système de contrôle et d'enregistrement capable d'effectuer une mesure sur chacune des résidences toutes les 10 secondes. L'enregistrement de cette grande quantité d'information a finalement été confié à une unité de bandes magnétiques compatibles IBM. Quelques détails techniques concernant l'ensemble du système d'acquisition et de contrôle des données sont donnés en annexe 1. Par ailleurs, on retrouvera en annexe 2 les éléments qui nous ont permis d'aboutir au choix d'une mesure des débits instantanés plutôt que des consommations cumulées.

I.2 Variations hebdomadaires de la consommation

Grâce aux 312 jours-résidences d'enregistrement, il nous a été possible de dégager un embryon de cycle hebdomadaire dans la consommation. C'est ainsi que du samedi au lundi inclusivement, nous avons remarqué une augmentation sensible de la consommation que l'on peut, en première approximation, chiffrer à 30% au dessus de la moyenne des quatre autres jours (figure 1). Cette tendance se retrouve également dans l'étude de ORNDORFF à Baltimore (tableau 2). Il est possible que des fortes consommations du samedi et du dimanche soient dues à une plus longue présence des membres de la famille alors que celles du lundi pourraient correspondre aux travaux domestiques suivant la fin de semaine (lavage, ménage).

I.3 Variations journalières de la consommation

Les 312 consommations journalières enregistrées mettent en évidence une importante dispersion que l'on retrouve sur le tableau 3. C'est ainsi que nous avons mesuré 6 consommations journalières nulles (soit 2% environ) alors que le maximum enregistré est de 1,088 USGPD au cours du mois de juin. La moyenne des consommations de chacune des résidences varie de 426 USGPD à 186 USGPD pour une moyenne globale de 281 USGPD (59 USGPCD). Une analyse statistique présentée en annexe 3 nous a permis de constater que les moyennes de chacune des résidences sont significativement différentes ce qui amène deux remarques:

- 1) les consommations moyennes ne sont pas tirées de la même population ou si l'on préfère il existe une source de variation de la consommation autre que la dispersion propre à chaque résidence (les caractéristiques socio-économiques);
- 2) pour que l'on puisse considérer la moyenne globale des consommations journalières comme représentative d'un ensemble

de résidences il est primordial de vérifier la représentativité de l'échantillon des résidences pour les caractéristiques socio-économiques les plus importantes. Cet aspect sera abordé au cours du chapitre 2 mais il faut d'ores et déjà mentionner que cette remarque a échappé aux différents investigateurs.

Nous retrouvons également sur le tableau 3 les coefficients de pointe journalière qui varient de 1.72 à 5.60 avec une moyenne globale de 2.83. Ces valeurs sont proches de celles de LINAWEAVER et al (876 USGPD pour l'Est des U.S.A.) mais auraient fort bien pu être totalement différentes du fait de leur dépendance avec la durée de l'étude. En effet, il suffirait d'inclure quelques journées à fort arrosage pour relever sensiblement la consommation maximum observée. Pour remédier à ce manque de précision, il nous a semblé préférable d'avoir recours à l'ensemble de la distribution des consommations journalières (figure 2). Ceci nous a permis d'ajuster une loi théorique Log-Gamma sur la distribution observée* et de définir une consommation ayant une probabilité donnée de dépassement. Avec une probabilité de dépassement de .05, nous obtenons ainsi une consommation de 550 USGPD et de 780 USGPD avec une probabilité de dépassement de .02.

En conclusion la consommation moyenne journalière s'établit pour notre étude aux environs de 280 USGPD (soit 60 USGPCD) et le coefficient de pointe pour le même intervalle de temps à 3. avec une probabilité de dépassement de .02.

I.4 Variations horaires de la consommation

Les variations relatives deviennent de plus en plus importantes au fur et à mesure que l'échelle de temps envisagée diminue. C'est ainsi que l'on retrouve sur quelques histogrammes en figure 3 des pointes allant jusque 40 USG et plus pour une demi-heure ce qui correspondrait à 1,920 USGPD. Pour l'ensemble de notre étude, le coefficient

* Des compléments concernant les distributions ainsi que l'ajustement d'une loi théorique sont donnés respectivement dans les annexes 4 et 5.

de pointe horaire moyen s'est établi aux environs de 6. ce qui correspond à une consommation horaire moyenne de 60 USG (tableau 4). Ces résultats sont très similaires à ceux de ORNDORFF (6.4 et 5.) et LINAWEAVER et al (8.1).

De la même façon que les jours à consommation maximum apparaissent le plus souvent du samedi au lundi, les pointes horaires semblent se regrouper en deux périodes distinctes: de 10h à 12h et de 20h à 22h (figure 4). Dans un système de distribution où le stockage est déjà amoindri par les utilisations diurnes commerciales et industrielles cette deuxième période de pointe d'utilisation résidentielle peut être particulièrement critique.

Par ailleurs, il est apparu une intéressante relation entre la consommation horaire maximum Q_{hmax} d'une journée et la consommation journalière correspondante Q_j :

$$Q_{hmax} = 30. + .106 Q_j \quad \text{où } Q_j \text{ et } Q_{hmax} \text{ sont exprimées en USG}$$

Le coefficient de corrélation entre ces deux variables est de .78. Quelques compléments sur les régressions sont donnés en annexe 6. Il ne nous a pas semblé intéressant de développer des régressions faisant intervenir la consommation journalière maximum à cause de la difficulté de définition de cette variable (voir paragraphe 1.3).

I.5 Variation de la consommation sur de faibles échelles de temps

L'analyse développée pour la consommation horaire maximum a été appliquée par la suite pour une demi-heure, dix minutes et même une minute. Pour ces échelles de temps la quantité d'information a été jugée suffisante pour que nous puissions donner directement les valeurs maximum observées plutôt que de procéder comme au paragraphe 1.3.

Les valeurs moyennes des coefficients de pointe observés sont les suivantes:

- pour 1 heure: 6.0 (rappel)
- pour $\frac{1}{2}$ heure: 8.6 pour une consommation de 38 USG
- pour 10 minutes: 14.2 pour une consommation de 26 USG
- pour 1 minute : 50. pour une consommation de 9 USG

Toutes ces valeurs des coefficients de pointe ont été reportées sur la figure 5 qui résume l'ensemble de données quantitatives sur la structure de la consommation d'une résidence unifamiliale.

I.6 Analyse des débits des usages

Pour 32 jours-résidences, nous avons utilisé le système d'acquisition de données au maximum de ses capacités à raison de 1 mesure par résidence à chaque 10 secondes (plus de 275,000 valeurs). Environ 85% des mesures indiquent un débit nul ce qui signifie que la consommation est concentrée sur 3h 40 seulement expliquant de fait les valeurs élevées des coefficients de pointe. La distribution des débits non nuls est représentée en figure 6. Les consommations correspondantes y sont également reportées. Nous constatons ainsi que dans 33% des cas, le débit ne dépasse pas 1 USGPM* mais que ces usages ne totalisent que 13% de l'ensemble de la consommation. HUDSON¹⁰ mentionne que dans 20% des cas, des compteurs domestiques âgés de plus de 9 ans, ne peuvent enregistrer des débits inférieurs à .75 USGPM, introduisant dans ce cas, globalement une sous-estimation de la consommation d'environ 12% ce qui n'est pas négligeable. Les résultats de ORNDORFF également représentés sur la figure 6 sont facilement interprétables si l'on sait que ce dernier a utilisé des compteurs totalisateurs envoyant une impulsion à chaque gallon ou dixième de gallon et ceci toutes les minutes.

* Gallon US par minute

La probabilité de dépassement de .02 (ou 2%) correspond à un débit d'environ 12 GPM ce qui constitue en fait, la limite possible compte tenu de la pression disponible d'une part et du diamètre du tuyau d'alimentation d'autre part.

Il est à remarquer cependant que ce débit est atteint lors d'utilisations simultanées et que, dans ces conditions l'addition d'une utilisation supplémentaire a pour effet de modifier la répartition des débits, la somme restant égale à 12 USGPM.

I.7 Durée des usages

Le terme d'usage est défini ici comme une période de temps sans débit nul et peut comprendre plusieurs utilisations simultanées. Notre étude s'est limitée au 32 jours-résidences d'enregistrement pour lesquels il a été possible d'obtenir des périodes de mesure de 10 secondes. Les fonctions densité de probabilité des durées des usages ainsi que des consommations correspondant aux durées sont tracées sur la figure 7. Il en ressort que:

- 50% des usages durent moins de 20 secondes mais ne totalisent que 5% de la consommation totale;
- 91% des usages durent moins de 1 minute et totalisent 50% de la consommation. ORNDORFF pour sa part trouve que 55% des usages ont une durée de 1 minute; ceci est dû à la méthode d'enregistrement utilisée;
- 10% des usages durent plus d'une heure pour totaliser 9% de la consommation. Ces usages peuvent être interprétés comme de l'arrosage;
- les usages durant de 40 à 120 secondes représentent le tiers de la consommation; c'est approximativement le temps de remplissage d'un réservoir de toilette compte

tenu des conditions d'usure du système à flotteur ainsi que de la pression disponible. Il est à remarquer d'une part que d'autres usages peuvent avoir la même durée et d'autre part qu'il n'est pas possible de distinguer plusieurs utilisations simultanées aussi le chiffre de 33% ne peut-il être considéré que comme une première approximation de l'importance des toilettes dans l'ensemble de la consommation.

En conclusion, l'analyse des durées d'usages constitue un outil intéressant pour obtenir une évaluation de l'importance des différents types d'utilisation de l'eau. En ce qui concerne l'arrosage cette méthode est certainement supérieure à celle de LINAWEAVER et al qui consiste à faire la différence entre la consommation d'été et celle d'hiver.

C H A P I T R E 2

SUPERPOSITION DES CONSOMMATIONS
DE PLUSIEURS RESIDENCES

CHAPITRE 2

SUPERPOSITION DES CONSOMMATIONS
DE PLUSIEURS RESIDENCES

De nombreux auteurs ont établi des relations permettant de calculer les caractéristiques de la demande d'un quartier, d'une ville en fonction de diverses variables telles que superficie desservie, densité de population. Ces relations découlent de mesures effectuées sur des conduites principales et incluent largement l'influence des fuites. Nous nous sommes attachés ici à reconstruire la demande de groupes de consommateurs résidentiels à partir de la demande de chacun.

Pour l'analyse et de design des réseaux de distribution d'eau ainsi que pour prévoir la demande future, il est important d'estimer les variations de la demande d'une rue, d'un quartier. Nous indiquons ici aussi bien les résultats des analyses réalisées sur les données de Sherbrooke que l'orientation à donner à nos prochaines études.

L'ensemble des consommations d'une résidence peut être envisagé comme une série de temps et peut faire l'objet de deux types de modèle de simulation.

1) Modèle de structure -

Une analyse spectrale (genre Fourier) permet de dégager les différentes composantes précédemment citées:

- a) saisonnière
- b) hebdomadaire: voir paragraphe 1.2
- c) journalière : voir paragraphe 1.3

Une composante aléatoire est également ajoutée pour introduire des variations stochastiques.

2) Modèle de transition -

Ce type de modèle introduit des relations markoviennes entre les consommations aux temps t et $t-1$. Utilisée en hydrologie, cette méthode permet une simulation identique pour les deux premières sources de variation. Le problème se pose alors au niveau horaire où les relations sont beaucoup moins évidentes.

Dans le cadre du projet présenté ici, nous n'avons pas pu obtenir de séries de temps suffisamment longues pour nous permettre d'envisager le premier niveau de variation aussi nous sommes-nous contentés d'analyses numériques très simple basées sur deux hypothèses simplificatrices:

- 1) l'échantillon des journées de mesure est considéré comme représentatif de la population en ce qui concerne les saisons d'une part et les jours de la semaine d'autre part;
- 2) l'échantillon des résidences est également représentatif de l'ensemble et les valeurs des consommations au même jour, à la même heure sont considérées comme équiprobables.

Dans ces conditions, la méthode utilisée pour étudier la consommation de N résidences pour 1 jour (1 heure, etc.) d'enregistrement consiste à combiner 2 à 2, 3 à 3 ... N à N les consommations de chaque résidence.

2.1 Consommation journalière

La distribution des consommations combinées est représentée sur la figure 11 et on obtient les valeurs suivantes pour une probabilité de dépassement de .02:

- pour 2 résidences 1,200 USG ou 1 coefficient de pointe de 2.05
- pour 3 résidences 1,600 USG ou 1 coefficient de pointe de 1.85
- pour 4 résidences 2,050 USG ou 1 coefficient de pointe de 1.77
- pour 5 résidences 2,400 USG ou 1 coefficient de pointe de 1.65
- pour 6 résidences 2,700 USG ou 1 coefficient de pointe de 1.55

Ces points sont reportés sur la figure 8 ainsi que sur la figure 5.

2.2 Consommation horaire

Une analyse similaire à la précédente conduit aux résultats suivants:

- pour 2 résidences coefficient de pointe 4.0
- pour 3 résidences coefficient de pointe 3.3
- pour 4 résidences coefficient de pointe 3.0
- pour 5 résidences coefficient de pointe 2.8
- pour 6 résidences coefficient de pointe 2.7

Ces points sont également reportés sur la figure 5.

2.3 Echelles de temps inférieures

Pour une demi-heure, dix minutes, une minute et dix secondes, les coefficients de pointe calculés sont reportés sur la figure 5 qui résume

de fait, l'ensemble des résultats alors que les figures 9, 10 et 11 donnent les distributions des débits cumulés jusqu'à 8 résidences. BLEU² a fait une étude similaire à l'aide de mesures sur conduites dans des rues. Ses résultats semblent conduire à des sous-estimations des débits de pointe sans qu'il soit possible d'établir un facteur correctif simple.

2.4 Durée des usages

Le coefficient journalier d'utilisation est défini sur une période d'intégration t comme étant

$$\alpha = \frac{nt}{T}$$

où n est le nombre de périodes t à consommation cumulée non nulle et T représente 24 heures. Le coefficient qui vaut approximativement .25 pour une résidence lorsque $t = 1$ minute atteint .95 pour cette même valeur de t dans le cas de 8 résidences (figure 12). Cette information sera importante lors de la vérification de la validité d'un modèle de simulation.

CHAPITRE 3

FACTEURS INFLUENCANT LA CONSOMMATION

CHAPITRE 3

FACTEURS INFLUENCANT LA CONSOMMATION

La dispersion des résultats mise en évidence par l'analyse de la consommation d'une résidence s'interprète en partie par les différences dans les caractéristiques socio-économiques des résidences. Ceci explique l'intérêt des investigateurs à développer des relations permettant d'estimer la consommation en fonction de variables telles que nombre de personnes, valeur de la maison, superficie de pelouse, précipitation et évapotranspiration (type d'alimentation et de tarification). Cette étude n'était pas un des objectifs majeurs du programme présenté ici; nous avons cependant analysé nos données le plus complètement possible dans le but d'une part de planifier les prochaines études et d'autre part d'analyser les références dans ce domaine.

3.1 Influence du type de tarification

LINAWEAVER et al ainsi que KELLOW ont tout d'abord fait l'influence du type de tarification:

- a) taux fixe: lorsqu'il n'y a aucun compteur;
- b) compteur: ce groupe est ensuite scindé en deux sous-groupes suivant que les résidences disposent d'un service municipal d'égouts ou de fosses septiques.

La conclusion la plus importante concernant cette classification est que, les autres caractéristiques étant les mêmes en moyenne, l'arrosage est plus que doublé dans le cas de tarification sans compteur alors que la consommation domestique reste la même pour les deux groupes.

Ceci permet d'affirmer que l'élasticité* de la demande en eau est très faible pour des fins domestiques et non négligeable pour l'arrosage. Par ailleurs, la différence entre les deux groupes est encore beaucoup plus marquée en ce qui concerne la consommation journalière maximum ainsi que pour le pic horaire qui sont étroitement reliés à l'arrosage. Enfin LINAWEAVER et al ont détecté une importante augmentation des pertes dans le cas où la tarification se fait à un taux fixe (tableau 5).

Ces deux groupes de consommateurs étant isolés et identifiés, une partie importante de la dispersion des résultats est ainsi expliquée. D'autre part, à l'intérieur de chacun des groupes, les variables socio-économiques permettent également d'expliquer une partie des importantes variations de la consommation.

3.2 Influence des variables socio-économiques

Deux types de variables socio-économiques peuvent avoir une influence sur les caractéristiques de la consommation:

3.2.1 Variables "externes"

Elles caractérisent le terrain, la résidence sans référence ni à l'aménagement du foyer ni à la famille qui y habite:

- valeur: soit la valeur marchande si l'estimation n'est pas biaisée, soit à la valeur portée sur le rôle d'évaluation si ce rôle est établi d'une façon cohérente et uniforme. Cette valeur peut comprendre uniquement les bâtisses ou également inclure le terrain auquel cas la superficie du terrain intervient;

* L'élasticité de la demande d'un produit par rapport à son prix traduit les variations de la demande consécutives à une variation du prix de vente du produit.

- superficie: soit celle habitable ou construite, soit celle du terrain. Ce type d'information est en général disponible sur les fichiers municipaux.

3.2.2 Variables "internes"

Elles caractérisent la famille d'une part et d'autre part l'aménagement du foyer (facilités de consommation d'eau):

- nombre de personnes habitant dans la maison en permanence;
- nombre de pièces: cette information peut donner lieu à quelques problèmes, le nombre de chambres peut être plus intéressant;
- facilités de consommation: nombre de toilettes, de lavabos, de bains et douches, d'éviers de cuisine, de machines à laver la vaisselle, d'éviers de buanderie, de laveuses-sécheuses à ligne, de robinets supplémentaires, piscine.

Ces informations nécessitent soit l'utilisation d'un questionnaire soit une enquête téléphonique.

KELLOW a fait un contrôle des réponses à de tels questionnaires et après quelques entrevues s'est aperçu que pour des questions aussi simples que le nombre de personnes, le pourcentage d'erreur est très élevé.

3.2.3 Analyse de l'influence des variables socio-économiques

Il est à remarquer que ces différentes variables ne sont

pas totalement indépendantes aussi le problème de la collinéarité se pose-t-il d'une façon aigue: par exemple, les résidences ayant une valeur marchande élevée sont souvent construites sur des terrains de grande superficie. Le tableau 6 présente d'après KELLOW et pour les résidences de Calgary, les coefficients de corrélation entre les différentes variables socio-économiques numérotées suivant le tableau. On remarque, par exemple, que X_{15} (superficie du lot) et X_{12} (valeur marchande de la maison) ont une corrélation assez importante (.629) pour qu'il soit inutile de les faire rentrer toutes deux dans une régression multiple. KELLOW mentionne ceci, mais utilise par la suite des régressions avec des variables "indépendantes" dont les corrélations dépassent .6; de ce fait, il n'est pas possible d'accorder de l'importance à ses résultats finaux mais seulement aux premières variables de chaque régression. Celles-ci sont au nombre de 2: superficie (de gazon ou de terrain) et valeur (rôle d'évaluation ou marchande) aussi bien pour la consommation en été ou en hiver.

LINAWEAVER et al ont volontairement limité leurs régressions à une seule variable et arrivent à:

$$\bar{Q}_j = 157 + 3.46 V \quad (1)$$

où \bar{Q}_j est la consommation journalière moyenne en USGPD pour les résidences disposant du service public d'égouts.

V est la valeur marchande en \$1,000, le coefficient de corrélation est de .76

$$\bar{Q}_j = 30 - 40 N \quad (2)$$

où \bar{Q}_j est la consommation journalière moyenne en USGPD pour les résidences utilisant une fosse septique.

N est le nombre de personnes, le coefficient de corrélation des de .98.

Des régressions semblables ont été tentées sur les données de Sherbrooke (tableaux 7 et 8).

Vu le faible nombre de résidences entraînant de grands écarts-types sur les coefficients, ces résultats ne sont donnés qu'à titre indicatif. Il est cependant intéressant de remarquer que le nombre de personnes et la valeur de la résidence semblent intervenir dans la consommation journalière moyenne alors que le nombre de toilettes est la variable la plus corrélée à la fois aux pics horaires et demi-horaires.

Pour des études similaires, il serait souhaitable:

- 1) de faire ressortir au préalable les une ou deux caractéristiques socio-économiques les plus représentatives choisies pour leur haute corrélation avec l'ensemble des autres de façon à intégrer leurs diverses influences;
- 2) d'établir l'échantillon en fonction de ces une ou deux caractéristiques. Si l'échantillon est suffisamment important, il suffit de vérifier sa représentativité par un test statistique non paramétrique du type WILCOXON;
- 3) de tester, une fois les mesures prises, les moyennes de consommation obtenues pour vérifier si elles sont significativement différentes auquel cas, une analyse en régression est intéressante.

3.3 Conclusion

La consommation d'eau d'une résidence peut être estimée à partir de certaines variables et en particulier du

- mode de tarification. Due à une diminution de l'arrosage et des fuites, la consommation moyenne ainsi que les coefficients de pointe sont plus faibles si la tarification est faite par compteur;
- nombre de personnes, valeur de la bâtisse. Un choix judicieux des variables s'impose dans l'estimation de la consommation. D'après les différentes références et nos propres résultats, le nombre de personnes et la valeur de la bâtisse semblent intégrer l'ensemble des facteurs.

CHAPITRE 4

TARIFICATION DES CONSOMMATEURS RESIDENTIELS

CHAPITRE 4

TARIFICATION DES CONSOMMATEURS RESIDENTIELS

L'étude de la tarification ne constituait pas un des premiers objectifs du projet cependant nous nous permettons de faire ici le point sur ce problème à la lumière de nos résultats et de ceux des nombreux auteurs cités en référence.

4.1 Situation actuelle

La fourniture d'eau est généralement considérée sous deux aspects distincts. Tout d'abord certains l'envisagent comme un service à la population qui, comme tel, ne doit pas répondre aux critères de l'économie du marché. D'autres, par contre, considèrent l'eau comme un bien de consommation répondant à diverses lois au même titre que tout produit (offre et demande, etc.) Les méthodes de tarification actuellement en place puisent largement leur justification à ces deux aspects.

4.1.1 Tarification sur taux fixe

Une somme forfaitaire est facturée à chacun des consommateurs résidentiels d'après différents critères correspondant parfois aux variables socio-économiques décrites dans le chapitre 3. Les tenants de cette méthode justifient le plus souvent leur choix par le coût élevé d'installation et de maintenance des compteurs ainsi que de la facturation. Finalement, ces personnes se retranchent derrière l'aspect "service à la population" précédemment mentionné. Il est à remarquer qu'aucune étude économique n'a pu prouver le bien fondé du premier argument.

4.1.2 Tarifification sur compteur

Lorsque la tarification est basée sur des compteurs le montant facturé peut être calculé de différentes façons:

- 1) tarif constant: par exemple, 50¢ les 1,000 gallons quelle que soit la consommation;
- 2) tarif dégressif: par exemple, 50¢ les 1,000 gallons pour le premier bloc de 50,000 gallons puis 40¢ pour les suivants;
- 3) palier minimum: une somme peut-être facturée soit en supplément soit en remplacement de deux taux précédemment cités. Dans le premier cas elle porte le nom de location de compteur ou taxe de service et dans le second de palier minimum.

Il est à remarquer que le palier minimum est souvent suffisamment élevé pour que seule une faible partie des consommateurs le dépasse auquel cas la tarification sur compteur perd la plupart de ses avantages.

4.2 Objectifs et moyens

Dans la seconde optique précédemment mentionnée (eau = bien de consommation) la tarification est généralement considérée comme un des outils de base dans la gestion des services d'acqueducs. Son objectif est double: tout d'abord elle assure l'équilibre coûts-bénéfices et de plus elle a une influence sur la consommation elle-même que l'on peut utiliser au niveau d'un objectif.

4.2.1 Etude coûts-bénéfices

La tarification doit assurer:

- un revenu global couvrant les dépenses et les investissements à court, moyen et long termes;
- la répartition des charges entre les différents consommateurs.

Les moyens à mettre en oeuvre au sujet du premier point sont à la portée de toutes les municipalités; il est cependant regrettable de constater qu'il est de pratique courante de fixer le prix de vente de l'eau sur des critères non-économiques.

La répartition des charges demande par contre une analyse assez complète, d'une part des coûts associés à chacun des éléments du réseau et, d'autre part, des caractéristiques de la consommation (HIRSHEFFLER⁹, HANKE et DAVIS⁷, AFIFI¹). La distinction traditionnelle entre coûts fixes et coûts variables doit être complétée par une analyse des pointes de la demande (LINAWEAVER et GEYER¹⁴) pour l'ensemble du réseau et pour chaque consommateur ou groupe de consommateurs. Ce genre d'étude est habituellement simplifiée à l'extrême et aboutit alors à des résultats aberrants surtout lorsque l'on se limite à une seule variable (rôle d'évaluation dans le cas des industries pour ne citer qu'un des exemples les plus frappants).

Pour l'analyse des coûts la méthode de tarification présentée ici utilise les mêmes critères que lors du design d'un réseau:

- 1) réservoirs ou barrages de stockage de l'eau brute:
 - les coûts sont attribuables à la demande maximum sur des échelles de temps allant du mois à l'année suivant les cas;

- 2) conduites d'amenée d'eau brute, stations de pompage, eau brute, usine de traitement: les coûts sont attribuables à la demande journalière maximum;
- 3) conduites d'amenée, stations de pompage et réservoirs d'eau traitée: les coûts sont attribuables à la demande horaire maximum;
- 4) conduites secondaires, branchement de service: coûts attribuables à la demande maximum sur des échelles de temps allant de la minute à 10 minutes (TESSENDORFF²⁴).

Si l'on suppose connues les caractéristiques de la demande de chaque usager ou de chaque groupe d'usagers, il est alors possible de facturer l'utilisation suivant sa contribution aux différents coûts. On constate une fois de plus l'importance de l'identification de la demande, étape qui peut être réalisée soit par une mesure directe (compteurs) soit par une évaluation.

a) Mesure

Les compteurs résidentiels sont actuellement relevés une fois ou deux par an pour permettre la mesure de la demande moyenne. Les consommations maximales journalières et horaires peuvent être estimées à partir de régressions du type de celle développée au paragraphe 1.4.

L'implantation de systèmes de mesure automatisés par téléphone est actuellement à l'étude dans plusieurs municipalités (RAMEY¹⁷, ENENBACH⁶, COBB et BROWN⁴) et permettra sans doute de faire évoluer les méthodes actuelles vers une tarification complète des pointes. Il est à remarquer que ces installations intéressent aussi les compagnies qui fournissent l'électricité, l'eau et le gaz.

b) Estimation

Pour les municipalités n'utilisant pas actuellement de compteurs, des relations du type de celles développées au CHAPITRE 2 permettent d'évaluer la consommation moyenne puis de passer comme précédemment aux demandes journalières et horaires maximales.

4.2.2 Influence de la tarification sur la consommation

Plusieurs auteurs ont mis en évidence l'influence du mode de tarification sur la consommation. C'est ainsi que HANKE et FLACK⁸ rapportent une baisse de 90 USGPCD (de 240 à 150) dans une municipalité du centre des USA où des compteurs ont été installés. Dans les mêmes conditions REYNAUD¹⁸ mentionne que la consommation à Ottawa est passée de 200 à 100 GPCD.

Ce phénomène est également mis en évidence par le fait que dans les municipalités n'utilisant pas de compteurs, la production per capita est supérieure aux autres (ceci est également valable au Québec d'après REYNAUD). Enfin rappelons que LINAWEAVER et al ont trouvé une consommation plus grande en ce qui concerne l'arrosage et les pertes dans les résidences dépourvues de compteurs (tableau 5).

Par ailleurs de nombreuses personnes pensent que la baisse due à l'implantation de compteurs n'est que temporaire et qu'après une certaine période d'accoutumance la consommation s'élève à nouveau jusqu'à son ancienne valeur.

Il ne faut cependant pas oublier que la consommation subit quoi qu'il arrive une augmentation annuelle d'environ 2% et comme on peut le voir (figure 13), une fois le point C atteint, on se retrouve effectivement à la même valeur qu'avant l'installation. L'aire hachurée correspond en fait à une économie réelle ou encore représente un re-

port des nouvelles installations à effectuer.

De plus une tarification qui ne serait pas basée sur des compteurs ne peut prétendre être un outil efficace de gestion puisque les montants facturés ne sont pas reliés à la consommation. La décision d'implantation de compteurs doit cependant tenir compte des coûts associés à ce mode de tarification (achat, installation, maintenance et relevés des compteurs; facturation sur fichier).

4.3 Conclusion

La tarification de la consommation d'eau joue la plupart du temps un rôle de base dans l'équilibre coûts-bénéfices. Cet aspect gagnerait à être complété par une analyse spécifique des caractéristiques de la consommation ainsi que des coûts associés à chacune des caractéristiques.

De l'avis de plusieurs auteurs, l'utilisation de compteurs dans la tarification permet de plus l'élaboration d'un outil d'adaptation de la consommation dans le cadre de la gestion d'un réseau.

C O N C L U S I O N

CONCLUSION

Notre étude a porté sur la consommation d'eau de 12 résidences unifamiliales de la municipalité de Sherbrooke. Ces résidences ont été munies de débit-mètres dont les mesures, transmises sur ligne téléphonique, ont été contrôlées et stockées sur bandes magnétiques. Le traitement de ces bandes sur l'ordinateur IBM 360/40 de l'Université de Sherbrooke et le CDC 6400 de l'Université du Québec nous a permis d'analyser 312 jours-résidences complets et de dégager les conclusions suivantes:

1) Variation de la demande d'une résidence

La consommation journalière moyenne observée se situe aux environs de 280 USGPD soit un nombre comparable aux résultats des diverses références. La consommation journalière maximum définie statistiquement s'établit à 900 USGPD. L'étude de la demande sur des échelles de temps inférieures nous a conduit à définir divers coefficients de pointes (figure 5):

pour 1 heure	coefficient de pointe 6.
$\frac{1}{2}$ heure	coefficient de pointe 8.6
10 minutes	coefficient de pointe 14.
1 minute	coefficient de pointe 50.

Les pointes journalières de consommation sont réparties globalement en deux périodes: de 8h. à 12 h. et 18h. à 20h. L'analyse des débits nous a permis d'arriver aux points suivants:

1. les usages de courte durée sont très nombreux mais participent pour une très faible partie à la demande totale;
2. les toilettes représentent approximativement 30% de cette demande;

3. Le coefficient d'utilisation est d'environ 17%;
4. Les usages extérieurs (arrosage) se distinguent assez bien par leur longue durée.

2) Superposition de la demande de plusieurs résidences

Les analyses développées pour une résidence ont été appliquées à la demande résultant de la superposition de plusieurs résidences (figure 5). Cet aspect fera l'objet de simulation par des modèles dont les principes sont évoqués au CHAPITRE 2.

3) Variation de la demande entre plusieurs résidences

Deux causes principales permettent d'expliquer les importantes variations constatées lors de notre étude ainsi que par l'ensemble des références.

a) Influence de la tarification

D'après les références la tarification sur compteur provoque une baisse de la consommation que l'on constate:

- * dans les municipalités qui en installent;
- * dans les municipalités qui en ont déjà où l'on rapporte une production plus faible que dans les autres municipalités.

b) Influence des caractéristiques socio-économiques

Le type de tarification étant fixé, la demande en eau dépend globalement du niveau de vie de la famille ainsi que des caractéristiques de la résidence. Devant les difficultés rencontrées à tenir compte de ces deux influences deux variables peuvent être utilisées: la valeur de la résidence, le nombre de personnes. Certaines références mentionnent également une influence marquée du climat sur l'arrosage.

A N N E X E 1

ANNEXE 1

SYSTEME D'ACQUISITION DE DONNEES

Schématiquement, un système d'acquisition de données comporte 4 parties: mesure proprement dite, transmission, contrôle de données, stockage.

A1.1 Mesure proprement dite

Pour des raisons de précision de mesure à bas débit (SISCO²³), nous n'avons pas utilisé de compteur volumétrique mais plutôt des débits-mètres.

A1.1.1 Débit-mètre à déplacement

Un obstacle se déplace axialement dans la conduite sous l'influence du débit. Dans le débit-mètre COX VR 30 choisi ce déplacement se traduit par une variation d'inductance. Alimenté en 115 VAC l'indicateur COX 340 donne une sortie de 0 à 100 mV DC pour un débit de 30 USGPM. Cet appareil donne une précision, répétabilité de 1%. Une correction de dérive s'est imposée tous les six mois.

A1.1.2 Turbine

A chaque tour, une turbine génère une impulsion qui est transformée en tension DC. Le débit-mètre à turbine BROOKS HP 12 donne une précision de .5% et l'étalonnage réalisé en laboratoire a permis de vérifier ce chiffre.

Aucune correction de dérive n'a été nécessaire durant le projet mais la turbine a requis un démontage à la suite d'un blocage.

A1.2 Transmission

Le téléphone est actuellement dans les villes du Québec, le moyen de transmission le plus simple et le moins coûteux. Différentes méthodes de transmission sur ligne téléphonique peuvent être utilisées (modulation en amplitude, en fréquence, en durée, codé et modulé) cependant, sur de faibles distances (moins de 5 milles) la solution tension DC est la plus simple et la moins onéreuse.

Nous avons utilisé des lignes métalliques BELL type A. Le niveau de bruit était de plus de 1V RMS en moyenne mais un filtre passif à l'entrée et une bonne réjection AC du système de contrôle de données a permis de minimiser les coûts en conservant une résolution et une précision excellentes.

A1.3 Système de contrôle de données (SCD)

Le but du SCD était d'échantillonner 20 canaux DC jusqu'à des fréquences de 1 mesure à chaque 10 secondes et de transmettre les informations à un moyen de stockage compatible avec les ordinateurs de grande capacité. Cette tâche a été confiée à la seule mécanique (hardware).

Le schéma fonctionnel du SOLARTRON DTU est représenté en figure 14. Ce matériel équipé d'un convertisseur analogue-digital à 5 chiffres doté d'un dispositif de gamme automatique n'a posé aucun problème.

A1.4 Stockage des données

Dans une première étape, l'Université de Sherbrooke avait mis à notre disposition un SCD SOLARTRON doté d'une machine à écrire IBM modèle B. Les données étaient par la suite transcrites manuellement sur cartes; cette méthode a limité la fréquence de mesure d'une part et les périodes d'enregistrement d'autre part (surveillance accrue).

Dans une seconde étape, nous avons utilisé un SOLARTRON DTU équipé d'une enregistreuse digitale THERMIONIC dotée des contrôles de parité IBM (LRC, CRC). La plupart des difficultés concernant l'ensemble du SAD ont été créées par les deux systèmes de stockage de données.

A1.5 Traitement des données

La plupart des analyses ont été exécutées à l'Université de Sherbrooke sur une IBM 360/40 (DOS puis OS) en FORTRAN. Nous tenons à remercier ici le personnel du centre de calcul pour son support surtout dans le traitement des erreurs de parité sur bande magnétique où la programmation IBM 360 est en défaut.

Les analyses nécessitant le plus de calculs ont été exécutées sur la CDC 6400 de l'Université du Québec.

A N N E X E 2

ANNEXE 2

VALEURS INSTANTANÉES ET VALEURS CUMULÉES

Dans l'analyse de la consommation, il a été nécessaire d'obtenir des données d'une part sur des valeurs instantanées (débits) et d'autre part sur des valeurs cumulées (consommation horaire, journalière, etc.).

Il aurait été très pratique d'utiliser un élément de mesure lui-même cumulatif. Cependant, les compteurs d'eau ou débit-mètres actuellement sur le marché adaptés à la transmission des données donnent tous des lectures instantanées. Par ailleurs, les valeurs peuvent également être cumulées à l'entrée du système de contrôle de données (intégrateur avec remise à zéro). Faute de sortie logique sur le SCD l'intégrateur a été renvoyée sur la partie traitement des données.

Cette solution supprime en fait un élément où la dérive aurait été un problème mais introduit dans la mesure de phénomènes intermittants une erreur analysée ci-après.

La fréquence de mesure joue un rôle important dans l'estimation de l'erreur des mesures portant sur des débits instantanés. Ainsi à une fréquence de mesure de un cycle par minute, il y a une probabilité de .5 seulement d'enregistrer une consommation de 30 secondes.

Dans ces conditions, il est intéressant d'augmenter la fréquence, mais ceci multiplie par contre les risques de panne et la quantité d'information à emmagasiner et à traiter, si bien que suivant les systèmes, et suivant les périodes, la fréquence a varié de un cycle par dix secondes, jusqu'à un cycle par minute.

D'après WOOLRICH²³ dans une communication personnelle citée par Orndoff, 65% des consommations ont une durée de moins de vingt secondes. Ces chiffres semblent provenir d'une étude sur une résidence, concernant l'utilisation de la cuisine seulement. Nous verrons cependant que cette catégorie de consommation ne représente qu'une partie de l'ensemble de la consommation journalière exprimée en gallons, ceci d'après les résultats des enregistrements à un cycle par dix secondes.

L'évaluation des consommations de courte durée à partir des mesures conduit à une espérance mathématique de consommation égale à la consommation elle-même; en effet, soit un usage introduisant un débit constant de q GPM pendant S secondes, la probabilité qu'une mesure effectuée avec un cycle de C secondes (supérieur à S) indique réellement q GPM est

$$p = \frac{S}{C} \quad (1 - p \text{ étant la probabilité que la mesure indique un débit nul}).$$

Une seule mesure dans la série étant différente de zéro la durée de l'usage est considérée comme égale à la durée du cycle de mesure. L'espérance mathématique de la quantité d'eau écoulée est alors

$$E = p \cdot C \cdot q = qS$$

ce qui est égal à la quantité d'eau réellement écoulée.

En fait, l'hypothèse suivant laquelle la valeur du débit est constante pendant toute la durée du cycle de mesure entraîne une erreur d'intégration par rectangle, pour l'ensemble des consommations.

Dans le but d'estimer l'erreur commise, en se contentant d'un cycle par minute, au lieu d'un par dix secondes, le calcul de la consommation pour la même journée et la même résidence peut s'effectuer de six

façons différentes. En effet, soit la série chronologique de mesures suivantes:

	<u>HEURE</u>	
1ère mesure	10h 01' 10''	1.2 GPM
2ème mesure	10h 01' 20''	1.2 GPM
3ème mesure	10h 01' 30''	1.0 GPM
4ème mesure	10h 01' 40''	.9 GPM
5ème mesure	10h 01' 50''	.8 GPM
6ème mesure	10h 02' 00''	.7 GPM
7ème mesure	10h 02' 10''	.6 GPM

On peut calculer à partir des mesures 1 à 6, la quantité d'eau comme étant $(1.2 + 1.2 + 1.0 + .9 + .8 + .7) / 6 = .96G$, et respectivement 1.2G, 1.2G, 1.0G, .9G, .8G, .7G, si on ne considère qu'une mesure par minute.

La figure 15 présente l'utilisation de cette méthode pour l'analyse de l'erreur relative de la consommation journalière, et montre une erreur moyenne (probabilité égale à 50%) égale à environ 3,5%. Ce type d'erreur est relié étroitement à la durée des usages et la méthode utilisée est d'autant plus intéressante que les usages sont plus longs.

Une des conclusions à noter est que si les consommations journalières sont cumulées, dans un but de tarification par exemple, l'erreur est alors diminuée. Pour dix jours par exemple, la moyenne des valeurs absolues de l'erreur est de 1.4% seulement. En fait, il faudrait de plus estimer l'écart entre la consommation estimée à l'aide des cycles de mesure de dix secondes et la consommation réelle. Ceci n'était matériellement pas possible en conservant la même méthode de mesure; pour ce faire, il aurait été souhaitable d'installer un intégrateur par canal avec remise à zéro après lecture.

On estimera la validité des mesures au cours de l'analyse des durées de consommation. De toute façon, il est à remarquer que quelle que soit la fréquence de mesure, la distribution de l'erreur est à moyenne nulle.

A N N E X E 3

ANNEXE 3

TEST D'EGALITE DES MOYENNES

Soient deux échantillons de taille f_1 et f_2 , de moyenne \bar{x}_1 et \bar{x}_2 et de variance s_1^2 et s_2^2 . Nous voulons savoir si les moyennes \bar{x}_1 et \bar{x}_2 sont significativement égales.

Ce test fait appel aux variances s_1^2 et s_2^2 et peut prendre différentes formes suivant que s_1^2 et s_2^2 sont elles-mêmes significativement égales.

A3.1 Test d'égalité des variances

On utilise généralement le test de BARTLETT pour vérifier si les variances sont significativement égales à l'intérieur de différents échantillons.

Soit $s_1^2, s_2^2, s_3^2 \dots s_k^2$ les variances estimées des k échantillons contenant f_i valeurs; on veut tester si les variances théoriques σ_i répondent à

$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_k^2 \quad (1)$$

Si (1) est vérifié alors

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^k f_i s_i^2}{\sum_{i=1}^k f_i} \quad (2)$$

a une distribution du type χ^2 avec les paramètres $(\sigma^2, \sum_{i=1}^k f_i)$

en fait, BARTLETT a démontré que

$$-\frac{1}{C} \sum_{i=1}^k f_i \ln \frac{s_i^2}{s^2} \quad (3)$$

a une distribution χ^2 à $k - 1$ degrés de libertés avec

$$C = 1 + \frac{1}{3(k-1)} \left(\sum_{i=1}^k \frac{1}{f_i} - \frac{1}{\sum_{i=1}^k f_i} \right) \quad (4)$$

(3) et (4) conduisent à

$$\chi^2 = \frac{2.3026}{C} \left[\left(\sum_{i=1}^k f_i \right) \log s^2 - \sum_{i=1}^k f_i \log s_i^2 \right]$$

Dans le cas des consommations journalières:

$$\begin{aligned} C &\approx 1. \\ s^2 &= 25\,361 \\ \chi^2 &= 47.6 \\ k - 1 &= 8 \end{aligned}$$

Pour 8 degrés de libertés $P \{ \chi^2 \leq 26.1 \} = .999$

Les variances sont donc significativement différentes à 99.9% au moins.

A3.2 Test d'égalité des moyennes

D'après les tests du NBS Handbook 91 lorsque les variances théoriques de deux groupes de données sont inconnues mais supposées différentes, on étudie alors la variable $\bar{x}_1 - \bar{x}_2$, qui doit avoir une distribution du type STUDENT à moyenne nulle et à variance σ_b^2 telle que :

$$\sigma_b^2 = \frac{s_1^2}{f_1} - \frac{s_2^2}{f_2}$$

l'équation du test s'écrit alors

$$|\bar{x}_1 - \bar{x}_2| = t_{1-\frac{\alpha}{2}} \sigma_b$$

où α le niveau de significativité.

Le nombre de degrés de liberté est alors

$$v = \frac{(s_1^2/f_1 + s_2^2/f_2)^2}{\frac{(s_1^2/f_1)^2}{f_1-1} + \frac{(s_2^2/f_2)^2}{f_2-1}} - 2$$

Ce test n'est pas généralisé à n groupes mais il suffit de démontrer 2 à 2 que la différence $|\bar{x}_i - \bar{x}_j|$ est significativement différente de zéro pour que l'hypothèse d'égalité de l'ensemble moyenne soit rejetée.

Dans le cas des consommations journalières pour les résidences 3 et 10

$$\sigma_b = 42.6$$

$$v = 25$$

$$\text{et } |\bar{x}_1 - \bar{x}_2| = 240 \text{ soit } t_{\frac{\alpha}{2}} = 5.6$$

$$\text{alors que } t_{.9995} = 3.725;$$

donc, il y a moins de .1% des chances que ces deux moyennes soient égales.

ANNEXE 4

ANNEXE 4

DISTRIBUTIONS

Le choix d'une loi théorique dans un ajustement sur une distribution observée peut se baser sur trois éléments:

1) Asymétrie -

Si le coefficient d'asymétrie (relié aux troisième et premier moments) est important, il est préférable d'envisager des lois du genre log-normale, Pearson, log-Pearson, Weibull.

2) Minimum -

Si le minimum théorique est borné inférieurement on peut introduire un paramètre de position permettant d'ajuster l'origine de la loi théorique.

3) Maximum -

Dans certaines conditions lorsque le maximum théorique est très élevé par rapport à la moyenne et à l'écart-type on peut prendre des lois théoriques non-bornées supérieurement.

D'autre part, certaines distributions théoriques peuvent prendre différentes formes (possibilité d'asymétrie négative, nulle, positive) et sont plus fréquemment utilisables et utilisées.

En fonction de ces différents éléments nous avons choisi les lois Pearson et log-Pearson III.

La loi Pearson III est utilisée couramment en hydrologie, sa fonction de densité de probabilité peut s'écrire:

$$P(x) = \frac{a^\rho}{\Gamma(\rho)} c^{-a(x-m)} (x-m)^{\rho-1}$$

où a et ρ sont des paramètres positifs et m le paramètre de position ou d'origine. Si $m = 0$ il s'agit alors d'une loi Pearson à deux paramètres appelée loi Gamma.

L'estimation des paramètres d'une loi théorique à partir d'une distribution observée peut se faire par plusieurs méthodes dont:

1) Maximum de vraisemblance -

On cherche à maximiser la fonction de vraisemblance L qui s'exprime en fonction de l'ensemble des valeurs observées x_1, x_2, \dots, x_n et des paramètres recherchés $\theta_1, \theta_2, \dots$.

$$L(\theta_1, \theta_2, \dots | x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n p(x_i; \theta_1, \theta_2, \dots) = p(x_1; \theta_1, \theta_2, \dots) p(x_2; \theta_1, \theta_2, \dots) \dots p(x_n; \theta_1, \theta_2, \dots)$$

L est ensuite maximisé par rapport au vecteur θ par

$$\begin{cases} \frac{\delta \ln L}{\delta \theta_1} = 0 \\ \frac{\delta \ln L}{\delta \theta_2} = 0 \\ \vdots \end{cases}$$

Lorsque ce système a des solutions en θ elles sont les paramètres recherchés. Il faut cependant rechercher si ces valeurs sont non biaisées, consistantes et efficaces.

Cette méthode est généralement reconnue comme plus précise que la suivante mais également plus délicate d'emploi.

2) Moments -

Si l'on cherche à calculer les n paramètres de la distribution théorique on peut calculer les n premiers moments $\hat{\theta}_i$ de la distribution observée que l'on égale aux n premiers moments H_i de la distribution théorique:

$$H_i = \int_{-\infty}^{\infty} x^i p(x) dx$$

Pour la loi Gamma par exemple, les relations sont les suivantes:

$$H_1 = \frac{\rho}{a^2} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}$$

$$H_2 = \frac{2\rho}{a^3} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - H_1)^2}{n - 1}$$

A N N E X E 5

ANNEXE 5

TEST EN CHI CARRE

Le test en chi carré peut être utilisé pour vérifier la validité du choix d'une distribution théorique ajustée sur une distribution observée.

Les calculs exposés ici correspondent au cas où les observations ne sont pas discrétisées, c'est-à-dire où elles ne sont pas déjà rangées en classes.

1) Création de classes -

Pour la loi théorique, on établit des classes ayant le même effectif. Pour conserver une bonne précision, il est souhaitable de choisir un nombre de classes assez élevé.

2) Rangement des observations -

Les observations sont rangées dans les différentes classes calculées d'après la loi théorique. Si le nombre de classes est trop élevé, il se peut qu'une classe contienne un nombre trop faible d'observations (inférieur à 5 en pratique). Dans ce cas, il est préférable de diminuer le nombre de classes.

3) Les effectifs théoriques et observés dans chacune des classes sont comparés.

Les calculs sont développés comme suit:

soient: x_1, \dots, x_{k-1} les bornes des k classes

$$\text{Pr} \left[x_{p-1} \leq x \leq x_p \right] = \frac{1}{k}$$

si on a n observations en tout

$$E_i = \frac{n}{k}$$

à comparer aux nombres d'observations M_i dans les classes, on calcule

$$\chi_p^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(M_i - E_i)^2}{E_i}$$

que l'on compare à χ^2 pour ν degrés de liberté

$$\nu = k - \gamma - 1$$

où γ est le nombre de paramètres de la loi théorique considérée on cherche en fait α tel que

$$\text{Pr} \left[\chi^2(\nu) > \chi_p^2 \right] = \alpha$$

si α est bas la probabilité que la distribution observée suive la loi calculée est faible.

A N N E X E 6

ANNEXE 6

REGRESSIONS LINEAIRES

Lorsque les variables importantes d'un processus sont connues (ou même recherchées) mais que le modèle est inconnu, il est nécessaire d'établir empiriquement l'influence de chaque variable.

Un des modèles les plus couramment utilisés est le modèle linéaire du type.

$$\eta = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 - \dots + \beta_p x_p$$

où les x_i sont les variables indépendantes, η la variable dépendante et les β_i les coefficients du modèle.

Il est à remarquer que les x_i peuvent être elles-mêmes des fonctions des variables mesurées dans le processus (logarithme par exemple).

Dans le cas d'une régression linéaire à une seule variable indépendante, le modèle peut s'écrire:

$$\eta = \beta_0 + \beta_1 (x - \bar{x})$$

alors que les différentes estimations vont mener à

$$\hat{y} = b_0 + b_1 (x - \bar{x})$$

Ces droites sont représentées sur la figure 16.

La méthode la plus couramment utilisée consiste à minimiser le carré des écarts entre les valeurs prédites et les valeurs observées de Y :

$$\text{on minimise } \phi = \sum_{i=1}^n (\bar{Y}_i - \eta_i)^2 p_i$$

où p_i représente le nombre d'observations correspondant à x_i .

Ce qui conduit après dérivation par rapport à b_0 et b_1 à :

$$b_0 = \frac{\sum_{i=1}^n p_i \bar{Y}_i}{\sum_{i=1}^n p_i} = \bar{Y}$$

$$b_1 = \frac{\sum_{i=1}^n p_i \bar{Y}_i (x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n p_i (x_i - \bar{x})^2}$$

avec les variances suivantes :

$$\text{Var } (b_0) = \frac{\sigma^2 \bar{Y}_i}{\sum p_i}$$

$$\text{Var } (b_1) = \frac{\sigma^2 \bar{Y}_i}{\sum p_i (x_i - \bar{x})^2}$$

il reste alors à estimer $\sigma^2_{\bar{Y}_i}$. Ceci est fait par partition d'après la relation

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{p_i} (Y_{ij} - \eta_i)^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{p_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2 + \sum_{i=1}^n p_i (\bar{Y}_i - \hat{Y}_i)^2 + (b_0 - \beta_0)^2 \sum_{i=1}^n p_i + (b_1 - \beta_1)^2 \sum_{i=1}^n p_i (x_i - \bar{x})^2$$

où le premier terme du deuxième membre représente les variations introduites entre les valeurs correspondant au même x_i , le deuxième terme du deuxième membre représente les variations expliquées par le modèle et les deux derniers termes celles dues aux erreurs faites sur β_0 et β_1 .

Si le modèle convient successivement

$$Sr^2 = \frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n p_i (\bar{Y}_i - \hat{Y}_i)^2$$

et

$$Se^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{p_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n p_i - n}$$

sont des estimés non biaisés de $\sigma^2_{\bar{Y}_i}$ aussi commence-t-on par comparer ces deux variances par un test en F à $n-2$ et $\sum_{i=1}^n p_i - n$ degrés de liberté.

Si ce test est positif, on peut estimer $\sigma^2_{\hat{Y}_i}$ par

$$S^2_{\hat{Y}_i} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{p_i} (Y_{ij} - \hat{Y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n p_i - 2}$$

Cette valeur étant calculée, les variances de b_0 et de b_1 peuvent également être calculées pour permettre un test sur la validité de ces coefficients. D'autre part, la variance de \hat{Y}_i s'exprime également en fonction de $\sigma^2_{\hat{Y}_i}$

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{Y}_i) &= \text{Var}(b_0) + (x_i - \bar{x})^2 \text{Var}(b_1) \\ &= \sigma^2_{\hat{Y}_i} \left[\frac{1}{\sum_{i=1}^n p_i} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n p_i (x_i - \bar{x})^2} \right] \end{aligned}$$

Des écarts choisis autour de \hat{Y}_i d'après une distribution en t permettent d'évaluer les intervalles de confiance de la régression pour diverses valeurs de x_i .

L'ensemble de ces développements est soumis à deux hypothèses:

- 1 - distribution normale des Y_{ij} pour un x_i donné;
- 2 - la variance de cette distribution est égale quel que soit i .

B I B L I O G R A P H I E

BIBLIOGRAPHIE

1. AFIFI, H.H. Economic evaluation of water supply pricing in Illinois, AWWA Journ., Jan. 1969
2. BLEU, A. Considérations sur l'étude analytique des variations périodiques dans la consommation d'eau. Techniques et Sciences Municipales, mai 1965
3. CAMPBELL, F.C. Distribution system leakage survey, AWWA Journ., April 1970
4. COBB, E.B.; BROWN, W.H. The remote reading of water meters, AWWA Journ., Nov. 1967
5. DUNN, D.F.; LARSON, T.E. Relationship of domestic water use to assessed valuation with demographic and socio-economic variables, AWWA Journ., April 1963
6. ENENBACH, J.H. Automatic residential meter reading, AWWA Journ., Dec. 1969
7. HANKE, S.H.; DAVIS, R.K. Demand management through expensive pricing, AWWA Journ. 1971
8. HANKE, S.K.; FLACK, J.E. Effects of metering urban water, AWWA Journ. 1968
9. HIRSHEFFLER, J.; DE HAVEN, J.C.; MILLIMAN, J.W. Water supply: economics, Technology and policy Chicago, University of Chicago Press 1960

10. HUDSON, W.D. Reduction of unaccounted for water, AWWA Journ.
Feb. 1964
11. KELLOW, R.L. A study of water use in single dwelling residences
in the city of Calgary, Alberta, Department of
Agricultural Economics and Rural Sociology, Uni-
versity of Alberta, Edmonton, Report 1, May
1970
12. LINAWEAVER, F.P. Residential water use, Report II on phase two of
the residential water use research project, Depart-
ment of Sanitary Engineering and Water Resources,
John Hopkins University, Baltimore, Maryland, June
1965
13. LINAWEAVER, F.P.; GEYER, J.C.; WOLFF, J.B. A study of residential
water use, Report prepared for the Technical Stu-
dies Program of the Federal Housing Administration,
Department on environmental engineering science,
John Hopkins University, Baltimore, Maryland, Feb.
1967
14. LINAWEAVER, F.P.; GEYER, J.C. Use of peak demands in determination
of residential rates, AWWA Journ., April 1964
15. ORNDORFF, J.R. Domestic water use difference in individual well and
public water supplies, Report III on phase two of
the Residential Water Use Research project, Department
of environmental engineering science, John Hopkins
University, Baltimore, Maryland, June 1966

16. PORGES, R. Factors influencing per capita water consumption
water and sewage work, May 1957
17. RAMEY, J.C. Remote and encoder meter register, Subcommittee on
remote and encoder register, AWWA Journ., Sept.
1971
18. REYNAUD, Y. L'intérêt des compteurs pour une meilleure gestion des
services d'aqueduc, CEPJE, Québec 1969
19. SCOTT, G.R. High rates of water use, AWWA Journ., March 1958
20. SEIDEL, H.F.; SCHROPPER, G.J.; JOHNSON, A.S.; AL HAKIN, M.B. A sta-
tistical analysis of water works data for 1945, AWWA
Journ., Oct. 1948
21. SEIDEL, H.F.; JOHNSON, A.S.; DENCKER, D.O. A statistical analysis of
water works data for 1955, AWWA Journ., Dec. 1957
22. SEIDEL, H.F.; CLEASBY, J.L. A statistical analysis of water works
data for 1960, AWWA Journ., Dec. 1966
23. SISCO, R.C. The case for meter replacement programs, AWWA Journ.,
Nov. 1967
24. TESSENDORFF, H. Problème de consommation de pointe et remède, Com-
munication au Congrès International des Distributions
d'eau, New York 11-14 sept. 1972
25. WOLFF, J.B. Forecasting water requirements for distribution systems,
AWWA Journ., March 1957

FIGURES

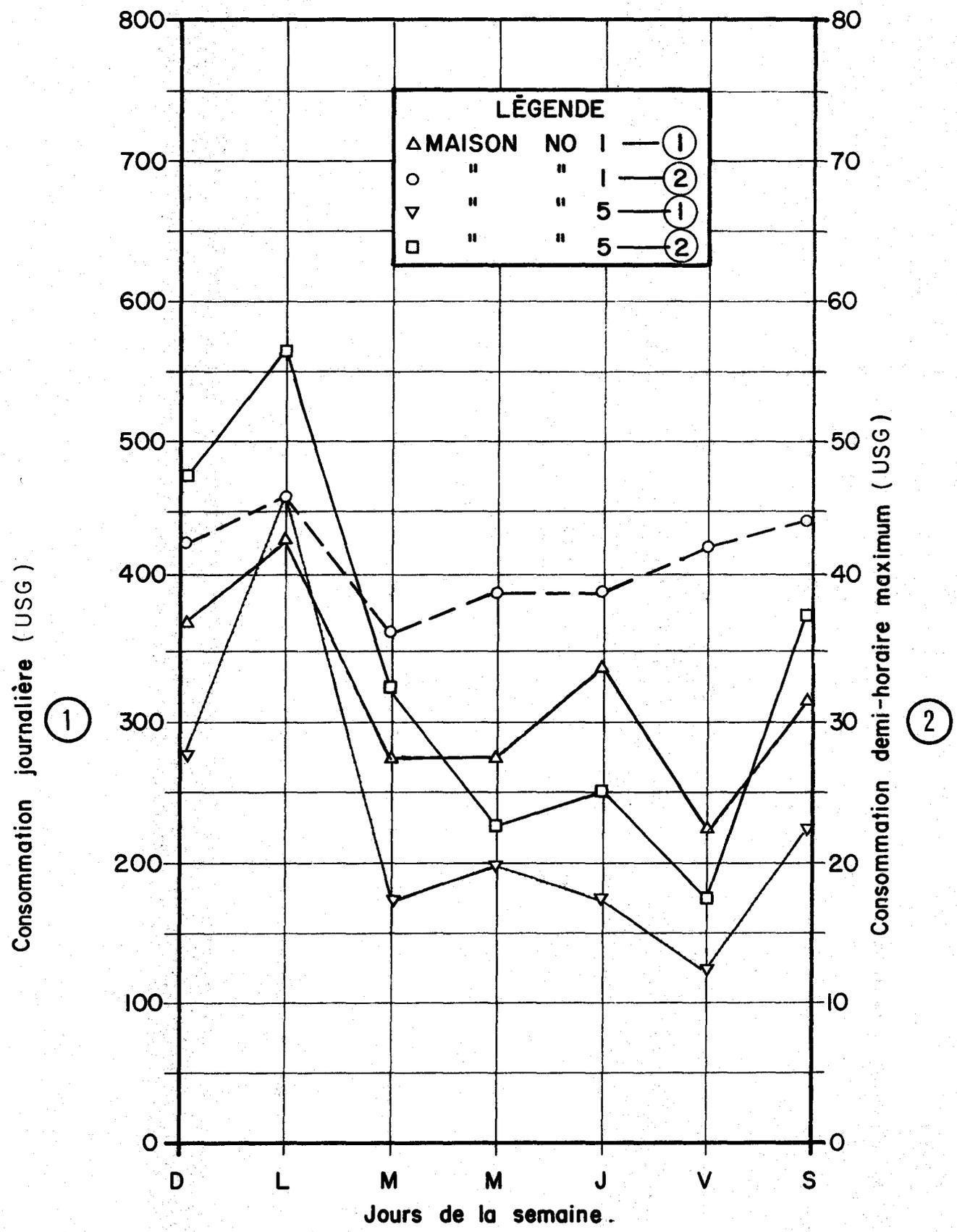


FIGURE 1 Tendances hebdomadaires

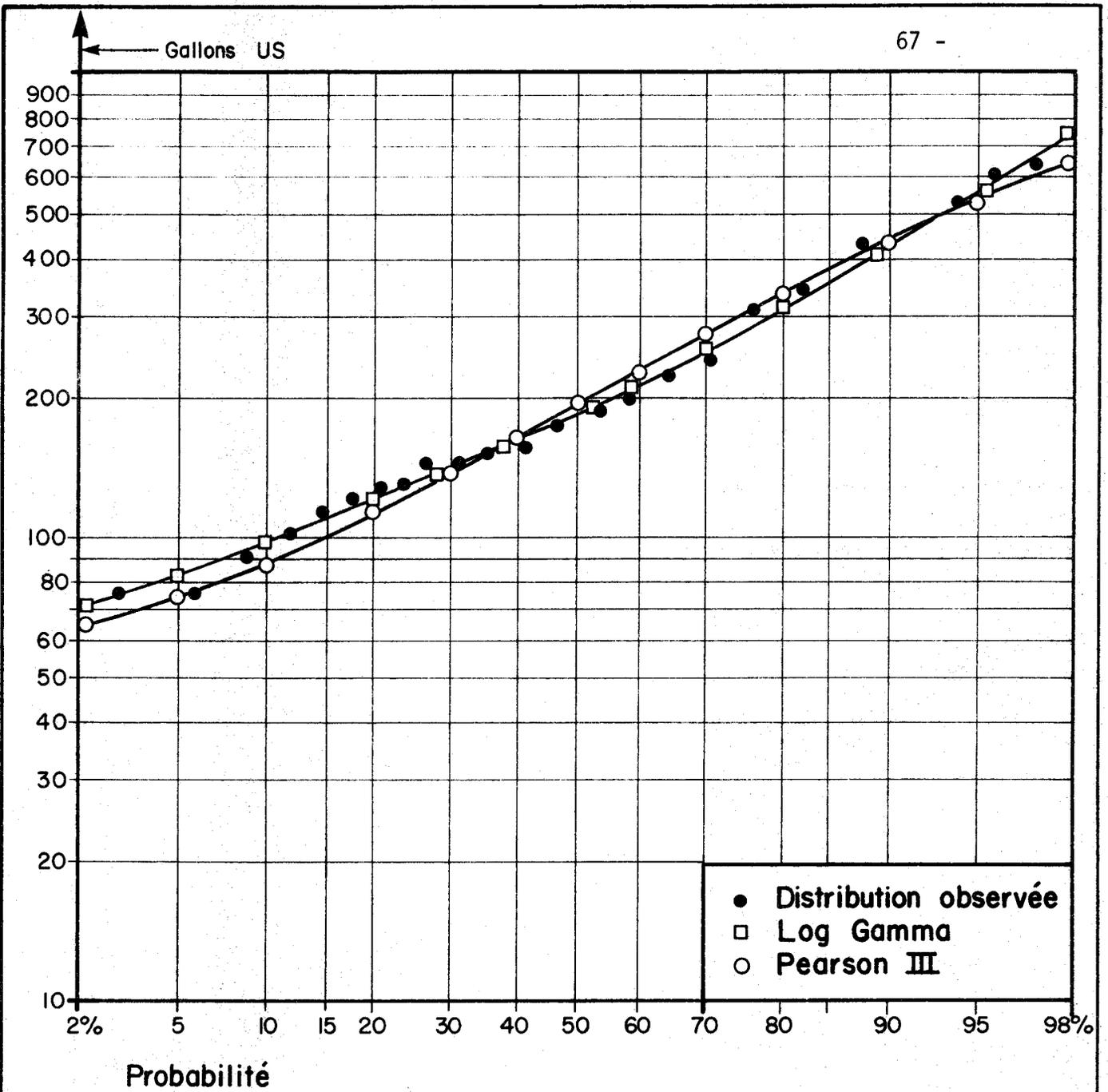
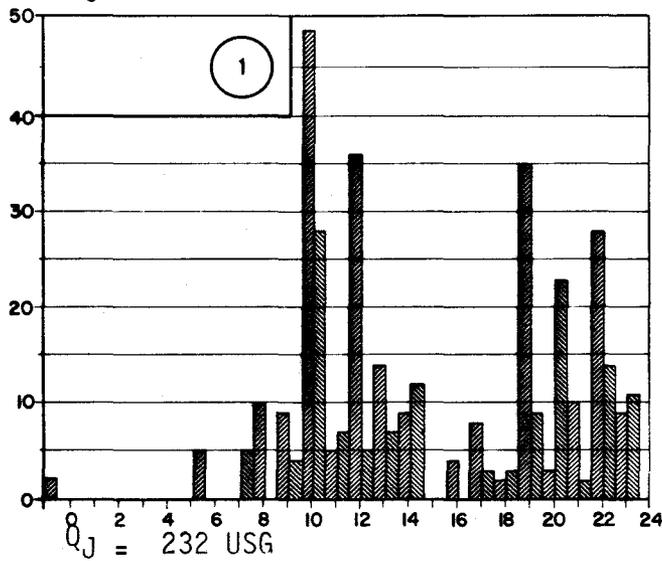
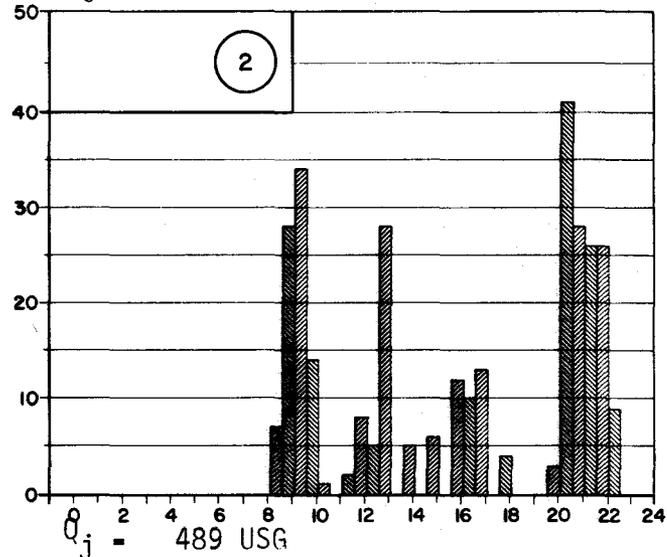


FIG. 2 Distribution des consommations journalières, résidence no 5

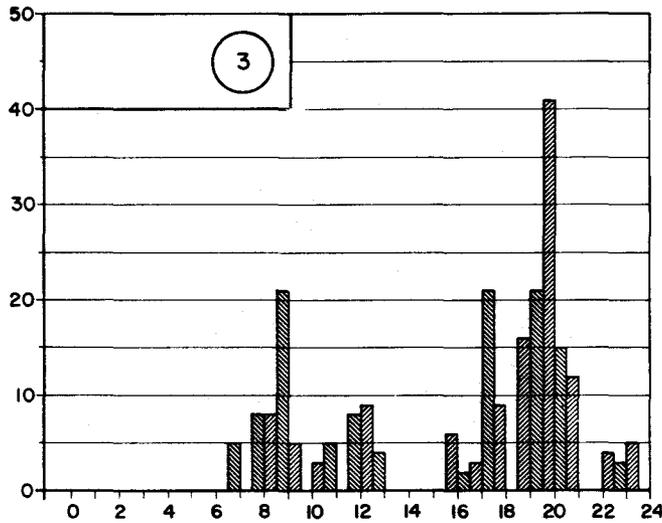
$Q_j = 369$ USG



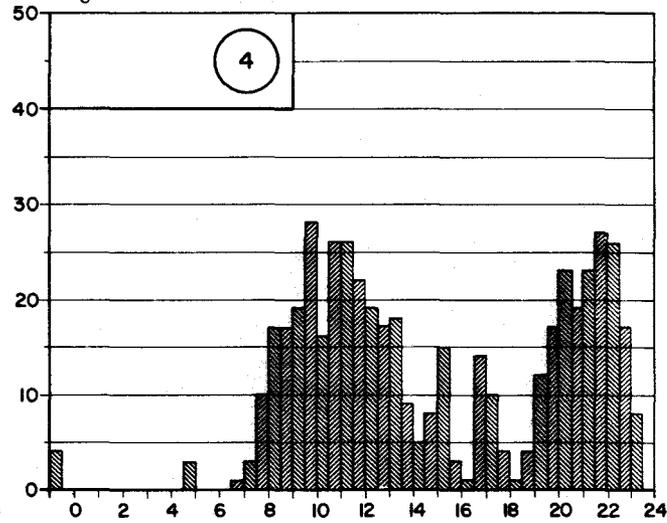
$Q_j = 309$ USG



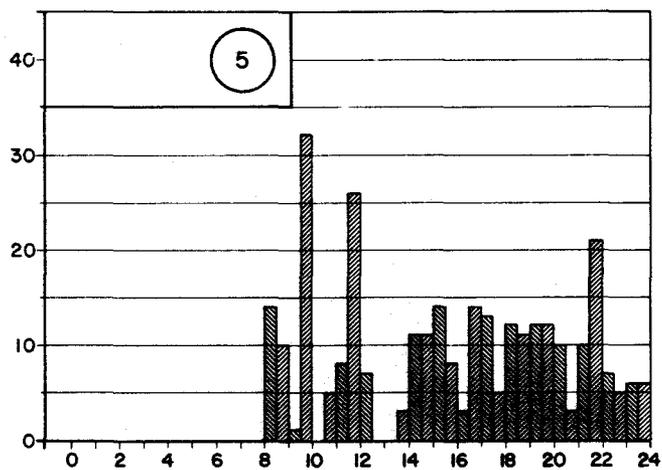
$Q_j = 232$ USG



$Q_j = 489$ USG



$Q_j = 310$ USG



$Q_j = 325$ USG

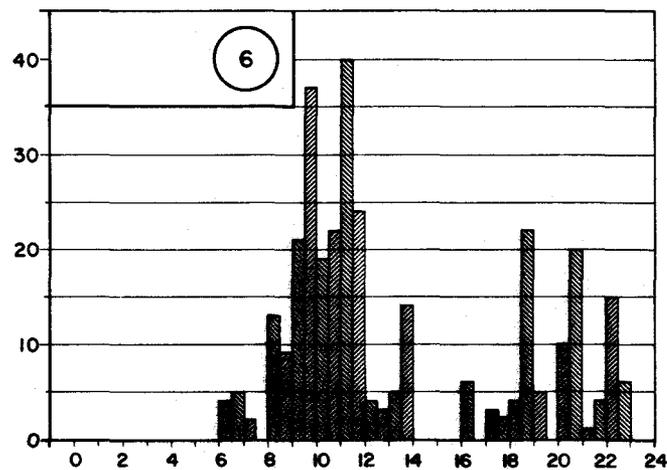


FIGURE 3: HYDROGRAMME JOURNALIER - 6 RESIDENCES A SHERBROOKE

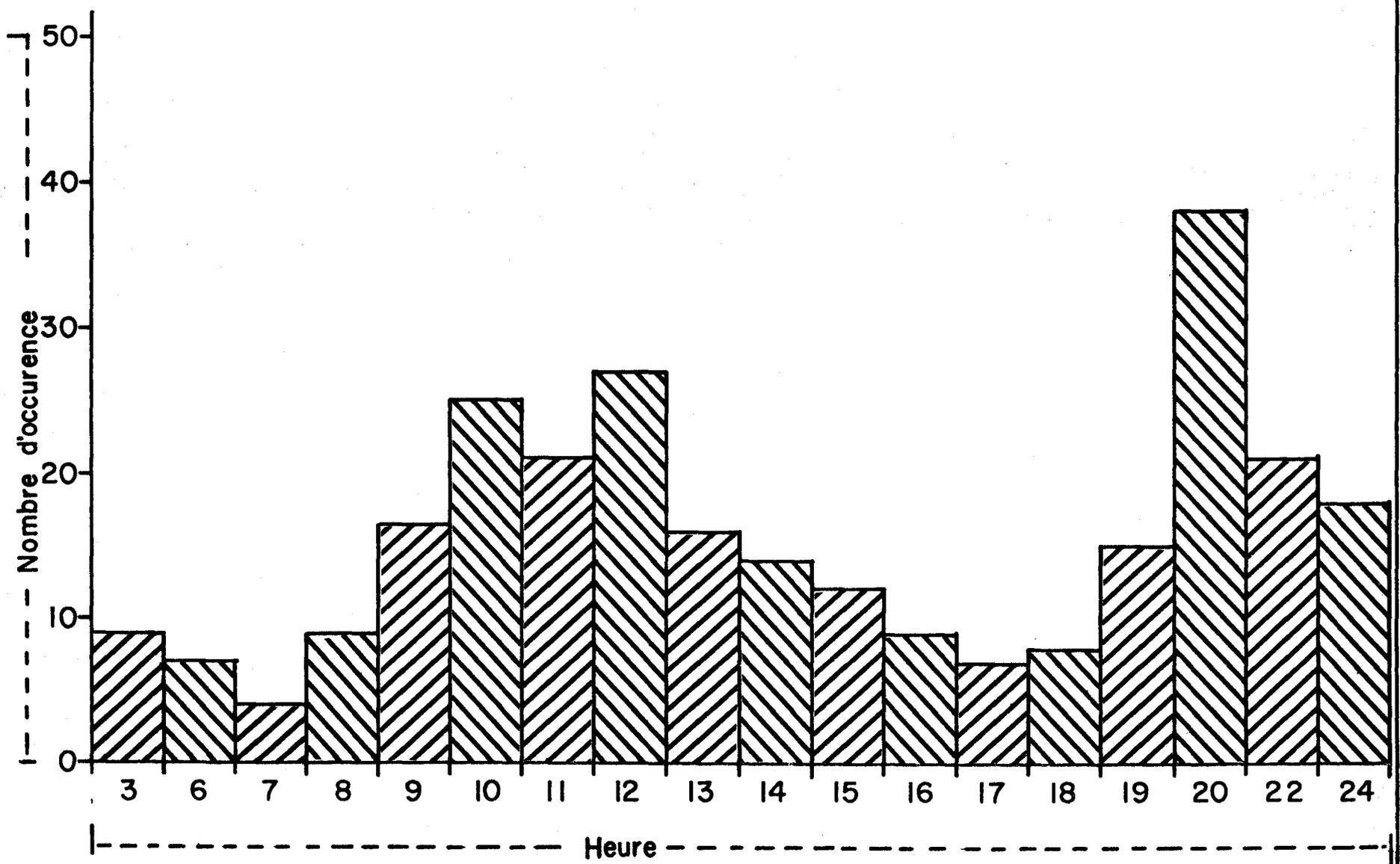


FIGURE: 4 . Histogramme des heures de pointe pour l'ensemble des résidences

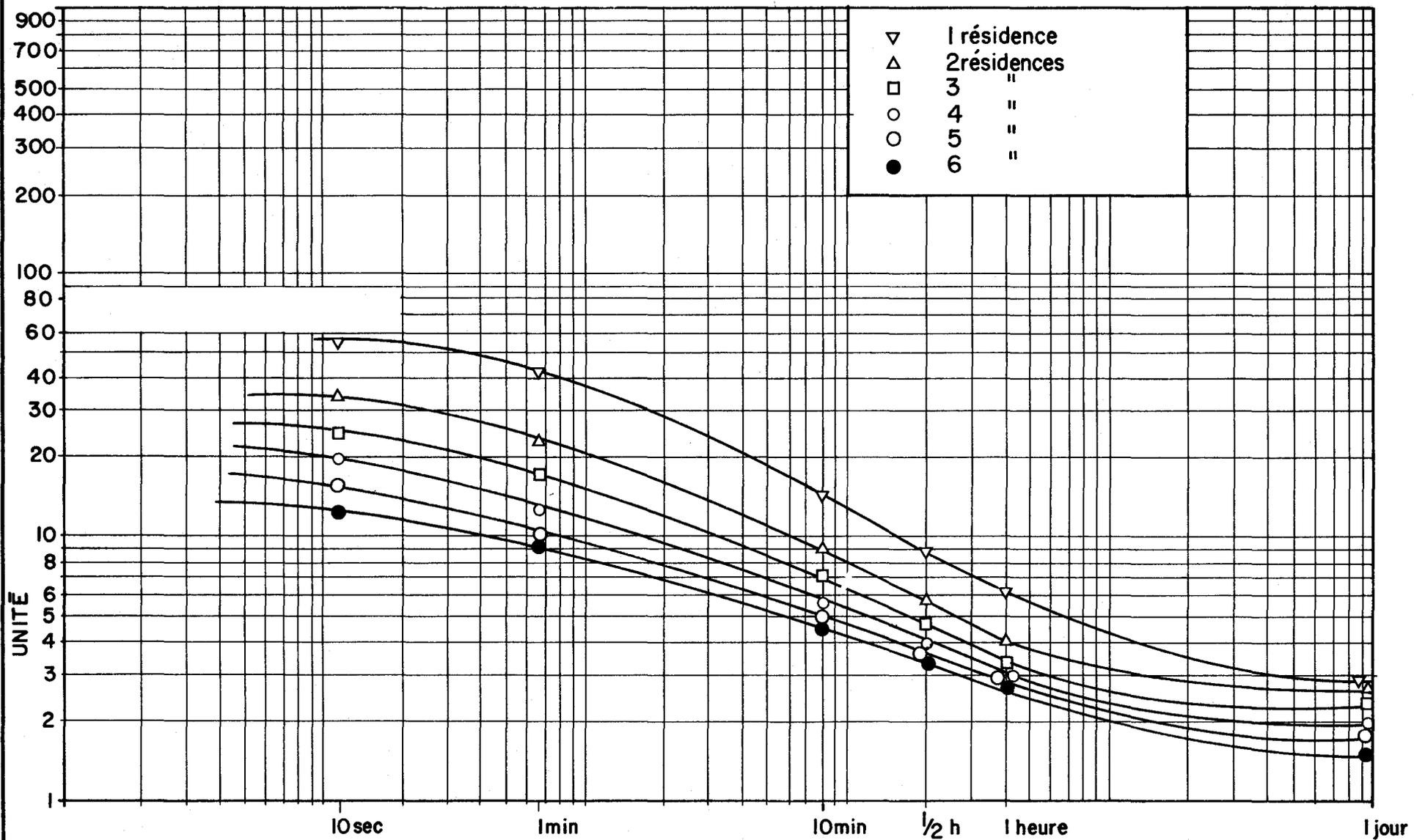


FIG: 5 Coefficient moyen de pointe journalière pour différentes unités de temps

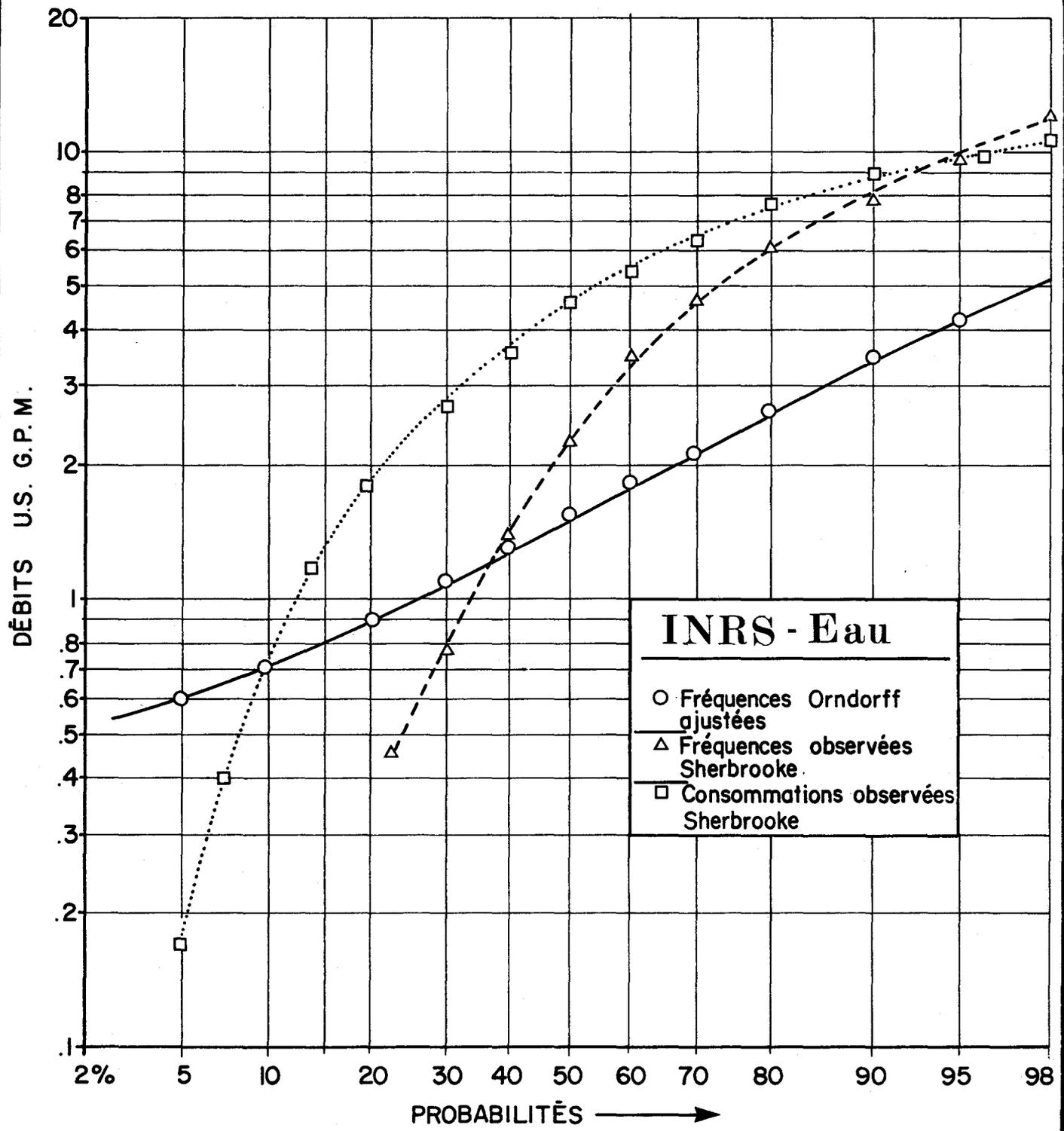


FIGURE: 6. Densité de probabilité des débits des usages .

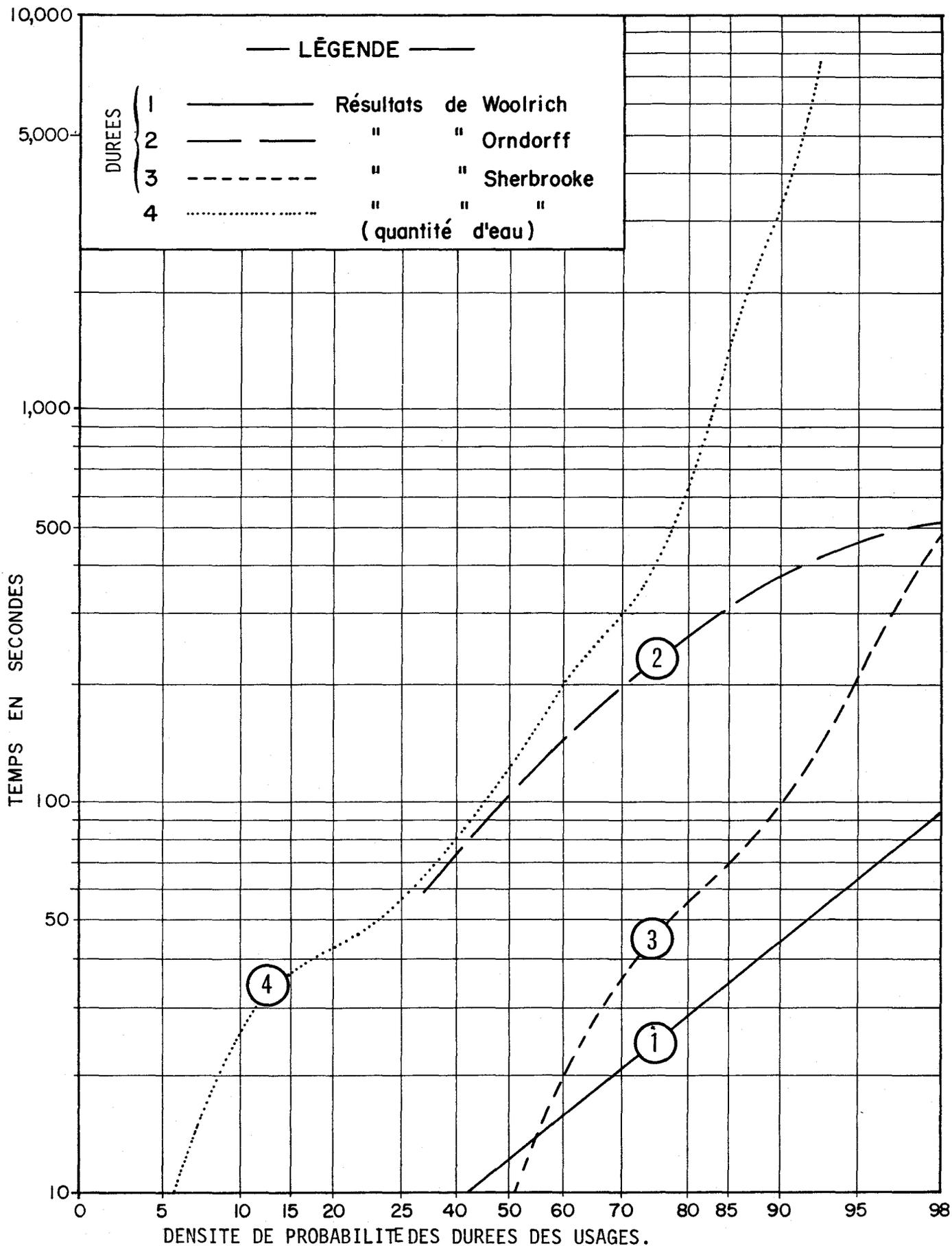


FIGURE : 7

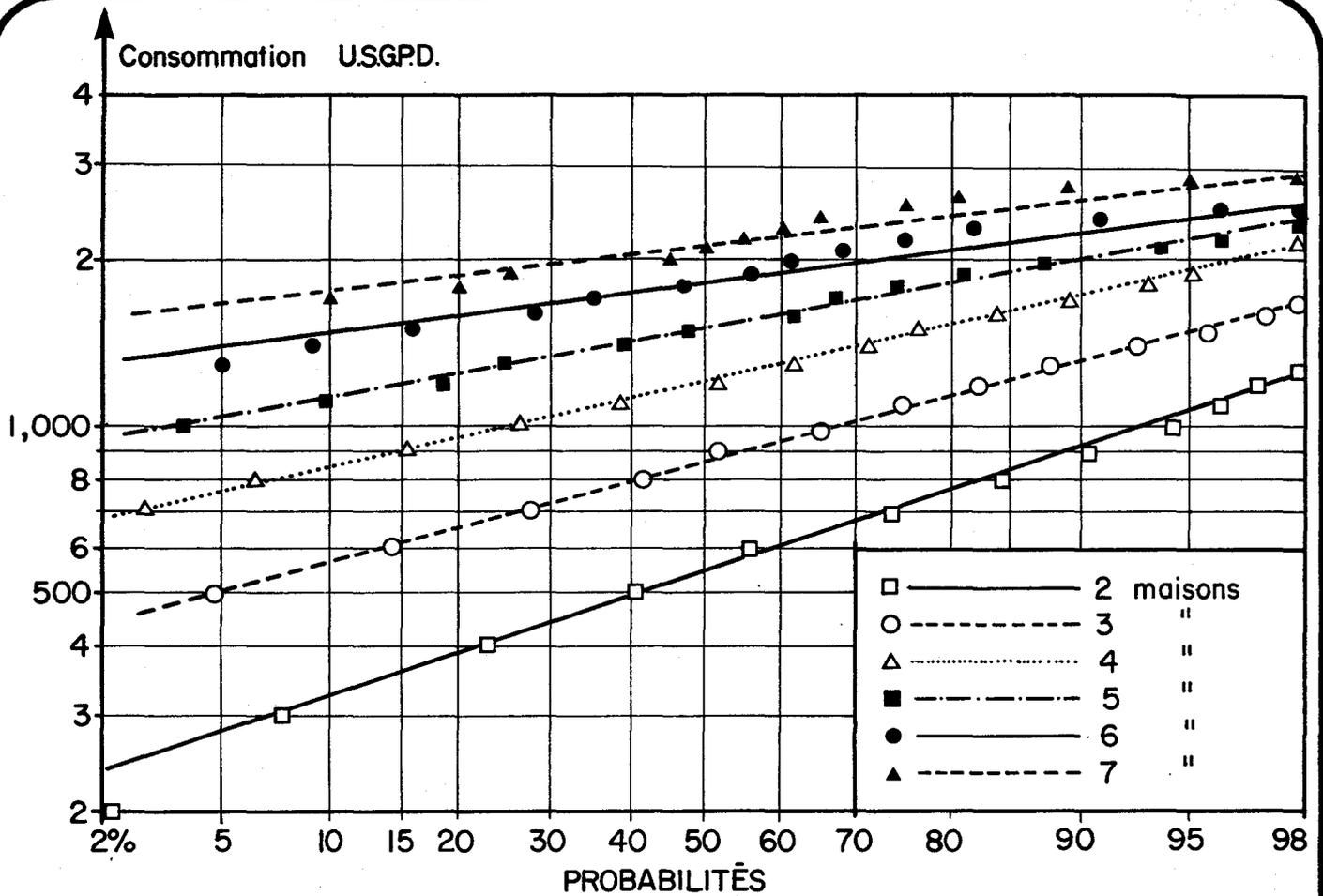


FIGURE 8 . Densité de probabilité des consommations journalières de plusieurs résidences.

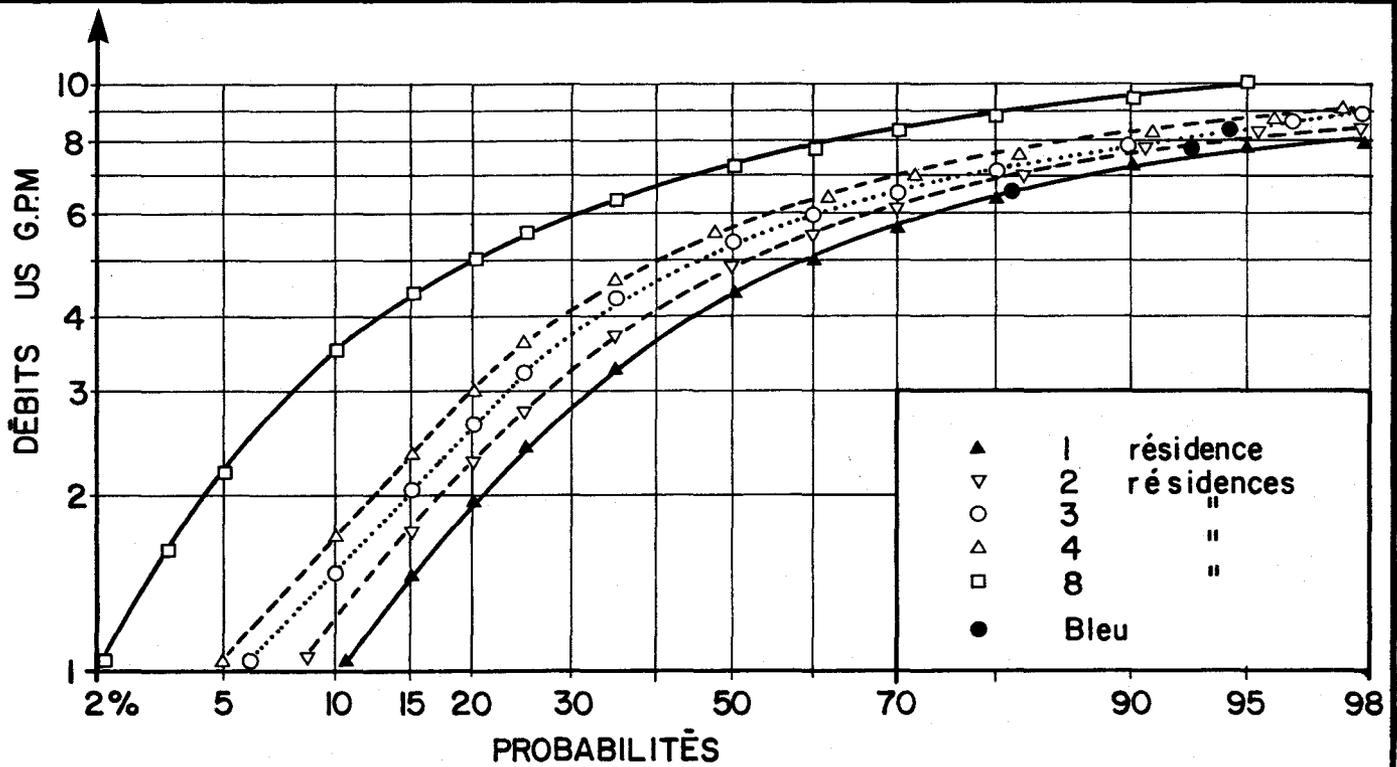


FIGURE 9 . Densité de probabilité des consommations cumulées sur 10 minutes pour n résidences .

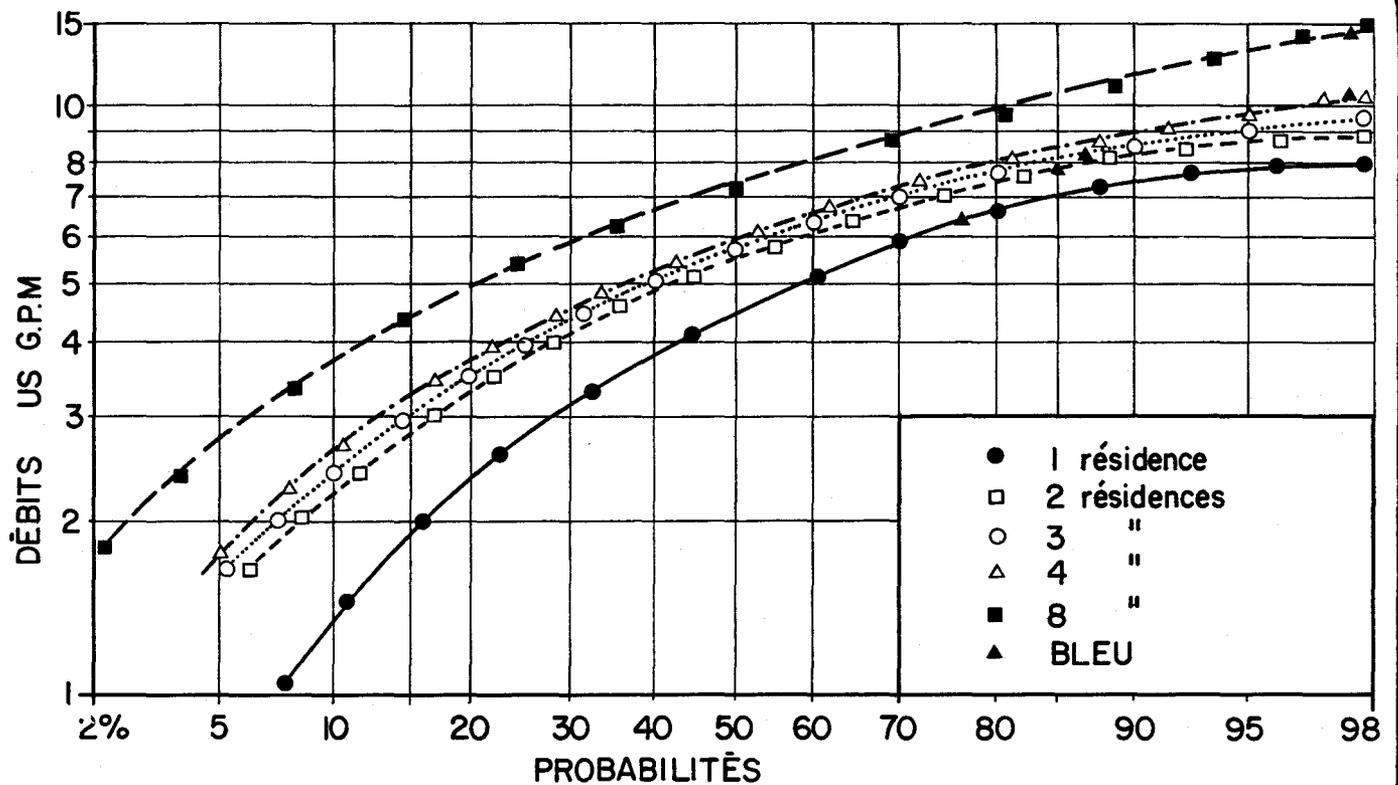


FIGURE: 10. Densité de probabilité des consommations cumulées sur une minute pour n résidences.

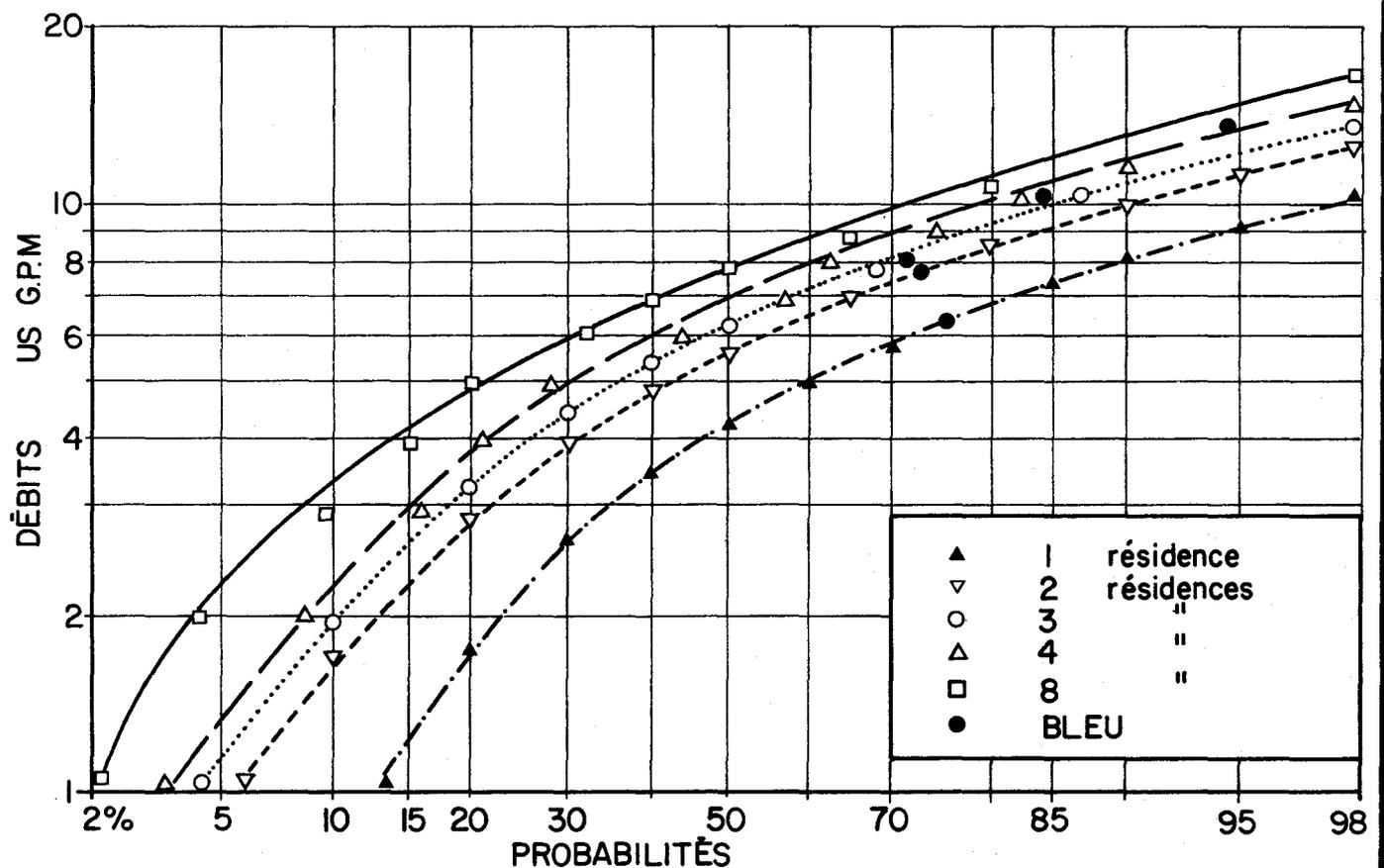


FIGURE: 11. Densité de probabilité des débits instantanés pour n résidences

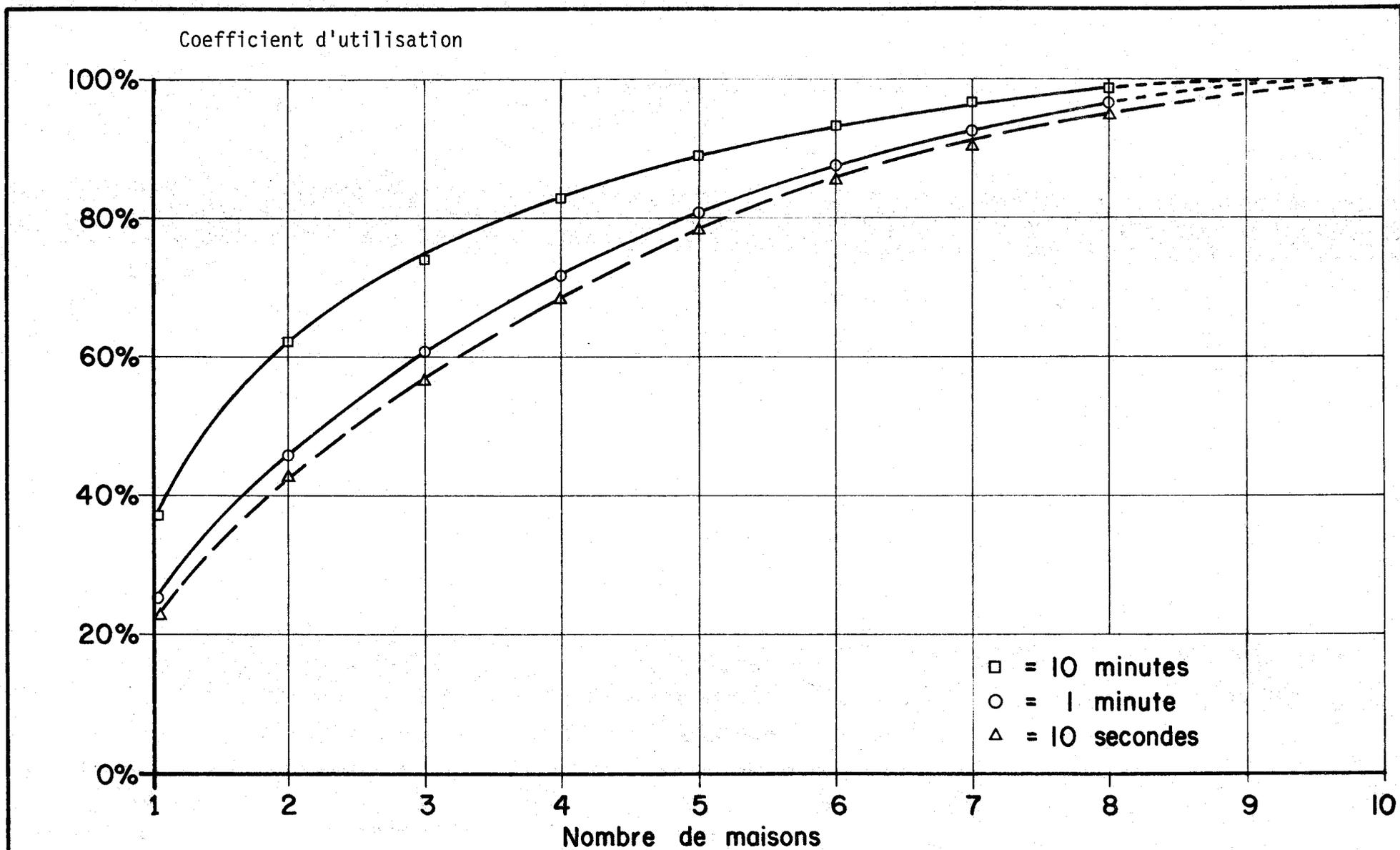


FIG: 12 Coefficient d'utilisation pour n résidences.

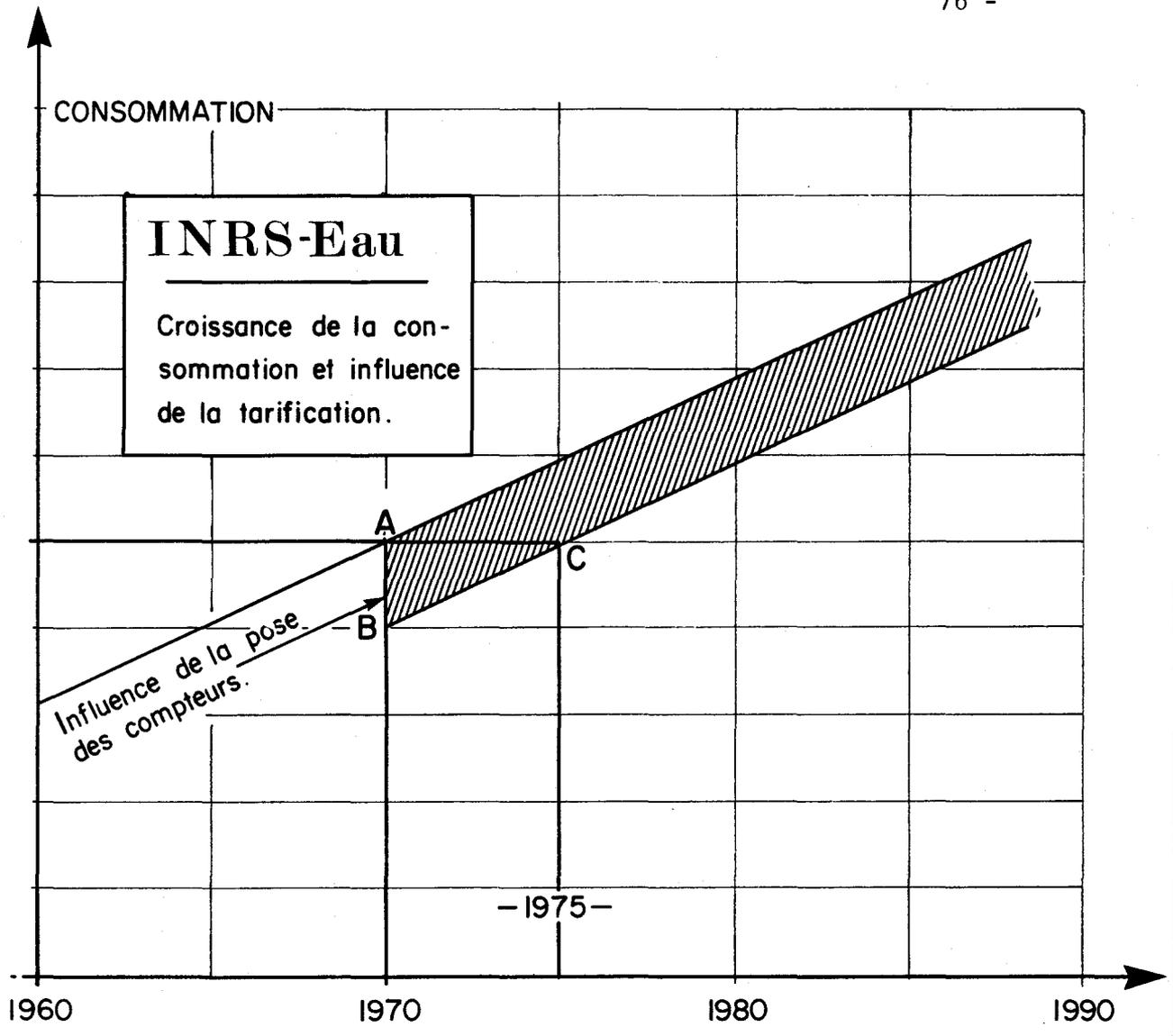


FIGURE: 13

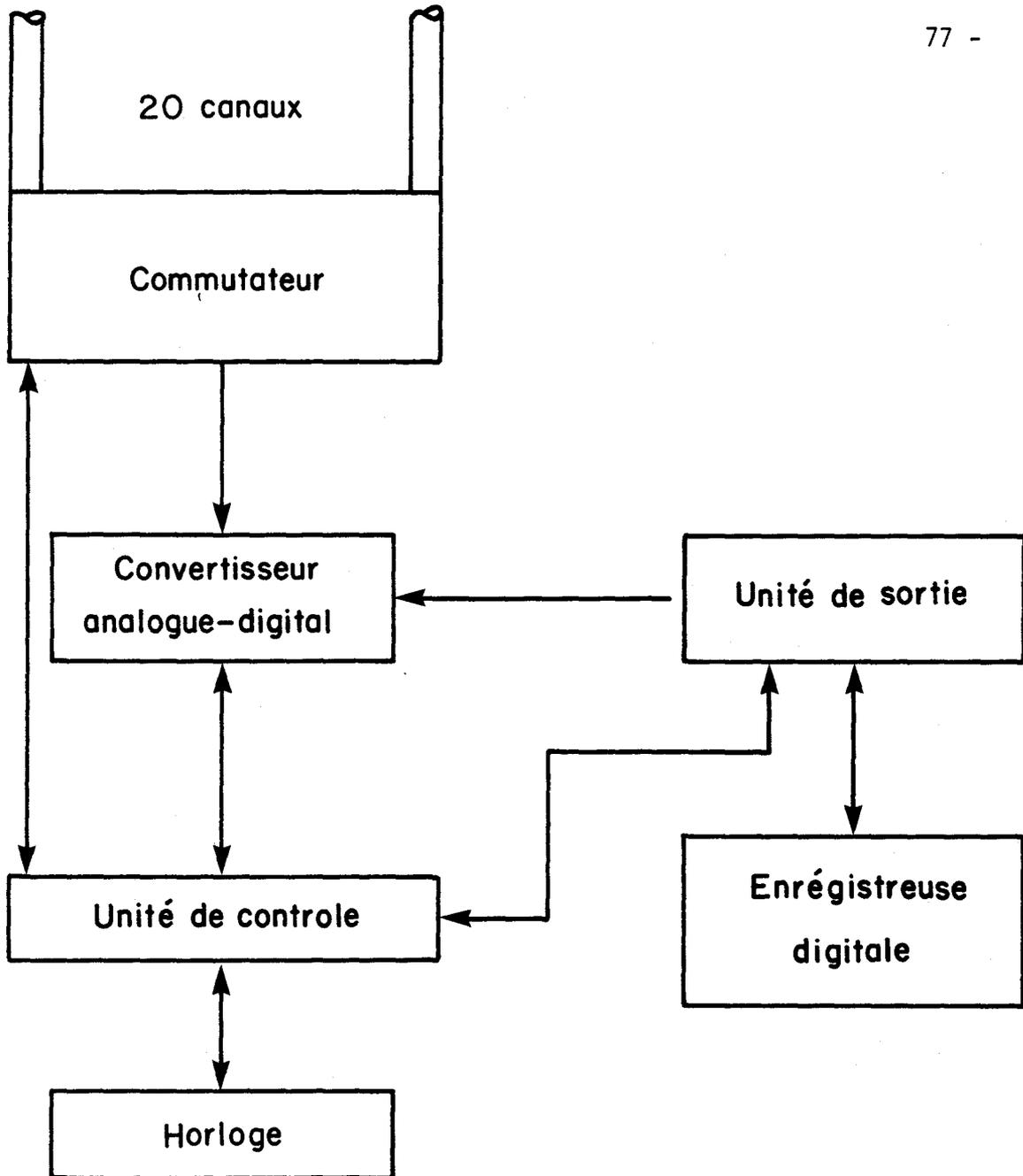


FIG. 14 Schéma du SAD à bande magnétique

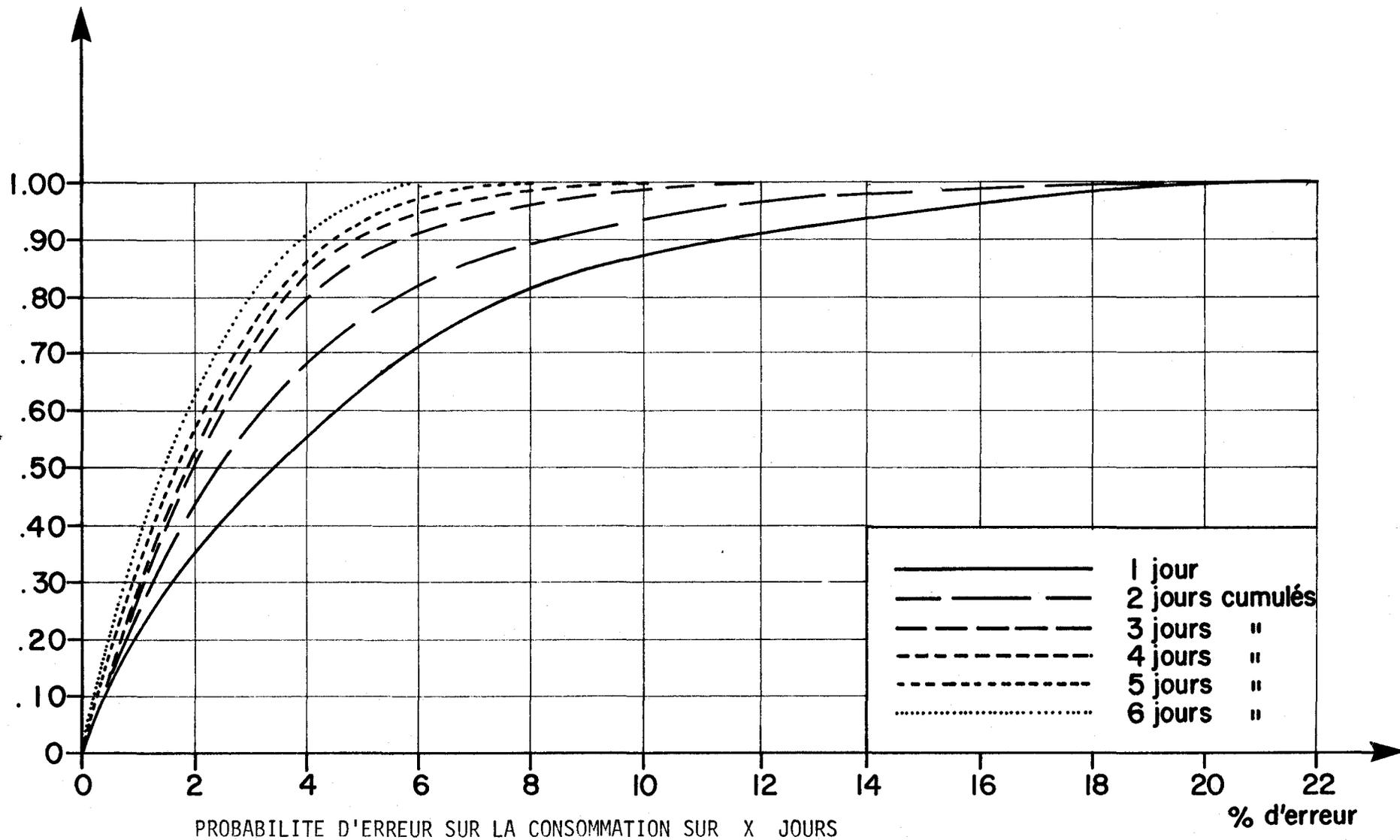
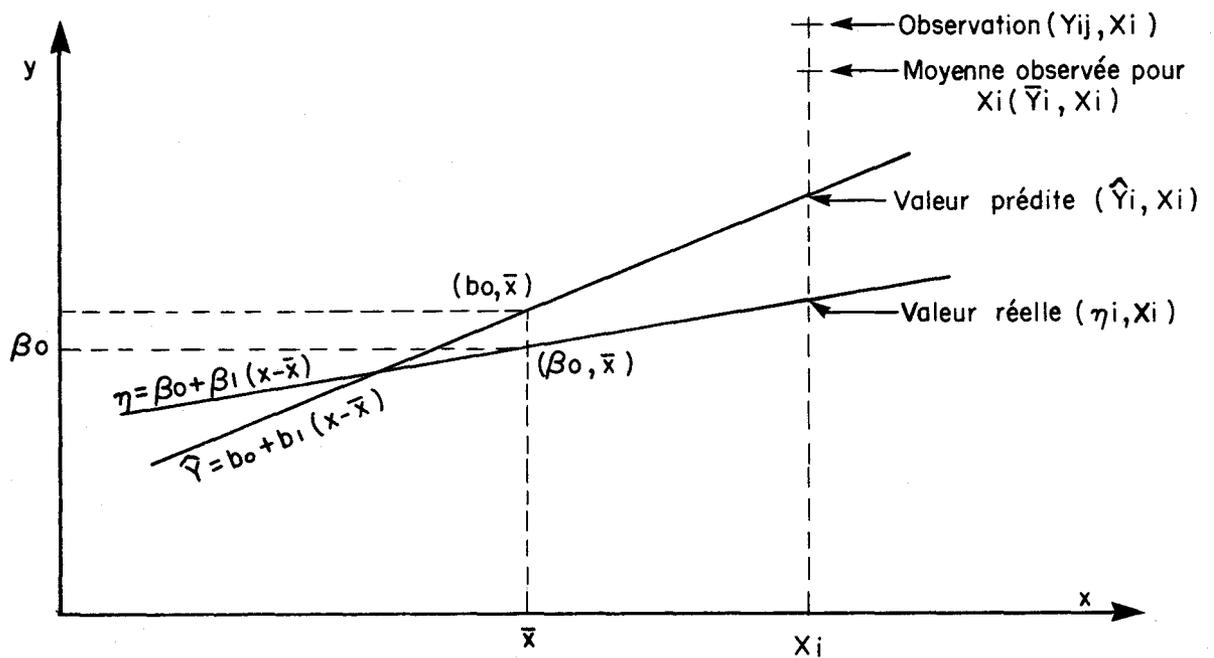


FIGURE. 15



Régression linéaire.

FIGURE 16 . Droite réelle et droite estimée.

T A B L E A U X

TABLEAU 1

Références	Année	Lieu	Echantillon	Source	Consommation journalière globale	Consommation résidentielle journalière	Coefficient de pic journalier	Coefficient de pic horaire	RÉFÉRENCES
Unités			Résidence		USGPCD	USGPD			
Bracket	1894	Mass.		f	30				
Fuertes	1906	New-York		f	30.2				
Fewkell	1921	Détroit		f	25.2				
Kellow ¹¹	1970	Calgary	400 résid.	a c		296 519	2	3	
Linaweaver & al ¹³	1967	USA	1,000 résid.	a b d		458 ¹ 690 ²	2.1 ¹ 3.4 ²	5.4 ¹ 7.5 ²	
Orndoff ¹⁵	1966	Baltimore	10* résid. 12* résid.	de		322* 226*	2.7* 3.1*	6.4	
Scott ¹⁹	1957			f			1.5 à 2	3 à 3.5	
Bleu ²	1965	Paris		b				1.8 à 2	
Dunn ⁵	1958	Kankakee III	208 résid.	a	155	41 USGPCD	1.38		
Larson	1951	Illinois	13 municipalités	a	186	126 à 187			
Campbell ³	1963	Ontario	1 résid.	a		153			
Wolff ²⁵	1957			f			1.5 à 2		
Linaweaver ¹²	1964	USA	150 résid.	b		249	3	8.1	
Seidel ²¹	1960	USA	91 millions hab.	a		183 à 235	1.6 à 2 ⁹	2.5 ⁹	
Seidel ²²	1955	USA	70 millions hab.	a		140 à 275			
Demard / Mascolo	1972	Sherbrooke	12 résid.	de		280	3	6	

- 1 - Facturation d'après relevé des compteurs individuels.
2 - Facturation sur taux fixe.
a) Relevé de compteurs individuels classiques.
b) Relevé de compteurs collectifs.
c) Calculs à partir du pompage pour l'ensemble de la municipalité.
d) Compteurs enregistreurs.
e) Pour chaque unité d'habitation.
f) Non précisé
g) Sans doute pour l'ensemble d'une zone résidentielle.
* deux zones différentes

Jour	Consommation journalière USGPD		
	ORNDORFF (1966)		SHERBROOKE
	Zone 1	Zone 2	
Lundi	312	230	341
Mardi	325	220	250
Mercredi	305	226	253
Jeudi	320	208	268
Vendredi	331	210	261
Samedi	339	256	295
Dimanche	372	234	320

TABLEAU 2: CONSOMMATION JOURNALIERE MOYENNE
D'APRES LE JOUR DE LA SEMAINE

Résidences	Nombre de jours d'enregistrement (consommation ≠ 0)	Consommation journalière par service per diem				Coefficient de pointe journalier
		moyenne USGPD	variance	minimum USGPD	maximum USGPD	
1	47	318.	10820	157.	567.	5.60
3	45	186.	13070	24.	442.	2.38
5	67	238.	29957	58.7	1141.	4.78
8	4	102.	5237	45.3	203.4	1.99
9	22	385.	32020	101.2	1041.7	2.71
10	19	426	29072	158.8	730.1	1.72
11	21	313	28303	101.0	555.	1.77
12	24	198.	78644	5.0	1088.2	5.50
13	4	112	10494	46.	264.5	2.36
14	19	249	16328	69.	621.9	2.49
15	24	211	15835	51.4	566.4	2.68
	<u>Total</u> 296	<u>Moyenne</u> 281		5.0	1141.	<u>Moyenne</u> 2.83

CONSOMMATIONS JOURNALIERES PAR SERVICE PER DIEM

TABLEAU 3

Résidences	Nombre de jours	Consommations - horaire maximum				Coefficient de pointe horaire			
		moyenne	minimum	maximum	variance	moyenne	minimum	maximum	variance
1	47	63.4	30.0	113.0	365	4.94	2.81	8.65	1.4
3	45	53.2	10.0	203.0	1174	7.95	2.51	22.15	22.3
5	67	51.8	17.0	234.0	1004	5.74	1.79	15.78	3.8
8	4	36.3	8.4	88.6	1283	7.77	3.67	10.45	10.7
9	22	81.2	21.	283	1151	4.71	2.18	13.85	5.0
10	19	58.9	33.8	112.	557	3.84	1.44	9.57	4.0
11	21	75.4	42.7	124.	1365	5.63	4.41	12.12	6.9
12	23	33.2	5.0	221.3	2614	2.78	2.37	24.0	25.7
13	4	37.6	21.1	81.3	854	7.38	8.80	11.01	2.4
14	19	77.0	14.0	170.7	1137	7.70	4.52	11.78	3.7
15	24	50.8	10.3	105.4	635	6.11	2.77	9.64	3.4
		60.5	5.0	283.0		5.97	1.44	24.00	

PICS HORAIRES

TABLEAU 4

	Zones à compteurs GPD	Zones à taux fixe GPD
Moyenne annuelle -		
Fuites	25	35
Domestiques	247	236
Arrosage	<u>186</u>	<u>420</u>
TOTAL	458	690
Consommation maximum	979	2,354
Pic horaire	2,481	5,171

TABLEAU 5: INFLUENCE DU MODE DE TARIFICATION SUR
LA CONSOMMATION DANS DES ZONES RESIDEN-
TIELLES AMERICAINES

(d'après LINAWEAVER et al)

TABLEAU 6: COEFFICIENTS DE CORRELATION ENTRE LES DIFFERENTES CARACTERISTIQUES SOCIO-ECONOMIQUES DES RESIDENCES UNIFAMILIALES A CALGARY (d'après KELLOW)

Vari- able	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇	X ₈	X ₉	X ₁₀	X ₁₁	X ₁₂	X ₁₃	X ₁₄	X ₁₅	X ₁₆	X ₁₇
X ₁	1.00	.427	.247	.244	.267	.090	.180	.154	.247	.320	.040	.177	.092	.149	.166	.148	.144
X ₂		1.00	.331	.582	.177	.239	.249	.409	.578	.570	.208	.394	.287	.247	.280	.221	.177
X ₃			1.00	.477	.391	.775	.802	.331	.391	.489	.238	.455	.304	.397	.335	.298	.432
X ₄				1.00	.144	.327	.455	.712	.844	.811	.604	.636	.416	.488	.475	.404	.401
X ₅					1.00	-.025	.046	.076	.120	.134	.093	.014	.064	-.022	.025	.011	.053
X ₆						1.00	.452	.198	.279	.271	.212	.323	.230	.334	.182	.151	.322
X ₇							1.00	.362	.360	.541	.164	.509	.288	.417	.420	.393	.348
X ₈								1.00	.548	.648	.148	.483	.271	.334	.369	.282	.257
X ₉									1.00	.733	.229	.556	.345	.391	.366	.294	.335
X ₁₀										1.00	.181	.682	.417	.539	.496	.412	.449
X ₁₁											1.00	.241	.219	.229	.230	.239	.182
X ₁₂												1.00	.541	.656	.629	.543	.559
X ₁₃													1.00	.494	.487	.454	.407
X ₁₄														1.00	.615	.518	.965
X ₁₅															1.00	.977	.434
X ₁₆																1.00	.337
X ₁₇																	1.00

X₁ Nombre de personne
 X₂ Nombre de pièces
 X₃ Nombre d'appareils consommant de l'eau
 X₄ Nombre d'installations " " "
 X₅ Machine à laver le linge
 X₆ Broyeur détritrus
 X₇ Machine à laver la vaisselle
 X₈ Douche
 X₉ Evier

X₁₀ Toilette
 X₁₁ Robinet supplémentaire
 X₁₂ Valeur marchande (\$100)
 X₁₃ Revenu familial brut (\$100)
 X₁₄ Rôle évaluation global (\$100)
 X₁₅ Superficie lot (100 pi²)
 X₁₆ Superficie gazon (100 pi²)
 X₁₇ Rôle évaluation bâtisse (\$100)

No.	Nb de personnes 2	Nb d'adultes 3	Rôle évaluation 4	Superficie lot 5	Nb de chambres 6	Nb machines - linge 7	Nb machines - vaisselle 8	Nb salle de bains 9	Nb évier supplém. 10	Nb toilettes 11	Nb robinets supplém. 12
1	7	2	25,780	10,200	3	1	1	1	3	3	2
3	4	2	15,150	9,800	2	1	1	1	1	1	2
5	5	2	24,270	8,400	3	1	1	1	2	2	2
7	2	2	15,150	9,800	2	1	1	1	1	1	2
8	5	2	33,800	6,750	5	1	1	2	1	2	1
9	5	2	14,500	5,535	2	1	0	1	0	1	1
10	6	3	21,500	8,400	4	1	1	2	2	2	2
11	5	2	25,780	10,200	4	1	1	1	3	3	2
12	4	2	14,080	3,770	2	1	0	1	0	1	1
13	6	3	43,000	7,650	5	1	1	2	1	4	3
14	3	2	14,700	5,000	2	1	0	1	2	2	2
15	4	2	14,500	8,250	2	1	0	1	0	1	1

CARACTERISTIQUES DES RESIDENCES FORMANT L'ECHANTILLON de Sherbrooke

TABLEAU 7

TABLEAU 8

RESULTATS DES REGRESSIONS

Variable indépendante	Variable dépendante	Coefficient de la régression	Erreur type sur le coefficient	Coefficient de détermination	Erreur type de l'estimé	F	Coefficient de corrélation
2 constante	A ¹	45.8 61.4	20.3	.42	69.3	5.06	.12
2 constante	A ³	.162 4.82	.070	.43	.238	5.33	
2 constante	A ²	31.98 138.36	15.88	.12	301.3	4.05	
5	B ²						.12
11 constante	B ¹	7.47	6.29	.16	15.08	1.36	
10	B ³						.38
6	C ²						.20
11 constante	C ¹	5.43 31.3	4.40	.17	10.37	1.52	

1. Régression sur les valeurs moyennes de la variable dépendante.
 2. Régression sur l'ensemble de la distribution de la variable dépendante.
 3. Régression sur les logarithmes des valeurs moyennes de la variable dépendante.
- A. Consommation journalière moyenne.
 B. Consommation horaire maximum.
 C. Consommation $\frac{1}{2}$ -horaire maximum.

**SELECTED WATER
RESOURCES ABSTRACTS**

1. Report No.

2. Accession No.

W

90

INPUT TRANSACTION FORM

3. **WATER DEMAND OF SINGLE DWELLING RESIDENCES (Demande en eau de résidences unifamiliales),**

5. Report Date

6.

8. Performing Organization Report No.

7. Author(s)

Mascolo, D. and Demard, H.

10. Project No.

9. Organization

Québec Université. Institut National de la Recherche Scientifique-Eau (INRS-Eau).

11. Contact/Grant No.

13. Type of Report and Period Covered

12. Sponsoring Organization

16. Supplementary Notes

INRS-Eau, Technical Report No 11, 1973. 88 p

14. Abstract

Within the outline of a research program on water distribution system management the demand function of single dwelling units has been considered.

The variations of the demand of nine single dwelling units (located in Sherbrooke, Québec, Canada) has been studied on a 1 minute to 1 week time basis. The approach allowed the analysis of demand structure and a statistical definition of peaks intensity. The superposition of the demand of several residences has also been considered in statistical way.

17a. Descriptors

*Water supply, *Water distribution, *Water demand, *Distribution Systems, Cost-benefit analysis, Flowmeters, Data collections.

17b. Identifiers

*Residential water use, Residence time distribution, Peak demand, Remote reading, Meter reading.

3D

18. Name of Person or Organization to whom the report should be sent

19. Name of Project

Send To:
WATER RESOURCES SCIENTIFIC INFORMATION CENTER
U.S. DEPARTMENT OF THE INTERIOR
WASHINGTON, D. C. 20240

M. Cantin

INRS-Eau