

**La mesure de l'uni
des chaussées
au ministère des Transports**

***Le point sur la précision
des mesures obtenues par
roulemètre***

Diane Leroux, M.Sc.,
statisticienne

Service statistique et économie en transport
Direction de la coordination de la recherche et de l'information en transport
Ministère des Transports du Québec

Février 1995

CANQ
TR
PT
CRIT
108

**La mesure de l'uni
des chaussées
au ministère des Transports**

***Le point sur la précision
des mesures obtenues par
roulemètre***

Diane Leroux, M.Sc.,
statisticienne

Service statistique et économie en transport
Direction de la coordination de la recherche et de l'information en transport
Ministère des Transports du Québec

Février 1995

MINISTÈRE DES TRANSPORTS
CENTRE DE DOCUMENTATION
700, BOULEVARD DE LA PÉRIODE EST,
21^e ÉTAGE
QUÉBEC, QUÉBEC, CANADA

REÇU
CENTRE DE DOCUMENTATION
24 MAI 1995
TRANSPORTS QUÉBEC

425
G200
TR
PT
CRIT
108

PROBLÉMATIQUE

La mesure annuelle de l'uni des routes de la province est une opération importante au ministère des Transports. Elle mobilise plusieurs personnes pendant l'été pour effectuer l'ensemble des relevés. C'est une mesure qui est largement utilisée pour différents besoins à l'intérieur du Ministère.

Depuis 1990, le Service des chaussées recueille l'uni des routes sous la forme de l'IRI, «International Roughness Index», donnant ainsi suite aux recommandations de la Banque Mondiale (Sayers et al., 1986b).

Les appareils dont dispose le Ministère pour les relevés de l'uni sont des roulemètres de type PCA. Il s'agit d'appareils montés à bord de camionnettes et qui enregistrent, à l'aide de huit compteurs espacés chacun d'un huitième de pouce, les mouvements de suspension du véhicule. L'uni peut donc être relevé à grande vitesse (50, 65 ou même 80 km/h). Pour traduire ces mouvements de suspension en IRI et pour obtenir l'uniformité des mesures pour les six roulemètres utilisés par le Ministère, un exercice de calibrage est effectué à chaque été, et ce depuis 1990.

Lors de l'exercice de calibrage, un certain nombre de portions de routes, appelées pistes, sont choisies et l'IRI y est relevé à l'aide d'un instrument-étalon très précis (le plus souvent un DIPSTICK). Chaque roulemètre circule un certain nombre de fois sur ces mêmes pistes et les mouvements de suspension sont enregistrés à l'aide des huit compteurs. Le comportement de ces derniers est ensuite modélisé, à l'aide d'une procédure statistique, pour estimer le plus précisément possible l'IRI-étalon. En établissant le modèle mathématique qui relie les compteurs du roulemètre à la valeur d'IRI-étalon, on peut ensuite procéder aux relevés à grande échelle:

les données obtenues avec les roulemètres sont converties en IRI à l'aide du modèle statistique approprié.

L'estimation des paramètres des modèles (un modèle par combinaison appareil-vitesse) a été confiée, depuis 1992, au Service de la statistique et de l'économie en transport.

Bien que les modèles obtenus à chaque année semblent adéquats, les variations observées d'une année à l'autre sont quelquefois plus importantes que le simple phénomène de dégradation naturelle. Ce problème est plus évident à petite échelle (100 m par 100 m) mais il faut tout de même constater qu'il est difficile de quantifier avec précision l'évolution annuelle de l'état du réseau.

Des travaux ont donc été entrepris pour statuer sur la précision et les limites actuelles de la procédure de modélisation. Certaines avenues de recherche ont été explorées pour évaluer les possibilités d'augmenter cette précision.

LE RAPPORT

Ce rapport d'étape présente l'avancement des travaux relatifs à la problématique de la mesure de l'uni au ministère des Transports en insistant sur les aspects reliés à la modélisation statistique. Il vise à dresser un portrait des cueillettes effectuées entre 1990 et 1994, à présenter les différentes causes sous-jacentes aux variations annuelles ainsi que les avenues de recherche envisagées pour augmenter la précision des estimations obtenues par les modèles statistiques.

Le fruit des recherches effectuées pour améliorer les procédures sera présenté dans un

second rapport. Ce dernier proposera, s'il y a lieu, de nouvelles alternatives aux modèles actuels. Des recommandations précises quant à l'utilisation des données de 1990 à 1994 ainsi qu'aux futures cueillettes, seront formulées.

Finalement, quelques rapports connexes seront publiés. Un de ceux-ci comprendra la vulgarisation des concepts présentés dans les deux rapports, et s'adressera plus particulièrement aux personnes oeuvrant dans les directions générales ou territoriales. Les autres publications contiendront les détails de diverses études qui ont été effectuées en marge de ce dossier. En effet, afin d'alléger le présent rapport, seuls les résultats de ces études sont mentionnés, les détails méthodologiques faisant l'objet de publications séparées.

Le lecteur intéressé par l'ensemble de la problématique et le cheminement détaillé du dossier est invité à lire en détail le présent document. Toutefois, pour les lecteurs désirant n'obtenir qu'une vue d'ensemble, il est suggéré de lire, outre cet avant-propos, le résumé qui suit ainsi que les encadrés qui apparaissent à plusieurs endroits dans le texte. Ceux-ci synthétisent le plus clairement possible, le contenu des différentes sections. ■

RÉSUMÉ

Ce rapport propose d'abord un rappel du concept de l'uni des chaussées, lequel est un facteur important pour en qualifier l'état et qui peut être mesuré de diverses façon selon l'appareil utilisé.

Depuis presque une décennie, la Banque Mondiale a proposé que l'uni soit mesuré de façon standard par l'IRI, l'indice de rugosité international.

C'est pourquoi, depuis 1990, le ministère des Transports procède à des essais annuels d'étalonnage de ses roulemètres dans le but d'obtenir l'IRI pour ses chaussées.

Les essais d'étalonnage permettent de relier les sorties des roulemètres (représentées par le nombre de sollicitations que chacun des huit compteurs du roulemètre reçoit) à une mesure très précise de l'IRI obtenue pour un certain nombre de pistes.

Suite à chacun de ces essais, un modèle statistique de régression multiple est obtenu et utilisé ensuite pour les relevés effectués à grande échelle.

Ces modèles statistiques s'ajustent bien aux données de calibrage mais certains problèmes sont rencontrés, particulièrement dans les situations d'extrapolation. Ces problèmes sont principalement attribuables au fait que la régression multiple est une technique appropriée pour estimer des coefficients dans les cas où les variables ne sont pas corrélées entre elles. Or, dans le cas des roulemètres, les variables sont constituées par chacun des compteurs et la corrélation est alors évidente. Par conséquent, les coefficients des modèles ne peuvent représenter la con-

tribution propre de chacun des compteurs. Il ne sont donc pas interprétables, allant même jusqu'à être parfois négatifs.

Il faut donc explorer d'autres avenues afin de trouver une façon déterministe de synthétiser les compteurs. L'indice d'uni ainsi produit peut alors être mis en relation avec l'IRI par un modèle statistique de régression simple.

Au-delà des problèmes liés à la modélisation, on peut identifier un assez grand nombre d'autres sources d'erreur, qui, lorsque combinées à celles produites par les modèles, finissent par produire des marges d'erreur importantes autour des estimations d'IRI. L'importance de ces marges d'erreur rend donc la comparaison des estimations d'IRI, d'une année à l'autre, plutôt complexe: il est difficile de distinguer la dégradation réelle d'une chaussée au travers du «bruit» induit par les erreurs d'estimation.

Le rapport présente une discussion au sujet de ces sources d'erreur et de leurs impacts sur les comparaisons, 100 m par 100 m ou pour des moyennes d'IRI (par classe de routes par exemple).

Il rapporte aussi les résultats d'un essai de fidélité et de précision, tenu en 1994, qui fournit des informations quant à la qualité des relevés d'uni.

Bien que le rapport s'attarde particulièrement aux aspects statistiques du calibrage des appareils, les recommandations formulées concernent à la fois la procédure de calibrage, la modélisation et la procédure de cueillette des données.

REMERCIEMENTS

L'auteur tient à exprimer sa gratitude aux personnes qui, par leur intérêt et leur précieuse collaboration, ont permis la réalisation de ce rapport et des travaux qui le sous-tendent:

M. Claude Ouimet, statisticien au Service statistique et économie en transport

M. Jean-Marie Durand, ing. du Service des chaussées

MM. Jocelyn Beaulieu, ing. et Simon Plante, ing. du Service des programmes routiers et de la circulation

M. Yves Lessard, ing. du Service de l'encadrement de la programmation

L'auteur tient aussi à remercier aussi Mme Carole Robitaille pour la mise en page de cette publication ainsi que Mme Suzanne Dumont pour son assistance dans la dactylographie et la révision du manuscrit.

N.B. Les vues exprimées par l'auteur dans ce rapport sont personnelles et n'engagent en rien la responsabilité du ministère des Transports.

TABLE DES MATIÈRES

AVANT-PROPOS	I
RÉSUMÉ	III
REMERCIEMENTS	V
LISTE DES TABLEAUX ET DES FIGURES	IX
1. INTRODUCTION	1
L'UNI	1
Effets des défauts d'uni	1
MESURE DE L'UNI LONGITUDINAL	1
Catégories d'appareils et principes de mesure	1
Indices d'uni longitudinal	2
RÉSUMÉ	4
2. PROBLÉMATIQUE PROPRE AU MTQ	7
LE POINT SUR LA PRATIQUE ACTUELLE : UN PEU D'HISTOIRE	7
Le roulemètre de type PCA: caractéristiques physiques	7
Notes produites par les roulemètres: du Kr à l'IRI	7
La régression multiple comme modèle pour estimer l'IRI	8
BILAN 1990-1994	11
Pistes de calibrage et gammes d'IRI	11
Identification des appareils: roulemètres et instruments pour la mesure étalon	11
Résultats des calibrages (modèles utilisés)	12
3. DISCUSSION SUR LA PRÉCISION DES RÉSULTATS	15
QUALITÉ DES MODÈLES	15
Critères d'appréciation: R^2 et RMSE	15
Comparaison entre l'essai de la Banque Mondiale et les résultats du MTQ entre 1990-1994	18
PROBLÈMES INHÉRENTS AUX MODÈLES	21
La multicollinéarité	21
L'hypothèse de linéarité	22
Le problème des variations des ordonnées à l'origine	22
La distinction entre modélisation et calibrage	27

QUALITÉ DES RELEVÉS: ESSAI DE FIDÉLITÉ ET DE PRÉCISION DE 1994	28
Critères d'appréciation: la répétabilité, la reproductibilité et la précision des appareils	29
Résultats de l'essai de 1994	29
LE SUIVI ANNUEL DES VALEURS D'IRI	33
Le suivi de l'IRI, 100 m par 100 m	33
Le suivi annuel des moyennes d'IRI	35
LE CHAMP D'ACTION DE LA STATISTIQUE	37
4. AVENUES DE RECHERCHE	39
REVUE DE LITTÉRATURE	39
Conception et utilisation du PCA	39
Le rapport du NCHRP	40
Les publications de la Banque mondiale	42
NOUVEAUX MODÈLES EXAMINÉS	42
Nouvelles variables à tester	43
Agrégation des passages	44
Autres formes pour la relation	44
Effet de la vitesse	45
CRITÈRES DE COMPARASION DES MODÈLES	45
5. CONCLUSIONS, RECOMMANDATIONS ET ÉCHÉANCIER	47
La procédure de calibrage	47
La modélisation statistique	48
La procédure de cueillette des données	48
Généralités	49
6. RÉFÉRENCES	51
7. ANNEXES	55
ANNEXE 1 Modèles obtenus pour chaque appareil, à chaque vitesse, entre 1990 et 1994	55
ANNEXE 2 Coefficient de détermination R^2 de chaque modèle obtenu entre 1990 et 1994	59
ANNEXE 3 Statistiques descriptives concernant l'étude de fidélité de 1994	62

LISTE DES TABLEAUX ET DES FIGURES

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 2.1	IRI des pistes de calibrage	10
Tableau 2.2	Nombre de pistes de calibrage par classe d'IRI	11
Tableau 2.3	Appareils et vitesses utilisés selon les années	12
Tableau 2.4	Résultats des calibrages modèles utilisés pour 1993	13
Tableau 3.1	RMSE pour les modèles obtenus au MTQ	19
Tableau 3.2	RMSE obtenus pour les modèles de l'IRRE	20
Tableau 3.3	r et R pour 1994	30

LISTE DES FIGURES

Figure 3.1	Estimations des ordonnées à l'origine pour chaque vitesse, chaque appareil et chaque année	23
Figure 3.2	Erreurs d'estimation des ordonnées à l'origine pour chaque vitesse, chaque appareil et chaque année	24
Figure 3.3	Relation entre l'estimation de l'ordonnée à l'origine et la moyenne de C_1 de la piste d'IRI le plus faible de (1990 à 1994)	26
Figure 3.4	(a) r vs IRI moyen	31
	(b) R vs IRI moyen	31

Le but premier de ce rapport est de faire état de la pratique actuelle du Ministère à l'égard de la mesure annuelle de l'uni des chaussées. Il est donc fort probable que le lecteur, parce qu'intéressé par ce sujet, soit familier avec le concept d'uni et des différentes méthodes disponibles pour sa mesure. Toutefois, un rappel des concepts et des définitions s'avère opportun ne serait-ce que pour définir certains termes qui seront utilisés dans ce rapport. La littérature sur ce sujet étant abondante, il a été jugé inutile de produire un nouveau texte sur ce sujet. C'est pourquoi cette première section est composée de larges extraits de l'article intitulé «Mesure de l'uni des chaussées: évolution des méthodes de mesure de l'uni de chaussées» publié dans la revue Routes/Road (No. 265, 1988) par l'Association Internationale Permanente des Congrès de la Route (AIPCR).

L'UNI

«Les qualités d'uni d'une chaussée résultent de la présence ou de l'absence d'irrégularités de sa surface : ces irrégularités sont dues aux différences verticales qui existent entre la surface théorique (définie par le concepteur) et la surface réelle de la chaussée, dans un domaine limité de dimensions longitudinales (...).

On convient généralement de caractériser les défauts d'uni par leur longueur d'onde et leur amplitude. Dans le domaine des unis routiers, les dimensions de ces deux grandeurs varient de la façon suivante :

- longueurs d'onde : de 0,50 m à 50 m (0,20 m à 2 m pour l'uni transversal),
- amplitudes : de quelques millimètres à 20 cm.

Les irrégularités de dimensions inférieures constituent la texture (macro ou méga) du revêtement ; celles de dimensions supérieures ne sont pas en général corrigées par des actions sur la chaussée : c'est pourquoi on ne les considère pas comme des défauts d'uni de la chaussée, mais comme des défauts du tracé.

Effets des défauts d'uni

L'uni est souvent la principale, et parfois la seule, qualité d'une chaussée que perçoit l'usager lorsqu'il y circule car elle influence son confort. En fait, les effets de l'uni sont plus nombreux (AIPCR 1987, Léger 1970, Wambold 1985):

- a) incidence sur le confort et la sécurité (...);*
- b) incidence sur le coût de fonctionnement du véhicule (...);*
- c) incidence sur la dégradation des chaussées (...).*

MESURE DE L'UNI LONGITUDINAL

Catégories d'appareils et principes de mesure

Il est admis aujourd'hui de classer les principaux appareils de mesure de l'uni en deux grandes familles qui se différencient par la nature du résultat de la mesure : les appareils de type «réponse» et les appareils de type «profilomètre» (OCDE 1984, Sayers et al., 1986a et 1986b, Wambold 1981).

◆ Appareils de type «réponse»

Ces appareils fournissent une note d'uni (et en général une seule) représentative du comportement dynamique vertical (de la «réponse») d'un véhicule ou d'une partie d'un véhicule se déplaçant sur la chaussée à évaluer. Cette note d'uni est proportionnelle :

- soit aux variations des déplacements relatifs des masses suspendues (essieu ou roue d'un véhicule ou d'une remorque) et des masses non suspendues,
- soit aux variations des accélérations des masses suspendues ou de celles de masses non suspendues.

(...) Leurs avantages et leurs inconvénients sont :

- avantages : très répandus, rustiques, peu chers (en général), d'utilisation simple et économique.
- inconvénients: ne fournissent qu'un seul nombre (indice d'uni) et ne permettent pas de reconstituer le profil ; leur réponse varie avec la nature, la charge et l'usure du véhicule porteur : nécessitent d'être étalonnés.

◆ Appareils de type «profilomètre»

Ils permettent de restituer directement ou indirectement le profil en long de la route : le plus souvent il s'agit du profil en élévation mais certains matériels anciens fournissent le profil des pentes. Les appareils se différencient par leur caractère statique ou dynamique, les principes de mesure, la nature des références et le contenu spectral du profil mesuré.

Les avantages des profilomètres résident dans leurs qualités métrologiques, en général élevées (même pour les appareils dynamiques), et dans la possibilité qu'ils offrent de calculer à

partir d'un même relevé du profil une grande variété d'indices d'uni. Les inconvénients qui ont été longtemps reprochés aux profilomètres dynamiques étaient leur complexité technologique et leur coût élevé qui en réservaient l'usage pour la recherche dans les pays industrialisés : aujourd'hui ces reproches doivent être largement modérés car plusieurs de ces appareils ont fait la preuve qu'ils se prêtaient facilement à des utilisations opérationnelles à grande cadence et ce, quel que soit l'environnement climatique et technologique.

Aussi n'est-il pas étonnant de constater que, si les appareils de type «réponse» ont été les plus utilisés jusqu'au début des années 1980, le développement de nouveaux appareils de mesure porte aujourd'hui essentiellement sur les profilomètres dynamiques.

Indices d'uni longitudinal

◆ Indices fournis par les appareils de type «réponse»

Chaque appareil délivre directement un seul indice d'uni qui dépend du principe physique de la mesure, de la conception de l'appareil, de la vitesse de mesure, de l'usure des suspensions et, pour les appareils montés sur véhicules («Mays Meter», «NAASRA Meter», etc.), de la charge des véhicules (AIPCR 1975, Sayers et al., 1986b).

Cet indice d'uni est proportionnel aux déplacements verticaux cumulés de l'axe de la roue par rapport au châssis d'une remorque («Bump integrator trailer») ou de l'axe de l'essieu arrière par rapport au châssis du véhicule (pour les appareils montés sur véhicule ou sur remorques à deux roues). Il est exprimé en «count» / km, mm/km ou inches/mile selon les appareils et les utilisateurs : il a donc la dimension d'une pente et représente la valeur moyenne de la pente sur des sections de 100 m ou plus.

◆ **Indices calculés à partir des relevés profilométriques**

Ils ont commencé à être étudiés dans quelques pays (Belgique, France, Suède, USA) au cours des années 1970. Leur mise au point, leur utilisation opérationnelle et leur diffusion dans le monde se sont considérablement amplifiées depuis 1980; ils tendent à devenir aujourd'hui les indices de référence pour la quantification de l'uni longitudinal (...).

Si le plus ancien de ces indices fut la variance de pente (SV), issue de la mesure avec les profilomètres du type CHLOE, la plupart des indices développés depuis sont calculés à partir d'un profil en long de la route relevé en élévation dans une ou dans les deux bandes de roulement. [On peut] distinguer les indices selon :

- la caractéristique géométrique du profil utilisée dans le calcul : les élévations, la dérivée spatiale première des élévations, la dérivée spatiale seconde des élévations (l'accélération verticale spatiale),
- le mode d'analyse statistique : moyenne des valeurs absolues, moyenne des écarts quadratiques,
- les gammes de longueurs d'onde du profil prises en compte : elles dépendent des longueurs d'onde contenues dans le profil mesuré (dépendant des performances du matériel) et des opérations de filtrage effectuées sur le profil mesuré avant le calcul de l'indice (...).

[Parmi les indices d'uni une attention particulière est apportée sur l'indice RARS_v. Celui-ci] est déduit du modèle mathématique QCS qui simule le comportement d'un quart de véhicule représentatif d'un appareil de type «réponse» et parcourant à une vitesse constante une route, caractérisée par son profil en long relevé par un profilomètre; il s'exprime en m/km, mm/km ou inches/mile. De nombreuses recherches sont menées aux USA autour du modèle QCS ou de modèles représentatifs d'un demi ou d'un véhicule complet (Kulakowski 1986, Watugala

1983) et ont conduit à des recommandations de l'ASTM (ASTM 1986) pour la conception d'un appareil de mesure fondé sur ce principe.

[Cet indice] a été initialement conçu pour servir d'échelle d'étalonnage des appareils de type «réponse» (Sayers et al., 1986b).

Depuis 15 ans et plus particulièrement au cours des cinq dernières années, de nombreuses expériences internationales de corrélation entre les résultats fournis par les différents appareils ont été menées (...).

[Mentionnons entre autres] l'expérience internationale sur l'uni des routes (IRRE) (Brésil, 1982) : organisée sous l'égide de la Banque Mondiale et à laquelle ont participé l'Australie, la Belgique, le Brésil, la France, le Royaume-Uni et les USA. Sur 49 sections de route de 320 m chacune, comprenant 25 routes revêtues (13 en béton bitumineux, 12 en enduit superficiel) et 24 routes non revêtues (12 en grave, 12 en terre), couvrant une large gamme de qualités d'uni, les appareils suivants ont été comparés : APL, «Bump Integrator» (sur remorque et véhicule), «BPR Roughometer», «Mays Meter», «NAASRA Meter», «TRRL Beam», la référence étant constituée par un relevé topométrique (Sayers et al., 1986b). Cette expérience était initialement destinée à trouver des corrélations entre les appareils du type «réponse» et à établir une méthode simple de calibrage de ces appareils par comparaison avec une méthode profilométrique (Sayers et al., 1986a). L'IRRE a aussi permis d'établir des corrélations entre les indices d'uni fournis par les appareils du type «réponse» et les divers indices d'uni calculés à partir d'un profil et a proposé la définition d'un indice international d'uni (IRI, RARS₈₀), les autres candidats possibles étant le QIr, le CP_{2,5m}, le RMSD_{1,8m}, l'énergie APL 72 (courtes longueurs d'onde) (...).

RÉSUMÉ

L'extrait qui précède démontre que l'uni est un indicateur important de la condition d'une chaussée. Il existe deux grandes catégories d'appareils pour mesurer l'uni: ceux qui fournissent la réponse d'un véhicule se déplaçant sur la chaussée et ceux qui fournissent le profil à partir duquel divers indices peuvent être calculés.

En raison de la diversité des approches selon le pays ou la région, le besoin s'est fait sentir de déterminer un indice standard pouvant être obtenu par le plus grand nombre possible d'appareils; de telle sorte que cet indice pourrait être qualifié d'international et ainsi permettre des comparaisons entre les pays. C'est au cours de l'International Road Roughness Experiment tenu au Brésil en 1982 qu'il a été convenu de retenir l'indice RARS₈₀ comme étant l'IRI, l'«International Roughness Index», ou en français, l'indice de rugosité internationale.

L'ARS est un acronyme pour «average rectified slope», la «note» produite par des appareils de type réponse comme le MAYS. La vitesse à laquelle le relevé est effectué apparaît généralement en indice inférieur de l'acronyme (ARS₈₀ par exemple) puisque la note varie avec la vitesse. L'ajout de la lettre R à l'acronyme ARS, pour représenter l'IRI, reflète le fait que l'IRI n'est pas obtenu directement d'un quelconque appareil de type réponse mais bien d'un appareil de référence. En fait, il s'agit plutôt de la simulation d'un appareil: par un modèle mathématique, on simule le comportement d'un appareil de type réponse monté à bord d'un véhicule dont toutes les composantes sont connues et circulant à 80 km/h sur une surface dont le profil est fourni en entrée du modèle.

Un appareil qui mesure précisément le profil peut donc mesurer précisément l'indice IRI. Par contre, puisqu'un appareil de type réponse ne fournit pas le profil de la route mais bien la réaction d'un véhicule à ce profil, l'indice IRI

ne peut être approché que par un exercice de calibrage.

La Banque Mondiale a proposé une classification des appareils servant à mesurer l'uni d'une chaussée en quatre groupes (Sayers et al., 1986a):

- classe 4: la mesure d'uni n'est ni reproductible, ni stable dans le temps et peut seulement être comparée à l'IRI par une estimation subjective. Dans cette classe, sont incluses les méthodes faisant appel à un groupe d'observateurs ainsi que les mesures obtenues par des appareils de type réponse non calibrés;
- classe 3: la mesure d'uni obtenue par un appareil de type réponse est calibrée à une mesure d'IRI par corrélation avec des mesures obtenues par des appareils de classe 1 ou 2. Cette classe inclut tous les appareils de type réponse (RTRRM: «Response Type Road Roughness Meters»). Ces systèmes mesurent la réponse dynamique d'une composante mécanique alors qu'elle circule sur une surface à une vitesse constante;
- classe 2: une méthode basée sur le profil est utilisée, celle-ci étant reproductible et stable dans le temps. De plus, elle est calibrée indépendamment de tout autre appareil de mesure de l'uni;
- classe 1: une méthode basée sur le profil, similaire à celle de la classe 2 est utilisée. Une mesure basée sur le profil est qualifiée de classe 1 si elle est si précise qu'aucune amélioration de la précision n'induirait de différence significative. Sont incluses dans cette classe les techniques manuelles de mesure du profil tel la mire et le niveau, le DIPSTICK, etc.

Pour une description des différents appareils selon leur appartenance à l'une ou l'autre de ces classes, le lecteur peut se référer au texte de conférence de M. Luc Chartrand présenté

dans le cadre du congrès de l'AQTR de 1994 et intitulé «La mesure de l'uni des chaussées, techniques et instrumentation». ■

L'uni est un des indicateurs importants de la condition d'une chaussée. Il caractérise le profil longitudinal de la surface. Il peut être mesuré d'une multitude de façons selon l'instrumentation utilisée.

Les appareils permettant d'obtenir l'uni sont de deux types: les profilomètres (qui recueillent directement le profil de la chaussée, lequel est ensuite traduit en indice) et les appareils de type réponse. Les roulemètres utilisés au Ministère sont du dernier type.

Lors de l'essai conduit par la Banque Mondiale au Brésil, en 1982, une mesure standard a été proposée pour la mesure de l'uni: l'Indice de Rugosité International (IRI). Cet indice est obtenu en soumettant, à un modèle mathématique (Quarter-Car Simulation), les données d'élévation du profil de la chaussée. Le modèle simule la réponse que produirait un roulemètre-étalon s'il circulait à 80 km/h, sur la chaussée décrite à l'entrée du modèle.

La mesure de l'uni des chaussées du Québec a subi plusieurs changements dans le temps bien que ce soit toujours le même type d'appareil qui soit utilisé. Depuis 1990, des essais de calibrage ont été effectués dans le but spécifique d'obtenir l'IRI des chaussées. Ce chapitre présente, après un bref historique, les résultats obtenus depuis 1990 ainsi que l'appréciation de leur précision. Le chapitre suivant démontre que plusieurs sources de variations affectent cette précision et que la méthodologie statistique peut agir sur certaines d'entre elles et permettre éventuellement des améliorations à ce chapitre.

LE POINT SUR LA PRATIQUE ACTUELLE : UN PEU D'HISTOIRE

Bien qu'il soit difficile de repérer le moment exact où l'uni des chaussées a commencé à être mesuré de façon objective au Québec, la littérature présente, dès le début des années 1970, des écrits d'ingénieurs québécois sur ce sujet. Les roulemètres étaient utilisés à cette époque mais la note produite par ceux-ci n'était pas l'IRI.

Le roulemètre de type PCA: caractéristiques physiques

Les appareils utilisés au ministère des Transports du Québec (MTQ) pour la mesure de l'uni sont des roulemètres de type PCA («Portland Cement Association»). Un roulemètre de ce type est un instrument simple, installé à bord d'une camionnette standard et qui mesure le nombre et l'amplitude des déplacements verticaux cumulatifs entre l'essieu et le châssis du véhicule. L'enregistrement de ces déplacements se fait au moyen de huit compteurs qui, espacés chacun d'un huitième de pouce, ad-

ditionnent les impulsions reçues selon les amplitudes des déviations.

Les premiers roulemètres fabriqués au Ministère étaient composés de pièces électromécaniques. Toutefois, l'évolution de la technologie a amené le remplacement de celles-ci par des pièces optiques dès le début des années 1990.

Ces appareils, de type réponse, doivent être étalonnés régulièrement: c'est pourquoi on les dits de classe 3 (voir la classification de la Banque Mondiale présentée un peu plus haut). En effet, la réponse produite est très sensible à la fois au véhicule à bord duquel l'appareil est monté ainsi qu'à la vitesse à laquelle les relevés sont effectués.

Notes produites par les roulemètres: du K_r à l'IRI

Le MTQ utilise le même type d'appareil depuis plusieurs années mais la note produite par un roulemètre a évolué avec les années. En effet, au cours des années 1970, le Ministère a développé son propre indice, le K_r (Fortin, 1973), pour remplacer le coefficient RCI («riding comfort index») utilisé jusque-là. L'indice RCI était obtenu à partir de la somme pondérée des compteurs ($1 \cdot C_1 + 2 \cdot C_2 + \dots + 8 \cdot C_8$, où C_i représente le nombre de «coups» enregistrés par le compteur i) divisée par la distance parcourue. Le coefficient K_r amenait une modification à cet indice en divisant la simple somme des compteurs par la somme pondérée et en multipliant le tout par 100 pour exprimer le coefficient en pourcentage:

$$K_r = \frac{\sum_{i=1}^8 C_i}{\sum_{i=1}^8 i \cdot C_i} * 100 \% \quad (2.1)$$

L'avantage de ce coefficient était d'être indépendant de la distance sur laquelle le relevé était effectué.

Ce coefficient a été utilisé jusqu'au début des années 1990 et l'étalonnage des appareils était effectué à l'aide d'un appareil de référence monté à bord d'un véhicule de référence réservé pour cet usage.

À partir de 1990, des essais d'étalonnage des roulemètres ont été effectués pour mesurer l'IRI plutôt que le K_r . En effet, les résultats et les recommandations de la Banque Mondiale (Sayers et al., 1986a et 1986 b) étaient publiés depuis quelques années et il convenait d'adopter, comme les autres pays, une mesure d'uni qui soit standardisée.

Les premiers modèles ont tenté d'établir la corrélation entre le K_r fourni par un roulemètre et l'IRI. Les résultats se sont avérés insatisfaisants puisque le principal inconvénient du K_r est de fournir, à l'occasion, des valeurs identiques pour des profils de chaussées pourtant différents¹. Il n'est donc pas étonnant que la corrélation entre l'IRI et le K_r soit mauvaise.

La régression multiple comme modèle pour estimer l'IRI

Un indice autre que le K_r devait être trouvé pour estimer l'IRI avec plus de précision. C'est alors que le Service statistique et économie en transport (Service économie, statistique et prospective à l'époque, en 1992), a été consulté, de façon informelle, pour savoir s'il était possible de produire, par une méthode statistique, un modèle reliant les huit compteurs à la valeur d'IRI.

Cet exercice fût perçu comme un projet-pilote, les roulemètres ayant été présentés comme des appareils-maison².

À l'été 1992, les données fournies concernaient les essais d'étalonnage réalisés en 1990 par la firme SETRA et en 1991 par le Ministère (en régie). Des analyses furent tentées avec différentes formes d'agrégation des données des compteurs (certaines formes de «dégraissage» des compteurs) et avec différents modèles (élimination de certains compteurs ne contribuant pas de façon significative au modèle). Finalement, un modèle de régression multiple a été proposé: cette dernière étant une méthode statistique qui permet d'estimer les paramètres de la relation:

(2.2)

$$\begin{aligned} \text{IRI} = & \beta_0 + \beta_1 * C_1 + \beta_2 * C_2 + \beta_3 * C_3 \\ & + \beta_4 * C_4 + \beta_5 * C_5 + \beta_6 * C_6 \\ & + \beta_7 * C_7 + \beta_8 * C_8 + \varepsilon \end{aligned}$$

1 Par exemple, une chaussée pour laquelle: $C_1 = 60$, $C_2 = 30$, $C_3 = 15$, $C_4 = \dots = C_8 = 0$ donne $K_r = (60+30+15)/(1*60+2*30+3*15)*100 \% = 105/165*100 \% = 63.6 \%$ mais cette valeur de K_r est aussi obtenue pour la situation: $C_1 = 240$, $C_2 = 120$, $C_3 = 60$, $C_4 - \dots = C_8 = 0$. En effet, $K_r = (240+120+60)/(1*240+2*120+3*60)*100 \% = 420/660*100 \% = 63.6 \%$. Cette dernière chaussée est pourtant en beaucoup moins bon état (les compteurs sont fortement sollicités.)

2 Ce n'est qu'en 1994, après une revue de littérature et des consultations auprès du Service des chaussées, que les faits présentés dans les paragraphes qui précèdent (roulemètre de type PCA, indices RCI et K_r , etc.) ont été établis et que les études de la Banque Mondiale concernant la mesure de l'uni et la définition de l'IRI ont été consultées.

en minimisant la somme des carrés des écarts entre la valeur d'IRI observée (obtenue par une méthode de classe 1) et la valeur prédite par le modèle i.e en minimisant la somme des ϵ^2 .

À la fin de l'été 1992, les données de l'essai d'étalonnage de 1992 ont aussi fait l'objet d'une modélisation. Un rapport méthodologique a été produit (Gagnon, 1992), présentant les différents modèles pour chacun des appareils et expliquant la méthode statistique utilisée. Les inconvénients associés à la présence de multicolinéarité³ entre les variables du modèle ont aussi été traités.

La régression multiple, semblant répondre aux besoins exprimés par le Service des chaussées, a de nouveau été utilisée en 1993 pour obtenir les estimations des coefficients résultant de l'essai d'étalonnage réalisé cet été-là.

Au début de l'année 1994, l'utilisation des modèles à l'échelle du réseau provincial entre 1990 et 1993 a mis en évidence les problèmes reliés au suivi, dans le temps, des indices d'uni. Les modèles statistiques pouvant avoir un rôle à jouer dans cette problématique, une révision approfondie de ceux-ci a alors été entamée. Toutefois, aucune solution définitive n'ayant été trouvée avant l'été 1994, ce type de modèle a de nouveau été utilisé pour l'année 1994.

Le MTQ utilise des roulemètres depuis plusieurs années pour mesurer l'uni des chaussées. Les roulemètres produisant le nombre de «coups» enregistrés par chacun des huit compteurs, concevoir un indice d'uni est une façon d'agrèger les valeurs des compteurs en une seule note. Le RCI et le K_r ont été les premières notes utilisées. Depuis 1990, les données des compteurs sont agrégées par un modèle statistique afin de reconstituer le plus fidèlement l'IRI. Ce modèle est développé à partir des données fournies par les calibrages effectués annuellement.

3 La multicolinéarité est le phénomène par lequel, en raison de la corrélation intrinsèque entre les variables, les coefficients du modèle ne peuvent être interprétés. Le modèle est un tout indissociable qui produit certes des prévisions (estimations de l'IRI) très proches des valeurs observées mais qui peut, entre autre, générer des incongruités quant aux coefficients. Il arrive, par exemple, que des modèles présentent des valeurs négatives pour certains coefficients, ce qui ne peut s'expliquer par aucun phénomène physique. Le problème spécifique de la multicolinéarité est traité plus loin dans ce rapport.

Tableau 2.1
IRI des pistes de calibrage

N° de piste	1990	1991	1992	1993	1994
1				1,30	1,47
2	2,45			2,00	
3	1,28	1,36		2,50	
4	1,07	1,08	0,93		
5				2,60	2,94
6				3,50	3,44
7	6,82	5,60		2,25	2,68
8				3,85	
10				4,30	4,36
11				4,90	4,78
12				5,10	5,02
13	3,55	3,70		6,50	
17				6,50	
18				4,90	5,45
19				7,25	
21				5,70	
22	8,64				
23	7,73			1,00	1,27
24					7,87
25	7,28				1,91
26					3,01
27					2,08
28	8,57	(9.1) 5.7			5,34
29	2,26		2,27		4,39
32	5,25				
35	1,99	1,78			
36	5,69	4,79			
37	1,78	2,16			
38	2,97	3,09	4,25		
43			10,50		
45			12,31		
46			3,46		
47			2,79		
48			4,78		
49			3,82		
50			4,58		
51			4,58		
52			4,44		
53			10,56		
54			6,05		
55			5,65		
56			6,39		
57			6,25		
58			6,46		
59			10,25		
60			10,40		

BILAN 1990-1994

Les essais de calibrage se situent au coeur de la problématique du Ministère en matière de mesure d'uni. De ceux-ci dépendent en grande partie la précision des IRI estimés pour chaque portion de 100 m de route entre 1990 et 1994.

Avant d'aborder les problèmes et les solutions concernant ces estimations, voici un portrait des caractéristiques propres à chaque essai de calibrage.

Pistes de calibrage et gammes d'IRI

Le tableau 2.1 présente l'ensemble des pistes de calibrage utilisées entre 1990 et 1994 avec l'IRI correspondant. Celles-ci sont présentées par numéro de piste mais le choix de ces numéros étant du ressort du Service des chaussées, il n'est pas possible d'affirmer qu'une piste portant le même numéro pour deux années différentes ait exactement la même localisation.

Les pistes ont généralement une longueur de 300 m et sont choisies pour leur uniformité de profil sur toute leur longueur. Elles sont situées aux alentours de la ville de Québec. Les traces de roues sont peintes en blanc pour assurer une uniformité de parcours pour l'ensemble des véhicules.

Le tableau 2.2 présente une synthèse des gammes d'IRI couvertes par chaque exercice de calibrage.

Les recommandations de la Banque Mondiale quant au choix des pistes sont à l'effet que chacune des trois classes devrait contenir à peu près le même nombre de pistes. En aucun temps, il ne devrait y avoir une différence d'au plus un site entre les classes d'IRI les plus et les moins représentées. Le nombre minimal de pistes recommandé est 8.

Tableau 2.2
Nombre de pistes de calibrage
par classe d'IRI

IRI	1990	1991	1992	1993	1994
0-3	7	4	3	6	6
3-5	0	3	7	5	5
5 et +	5	2	10	5	4
Total	12	9	20	16	15

À l'égard de ces recommandations, il est opportun de signaler le problème évident de 1990, i.e. l'absence de pistes ayant un IRI entre 3 et 5. Pour l'année 1991 le nombre de pistes est presque insuffisant (il manque surtout des pistes dans la gamme d'IRI de 5 et plus). En 1992, il y a sur-représentation des pistes très détériorées (IRI de 5 et +). Finalement, en 1994, il aurait été préférable d'avoir une piste de plus dans la dernière classe pour respecter la règle d'une différence maximale de 1 entre les deux classes ayant le plus et le moins de pistes.

Identification des appareils: roulemètres et instruments pour la mesure étalon

Le tableau 2.3 présente les appareils (roulemètres de type PCA) utilisés chaque année ainsi que les vitesses auxquelles les relevés ont été effectués. La dernière ligne du tableau indique le nom de l'instrument utilisé pour obtenir l'IRI-étalon, i.e. la mesure précise de l'IRI des pistes.

La plupart des véhicules, à bord desquels sont montés les roulemètres, ont effectué cinq passages sur chaque piste, à chaque vitesse.

Tableau 2.3
Appareils et vitesses utilisés selon les années

N° d'appareil		1990	1991	1992	1993	1994
84-114	9	50/65	50/65	50/65		
87-216	6	50/65	50/65			
88-201	1	50/65				
89-228	8	50/65	50/65	50/65	50/65	50/65/80
90-222	6					50/65/80
91-210	2		50/65	50/65		
91-211	1		50/65	50/65	50/65	
91-217	7				50/65	
91-222	6				50/65	
92-217	7					
92-218	9				50/65	50/65/80
92-229	5					50/65/80
92-237	4					50/65/80
99-999	5			50/65		50/65/80
Instrument pour la mesure-étalon		DIPSTICK de la firme SETRA	DIPSTICK acheté par le MTQ	DIPSTICK du MTQ	GMR loué par le MTQ	PROFILAIR

En 1994, il a été jugé bon d'ajouter des essais à 80 km/h. Cet ajout a été fait à la fois pour permettre de faire les relevés d'uni sur les autoroutes à une vitesse plus sécuritaire et aussi pour vérifier si un gain de précision est apporté à cette vitesse. En effet, puisque l'IRI est un indice ARS_{80} , l'hypothèse a été posée que les estimations d'IRI seraient plus précises pour les relevés effectués à cette vitesse (les résultats de cette étude sont discutés au chapitre portant sur la qualité des relevés).

Pour ce qui est de l'instrument ayant servi à la mesure de l'IRI-étalon, on observe que seuls les essais de 1991 et 1992 ont utilisé le même. Bien qu'il soit difficile d'évaluer l'impact du changement d'instrument pour la mesure-étalon, on peut penser que celui-ci a pu induire des variations inter-années qui ne peuvent être compensées par les modèles.

Résultats des calibrages (modèles utilisés)

Tel que mentionné précédemment, les données obtenues lors des essais de calibrage sont soumises à une modélisation statistique pour estimer les coefficients par lesquels les valeurs des compteurs doivent être multipliées pour calculer l'IRI.

Des modèles ayant été calculés pour chaque année, à chaque vitesse et pour chaque appareil, le tableau présentant l'ensemble des résultats est présenté à l'annexe 1. Le tableau 2.4 donne toutefois un aperçu des résultats: on y présente les modèles obtenus en 1993.

Tableau 2.4
Résultats des calibrages (modèles utilisés) pour 1993

Année	Appareil	Vitesse	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	b_6	b_7	b_8
1993	1	50	1,302	0,030	-0,005	-0,009	0,033	0,075	-0,084	-0,039	0,018
		65	0,889	0,037	-0,025	0,037	0,010	-0,034	0,043	-0,031	-0,001
	6	50	1,233	0,039	-0,003	0,058	-0,033	-0,051	0,053	-0,108	0,185
		65	1,009	0,040	-0,013	0,052	0,025	-0,029	-0,017	0,099	-0,164
	7	50	1,243	0,046	-0,037	0,046	0,015	0,044	-0,055	-0,014	0,304
		65	1,008	0,041	-0,014	0,040	-0,009	0,053	-0,078	-0,084	0,012
	8	50	1,189	0,031	-0,009	0,042	0,019	-0,105	0,193	-0,054	-0,206
		65	0,963	0,032	-0,007	0,050	0,003	-0,028	-0,111	0,118	0,088
	9	50	1,280	0,034	-0,021	0,029	0,048	0,005	-0,020	-0,007	0,074
		65	1,123	0,021	0,019	-0,010	0,030	0,033	-0,087	0,057	-0,026

Quelques commentaires s'imposent:

- les valeurs estimées pour β_0 sont les valeurs d'IRI imputées lorsqu'aucun des compteurs n'est sollicité (chaussée en excellent état, $C_1=C_2=C_3=C_4=C_5=C_6=C_7=C_8=0$). Cette valeur est directement reliée à l'usure de la suspension du véhicule: une suspension neuve ne réagira à aucune piste d'IRI très faible, par conséquent la valeur estimée pour β_0 sera particulièrement élevée. Les variations des valeurs de β_0 posent donc le problème d'avoir des IRI différents pour une piste en très bon état, selon l'appareil et la vitesse utilisés pour le relevé;
- il arrive que des coefficients soient négatifs, ce qui est contraire à l'intuition. Ce phé-

nomène est attribuable à la corrélation qui existe entre les variables (compteurs): retirer l'une ou l'autre des variables de la modélisation a pour effet de modifier substantiellement toutes les estimations des coefficients restants. De ce fait, aucun coefficient ne représente l'apport réel des sollicitations d'un compteur. Il s'agit plutôt d'une combinaison linéaire des compteurs qui minimise l'erreur (la différence entre la valeur d'IRI prédite par le modèle et la valeur d'IRI-étalon). C'est une combinaison «optimale» dans ce sens. Le désavantage majeur réside dans la qualité des extrapolations produites par de tels modèles. Ces problèmes sont discutés au chapitre suivant. ■

Le MTQ possède actuellement dans ses inventaires, l'IRI de plusieurs routes pour les années 1990 à 1994. À chaque année correspond un essai au cours duquel chacun des roulemètres est calibré par rapport à une mesure d'IRI-étalon.

Cette section rapporte la liste des appareils, des pistes de calibration, des vitesses, des instruments pour la mesure de l'IRI-étalon, etc. utilisés pour chaque essai.

Toutes les données recueillies sont soumises à des modélisations statistiques qui fournissent, pour chaque combinaison «année/appareil/vitesse», les estimations des paramètres de l'équation 2.2. Ces estimations sont présentées dans un tableau à l'annexe 1.

DISCUSSION SUR LA PRÉCISION DES RÉSULTATS

Avant de proposer de nouveaux modèles ou de nouvelles façons de faire, il est important de statuer sur la précision des résultats obtenus avec la procédure utilisée de 1990 à 1994.

La quantification de la précision est présentée sous deux aspects:

- **la qualité des modèles:** l'interrogation porte alors, pour chaque modèle, sur sa capacité à bien s'ajuster aux données de calibrage ainsi qu'à fournir des inférences précises lorsque les conditions d'utilisation sont similaires (même appareil, même vitesse);
- **la qualité des relevés:** l'interrogation porte alors sur la capacité des modèles à fournir, pour une même chaussée, des estimations d'IRI semblables peu importe l'appareil et la vitesse utilisés. De plus, ces estimations devront être les plus précises possible.

La notion de précision, fortement liée à la qualité des modèles et des relevés, revêt des formes différentes et doit par conséquent être mesurée différemment selon qu'on s'intéresse à l'un ou l'autre des aspects.

Pour apprécier la qualité des modèles et des relevés, il faut se doter de critères qui permettent à la fois d'assurer l'objectivité du jugement et d'effectuer des comparaisons. Dans chacun des deux cas, une discussion sur les critères précède la présentation des résultats et la comparaison avec d'autres études.

QUALITÉ DES MODÈLES

Une discussion sur la qualité des modèles soulève naturellement deux questions:

- est-ce que le modèle est adéquat pour les données?
- est-ce que le modèle peut prédire assez bien une réponse?

Ces deux aspects de la qualité d'un modèle sont discutés dans cette section. Des critères sont proposés et, sur la base de ceux-ci, les résultats obtenus entre 1990 et 1994 sont comparés avec ceux obtenus lors de l'essai de la Banque Mondiale.

Critères d'appréciation: R^2 et RMSE

Les modèles d'estimation d'IRI à partir des données recueillies par le roulemètre sont des modèles de régression multiple. Le terme multiple réfère au fait qu'un modèle fait intervenir huit variables, les huit compteurs, ceux-ci agissant comme autant de variables explicatives. Or, pour faciliter la présentation de quelques concepts théoriques desquels découlent les critères d'appréciation, un modèle de régression simple (ne faisant intervenir qu'une variable explicative) sera utilisé. La généralisation au cas de plusieurs variables explicatives se retrouve dans n'importe quel ouvrage de statistique traitant de la régression.

L'hypothèse est donc posée que le comportement des compteurs peut être agrégé en une seule note d'uni X. Pour la $i^{\text{ème}}$ piste de calibrage, le $j^{\text{ème}}$ passage sur cette piste fournit donc une valeur X_{ij} et le modèle théorique s'écrit:

$$IRI_i = \beta_0 + \beta_1 * X_{ij} + \epsilon_{ij} \quad (3.1)$$

La méthode utilisée pour l'estimation des paramètres est la méthode des moindres carrés. Cette méthode fournit des estimateurs b_0 (ou $\hat{\beta}_0$) et b_1 (ou $\hat{\beta}_1$), lesquels minimisent la somme des carrés des écarts entre la valeur prédite par le modèle ($b_0 + b_1 X_{ij}$) et les points observés IRI_i . En se référant au modèle général de l'équation (3.1), il est équivalent de dire que la fonction à minimiser est la somme des ϵ^2 .

Une fois les paramètres estimés, le modèle à utiliser pour estimer l'IRI est:

$$\hat{IRI}_i = b_0 + b_1 * X_{ij} \quad (3.2)$$

où \hat{IRI}_i est la valeur estimée pour l'IRI.

Si l'IRI devait être prédit sans tenir compte des valeurs X fournies par les compteurs, la meilleure estimation serait l'IRI moyen \overline{IRI} i.e. que le modèle (la droite d'ajustement) serait $\hat{IRI} = \overline{IRI}$. L'écart inexpliqué par \overline{IRI} , $(IRI_i - \overline{IRI})$ est appelé «écart total». Cet écart total peut être exprimé par deux composantes:

- l'écart expliqué par la droite $(\hat{IRI} - \overline{IRI})$
- l'écart inexpliqué (écart résiduel, $IRI_i - \hat{IRI}_i$)

Cette décomposition s'écrit:

$$(IRI_i - \overline{IRI}) = (\hat{IRI}_i - \overline{IRI}) + (IRI_i - \hat{IRI}_i) \quad (3.3)$$

De l'équation (3.3), il peut être démontré que l'ampleur de la variabilité propre à chaque composante, obtenue par l'élévation au carré de chacun des écarts, s'écrit:

$$\sum (IRI_i - \overline{IRI})^2 = \sum (\hat{IRI}_i - \overline{IRI})^2 + \sum (IRI_i - \hat{IRI}_i)^2 \quad (3.4)$$

Variation totale = variation expliquée par la droite +
variation inexpliquée par la droite

Cette décomposition revêt une grande importance dans la définition de critères.

◆ Le coefficient de détermination R^2

La réduction, dans la variabilité totale, apportée par la variation expliquée par la droite est utilisée pour construire le coefficient de détermination R^2 :

$$R^2 = \frac{\sum (\hat{IRI}_i - \overline{IRI})^2}{\sum (IRI_i - \overline{IRI})^2} = \frac{\text{variation expliquée par la droite}}{\text{variation totale}} \quad (3.5)$$

Il s'agit d'un indice de la qualité de l'ajustement de la droite aux valeurs observées puisqu'il représente la proportion de la variation totale, dans la variable dépendante IRI, qui est expliquée par la droite de régression. C'est un rapport de la variation expliquée à la variation totale.

Cet indice peut prendre des valeurs entre 0 et 1 (absence de relation et adéquation complète respectivement). Il est fréquemment, quoique qu'abusivement, utilisé comme mesure d'adéquation entre une relation estimée et des données observées.

L'inconvénient principal de cette mesure est d'être affectée par la dispersion des valeurs de la variable indépendante X. En effet, on peut montrer que l'équation (3.5) peut aussi s'écrire:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum (IRI_i - \hat{IRI}_i)^2}{\sum (IRI_i - \overline{IRI})^2} = 1 - \frac{\text{variation résiduelle}}{\text{variation totale}} \quad (3.6)$$

Étant donné qu'une plus forte dispersion des valeurs des X_i entraîne une plus grande dispersion des IRI_i par rapport à la moyenne \overline{IRI} , le dénominateur de l'équation (3.6) augmente aussi. Donc, pour une même variation résiduelle, R^2 augmente par la seule augmentation de la dispersion des X_i .

La Banque Mondiale met d'ailleurs ses lecteurs en garde à ce sujet: (Sayers et al, 1986b, p. 305):

«(...). Yet it should be understood that R^2 values are only one measure, with limited utility. The R^2 value is essentially the fraction of the variances of the two variables that is accounted for by the (linear or quadratic) regression model. Thus, R^2 values depend both on the agreement between the measures (as related by the regression model) and the range of roughness included in the data set. Since R^2 values can always be improved simply by adding more very smooth and very rough sites, they should never be used as the sole basis for quantifying a calibration quality».

De plus, un R^2 élevé, n'indique pas forcément que des inférences suffisamment précises peuvent être faites à partir du modèle. Finalement, la valeur de R^2 est augmentée par le nombre de variables qui seront incluses dans le modèle même si celles-ci n'apportent pas une contribution significative au modèle.

L'annexe 2 donne les valeurs de R^2 obtenues pour les modèles entre 1990 et 1994. Celles-ci varient entre .936 et .993 ce qui indique, a priori, une bonne adéquation entre les valeurs observées et les valeurs prédites par le modèle, particulièrement pour les années où les IRI des pistes sont bien répartis dans la gamme-cible des IRI .

Il reste toutefois à répondre à la question sur la précision des inférences qui peuvent être faites à partir de ces modèles.

◆ La variabilité expérimentale et les intervalles de prédiction

Le plus souvent, la qualité d'un modèle s'apprécie par sa capacité à être utilisé comme un outil de prédiction. Toutefois dans plusieurs situations de régression, la qualité de prédiction d'un modèle n'est pas aussi facile à évaluer que son adéquation. Les concepts qui sous-tendent la prédiction sont plus élaborés et font appel à des notions qui échappent aux utilisateurs occasionnels. Ces concepts sont résumés dans cette section.

L'intervalle à l'intérieur duquel on trouve, avec une probabilité $1 - \alpha$, une prédiction individuelle pour un nouveau niveau X_h (non rencontré pendant la modélisation), dépend de la variabilité de cette prédiction. Cet intervalle de prédiction est donnée par:

$$\hat{IRI}_h \pm t_{(\alpha/2, n-2)} \sqrt{s^2 (\hat{IRI}_h)} \quad (3.7)$$

où $s^2(\hat{IRI}_h)$ est donné par: (3.8)

$$s^2(\hat{IRI}_h) = MSE \left\{ 1 + \frac{1}{n} + \frac{(\overline{X}_h - \overline{X})^2}{\sum (X_i - \overline{X})^2} \right\}$$

$t_{(\alpha/2)}$ est le fractile d'ordre $\alpha/2$ de la variable de Student réduite, n est la taille de l'échantillon et MSE signifie «Mean Square Error».

MSE est l'estimateur non biaisé de la variabilité expérimentale σ^2 et est calculé par:

$$MSE = \frac{\sum (IRI_i - \hat{IRI}_i)^2}{n-p} \quad (3.9)$$

où p est le nombre de paramètres estimés par le modèle de régression ($p=2$ dans le cas de la régression simple, $p=3$ pour une régression quadratique, etc.).

Deux facteurs peuvent induire une augmentation de la variabilité d'une prédiction (équation 3.8): la distance qui sépare X_h de \bar{X} (le niveau auquel on veut faire une prédiction par rapport à la moyenne des X utilisés pour établir le modèle) et la valeur de MSE.

Le paramètre MSE est le plus important car c'est le terme qui prend le plus d'importance au fur et à mesure que la taille d'échantillon augmente. En effet, on peut simplifier l'équation 3.7 afin de d'éviter de rendre les interprétations conditionnelles au niveau X_h . Neter et Wasserman (1974 p. 73) donnent une approximation des intervalles de prédiction lorsque la taille d'échantillon est grande. L'intervalle de prédiction approximatif pour un niveau de confiance $1-\alpha$ (par exemple, pour 95%, $\alpha = 0.05$) est donné par:

$$\hat{IRI}_h \pm z_{(\alpha/2)} \sqrt{MSE} \quad (3.10)$$

où $z_{(\alpha/2)}$ est le fractile d'ordre $\alpha/2$ de la variable normale réduite.

Puisque pour un niveau de confiance de 95%, $z_{(\alpha/2)}$ est égal à 1.96 et que la largeur de l'intervalle de prédiction est donné par $2 * z_{(\alpha/2)} \sqrt{MSE}$, on peut dire que la largeur de l'intervalle est à peu près quatre fois la racine carrée du MSE. Dans ce qui suit, la racine carrée du MSE sera appelée RMSE.

C'est donc le RMSE qui sera utilisé comme critère de comparaison des modèles du MTQ avec ceux de l'essai IRRE de la Banque Mondiale.

Comparaison entre l'essai de la Banque Mondiale et les résultats du MTQ entre 1990-1994

Tel que mentionné précédemment, une expérience internationale («International Road Roughness Experiment» ou IRRE) s'est tenue en 1982 sous l'égide de la Banque Mondiale. Cette expérience regroupait plusieurs pays et devait permettre d'établir les corrélations entre les différents appareils de type réponse et de proposer un indice international.

Étant donné que tous les résultats obtenus sont largement documentés (Sayers et al., 1986b) il apparaît intéressant de comparer la qualité des modèles obtenus à cette occasion avec ceux du MTQ obtenus entre 1990 et 1994.

Aucun appareil de type PCA n'ayant été utilisé au cours de l'IRRE, la comparaison des résultats avec ceux du MTQ est effectuée avec les appareils qui ressemblent le plus au PCA, soient les trois appareils de type MAYS.

L'essai de la Banque Mondiale portait sur différents types de routes (revêtues ou non). Les résultats obtenus pour les 25 sections de routes revêtues (13 en béton bitumineux, 12 en enduit superficiel) ont été retenus pour la comparaison; celles, concernant les sections de route en grave et en terre battue ont été ignorés.

Les modèles utilisés lors de cet essai sont des modèles quadratiques. L'estimation de l'erreur résiduelle devrait donc être calculée par l'équation 3.9 avec $p=3$. Étant donné que la Banque Mondiale avait plutôt utilisé $p=1$, la correction suivante a été effectuée afin de convertir les valeurs de SE («Standard Error») fournies dans le rapport:

$$RMSE = \sqrt{\frac{(n-1) * SE^2}{(n-3)}} \quad (3.11)$$

Le tableau 3.1 présente les valeurs de RMSE obtenues pour chacun des modèles (un par combinaison appareil-vitesse) entre 1990 et 1994 et le tableau 3.2 présente les valeurs de RMSE (modifiées) pour les trois appareils MAYS de l'IRRE.

La comparaison des tableaux indique que la majorité des combinaisons appareil-vitesse-année du M.T.Q. donnent des niveaux de précision semblables à ceux de l'IRRE. L'année 1992 donne toutefois des résultats un peu plus élevés que dans les autres cas.

Tableau 3.1
RMSE pour les modèles obtenus au M.T.Q.

Appareil	Vitesse	1990	1991	1992	1993	1994
1	50	0,248				
	65	0,307				
6	50	0,293	0,379			
	65	0,253	0,308			
8	50	0,223	0,289	0,541	0,251	0,242
	65	0,274	0,301	0,408	0,229	0,139
	80					0,153
9	50	0,233	0,293	0,532		
	65	0,254	0,282	0,380		
1	50		0,328	0,516	0,326	0,320
	65		0,247	0,557	0,192	0,186
	80					0,170
2	50		0,420	0,440		
	65		0,392	0,539		
5	50			0,618		
	65			0,481		
6	50				0,346	0,268
	65				0,296	0,190
	80					0,169
7	50				0,200	
	65				0,265	
9	50				0,274	
	65				0,260	
4	50					0,316
	65					0,236
	80					0,217
5	50					0,193
	65					0,148
	80					0,133
9	50					0,202
	65					0,278
	80					0,186
Sommaires	Minimum	0,223	0,247	0,380	0,192	0,133
	Moyenne	0,261	0,324	0,501	0,264	0,208
	Maximum	0,307	0,420	0,618	0,346	0,320

Tableau 3.2
RMSE obtenus pour les modèles de l'IRRE

Appareil	Vitesse	Banque Mondiale	
		Béton bitumineux	Enduit superficiel
MAYS MM 01	50	0,383	0,420
	80	0,252	0,398
MAYS MM 02	50	0,559	0,398
	80	0,153	0,354
MAYS MM 03	50	0,438	0,420
	80	0,515	0,475
Sommaires	Minimum	0,153	0,398
	Moyenne	0,383	0,411
	Maximum	0,559	0,475

Comme il a été démontré plus haut, la largeur d'un intervalle de prédiction est directement reliée à la valeur de RMSE et peut être obtenue en la multipliant par quatre. Ainsi, une précision de plus ou moins 0,5 m /km d'IRI (largeur d'intervalle de 1) s'obtient avec des modèles ayant un RMSE de 0,25 ou moins. (il n'est question ici que de l'erreur associée à la modélisation et ce pour des portions de 300 m de route).

Pour chaque année depuis 1990 on obtient par régression multiple, des modèles (un par appareil et par vitesse) qui permettent d'estimer l'IRI à partir des compteurs. Ces modèles sont jugés selon leur capacité à représenter le plus fidèlement possible les valeurs d'IRI observées pendant la période de calibrage (qualité d'adéquation, appréciée par le coefficient de détermination R^2) et leur capacité à fournir des estimations précises pour d'autres relevés effectués par les roulemètres dans des conditions semblables (qualité de prédiction, appréciée par la largeur des intervalles de prédiction). Les résultats des essais de calibrage du MTQ présentent des R^2 élevés et les intervalles de prédiction qu'ils produisent sont tout à fait comparables à ceux obtenus par la Banque Mondiale lors de son essai de 1982. Il faut toutefois remarquer que ces intervalles sont relativement larges et ne fournissent donc pas toujours des estimations précises.

PROBLÈMES INHÉRENTS AUX MODÈLES

De la qualité des modèles produits par la régression multiple, dépend en bonne partie la précision des milliers d'estimations d'IRI qui sont produites lors des relevés annuels. Plus loin dans ce rapport plusieurs autres sources d'erreur, donc d'imprécision, seront identifiées comme étant celles qui s'ajoutent aux imprécisions fournies par les modèles. Il est toutefois important d'identifier d'abord les lacunes des modèles et d'esquisser des solutions qui pourront, avec les réductions des autres sources d'erreur, permettre des améliorations notables au chapitre de la précision.

Les principaux problèmes de la technique de la régression multiple appliquée dans le contexte du calibrage des roulemètres sont que:

- chaque compteur est considéré comme une variable **indépendante**;
- l'estimation des paramètres est basée sur la recherche de la meilleure combinaison **linéaire** de ces variables qui permet d'estimer l'IRI sans égard au comportement physique de l'appareil;
- l'estimation des paramètres est strictement basée sur la minimisation des carrés des écarts entre les valeurs d'IRI estimées par le modèle et les valeurs-étalon, celles mesurées sans erreur;
- l'**ordonnée à l'origine** du modèle est un paramètre important, et son estimation d'autant plus cruciale, puisqu'elle correspond à la valeur d'IRI imputée pour toutes les chaussées dont l'état ne provoque aucune sollicitation des compteurs.

Les détails quant à l'impact de ces lacunes sur les estimations fournies par les roulemètres, sont présentés dans ce qui suit.

La multicollinéarité

Le problème de la modélisation des roulemètres présente un cas où la corrélation entre les variables est évidente: l'information contenue dans l'un ou l'autre des compteurs est très «attachée» à celle contenue dans les compteurs voisins, particulièrement ceux de degrés inférieurs (les compteurs 1 à 3 pour le compteur 4 par exemple). Ces corrélations, dont la présence donne lieu au phénomène de multicollinéarité, n'affectent pas la qualité de l'estimation de l'IRI fournie par un modèle. Toutefois, les estimations des paramètres sont instables (si on enlève une variable au modèle, les autres coefficients sont affectés) et non interprétables. En effet, comme il a été souligné lors de la présentation des modèles obtenus pour 1993, des coefficients sont souvent négatifs et aucun phénomène physique ne peut expliquer cette situation.

Le manque de «signification» des paramètres estimés empêche d'établir, sur cette base, des comparaisons entre les appareils ou des comparaisons inter-années pour un même appareil.

De plus, le modèle peut se comporter étrangement lorsque les compteurs enregistrent des valeurs qui n'ont pas été rencontrées lors de l'exercice de calibrage, c'est-à-dire en situation d'extrapolation. Par exemple, une chaussée très détériorée qui solliciterait les compteurs de façon exceptionnellement importante générerait des valeurs de C_7 et C_8 très élevées. Or, si dans le modèle approprié, l'un des coefficients multiplicatifs de ces compteurs (β_7 ou β_8) est négatif, l'apport de ces compteurs fera décroître l'IRI estimé (assez pour que l'IRI devienne négatif dans certains cas) ce qui est à l'opposé du comportement souhaité pour le modèle.

Il devient donc évident que le choix des pistes de calibrage est très important et les pistes sélectionnées doivent refléter le plus possible les situations réelles susceptibles d'être ren-

contrées au moment des relevés effectués à grande échelle.

Une solution à envisager pour solutionner ce problème serait de définir un indice pour synthétiser le comportement des compteurs et de soumettre cet indice à une régression simple pour estimer l'IRI. Cet indice devrait découler d'une compréhension exhaustive des phénomènes physiques qui gèrent le comportement des compteurs.

Une autre solution serait de constituer des variables indépendantes à partir des huit compteurs. Le choix et la composition de ces nouvelles variables sont un problème en soi mais rappelons que, dans les cas où les variables sont indépendantes i.e. non corrélées entre elles, il est tout à fait justifié d'utiliser la méthode de régression multiple car elle produit des estimations non-biaisées des paramètres.

L'hypothèse de linéarité

Les compteurs d'un roulemètre sont modélisés par la régression multiple en faisant l'hypothèse que la fonction qui les relie est linéaire. Or, il est possible que cette hypothèse soit inadéquate. En effet, il est plausible qu'un des compteurs puisse se comporter comme une fonction multiplicative, exponentielle ou même logarithmique par rapport aux autres. Toutefois, vouloir trouver le «meilleur» modèle exigerait de procéder par la méthode «essai et erreur». Cette méthode, appliquée dans un contexte où huit variables interagissent ensemble, génère un nombre quasi illimité de situations à tester. De plus, un modèle adéquat pour un appareil, à une vitesse particulière et pour une année donnée, ne conviendrait probablement pas pour l'ensemble des modèles.

Le nombre de combinaisons possibles générées par la méthode «essai et erreur» pourrait être réduit si le nombre de variables était lui-même réduit, solution qui fût évoquée peu plus haut.

Le problème des variations des ordonnées à l'origine

L'ordonnée à l'origine des modèles est la valeur estimée pour le coefficient β_0 . C'est la valeur d'IRI imputée aux pistes pour lesquelles l'appareil ne réagit pas i.e. pour lesquelles les compteurs ne sont pas sollicités ($C_1=C_2=\dots=C_8=0$). Puisque c'est la valeur qui sera imputée pour tous les segments de route en excellent état, son estimation devrait être d'autant plus précise que le réseau s'améliore (i.e. que la proportion de segments du réseau qui sont en excellente condition augmente).

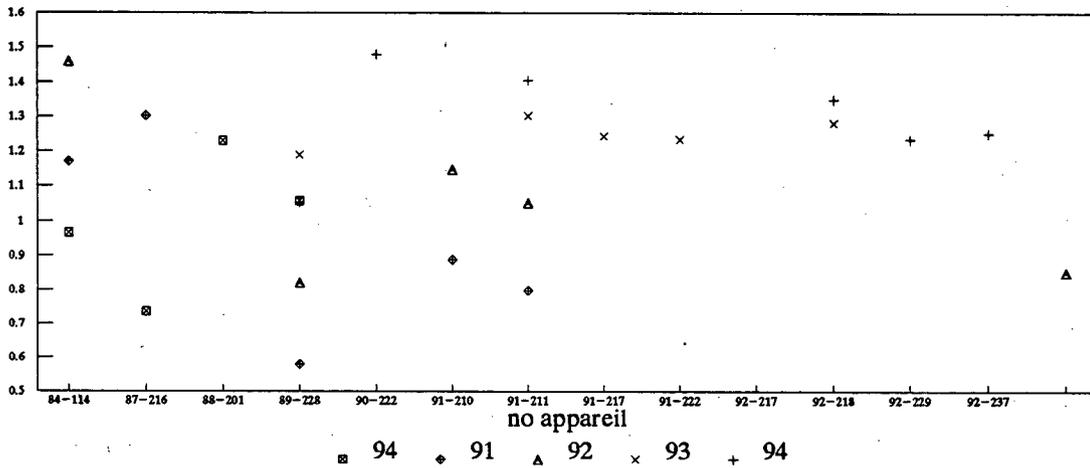
◆ L'examen des valeurs estimées pour β_0 obtenues entre 1990 et 1994

Les estimations des β_0 obtenues pour chaque appareil à chaque vitesse sont présentées à la quatrième colonne du tableau de l'annexe 1. La figure 3.1 illustre ces estimations, chaque graphique représentant les résultats obtenus pour une vitesse en particulier.

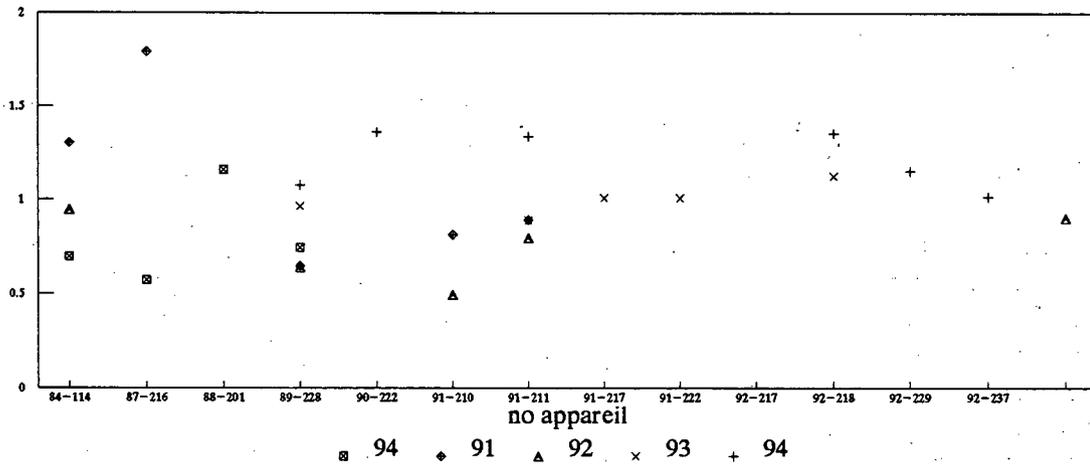
Des variations importantes entre les estimations des β_0 , sont observées pour toutes les années, mais plus particulièrement pour 1991 et 1992.

La figure 3.2 illustre, pour chaque vitesse, les erreurs d'estimation associées aux paramètres β_0 , donc aux estimations d'IRI pour les situations où aucun compteur n'est sollicité. On remarque que les années 1993 et 1994 ont une performance nettement meilleure que les autres années à ce chapitre.

Figure 3.1
Estimations des ordonnées à l'origine pour chaque vitesse,
chaque appareil et chaque année
Ordonnée à l'origine pour 50 km/h



Ordonnée à l'origine pour 65 km/h



Ordonnée à l'origine pour 80 km/h

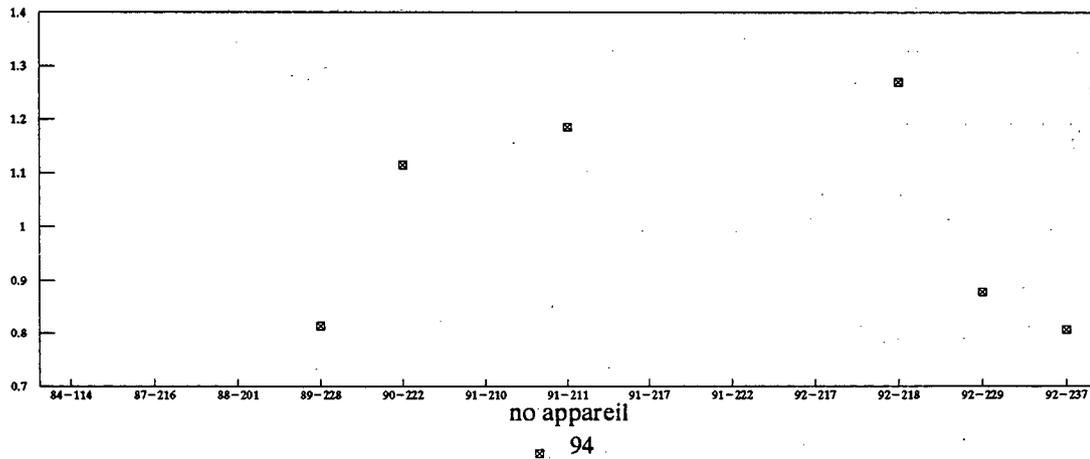
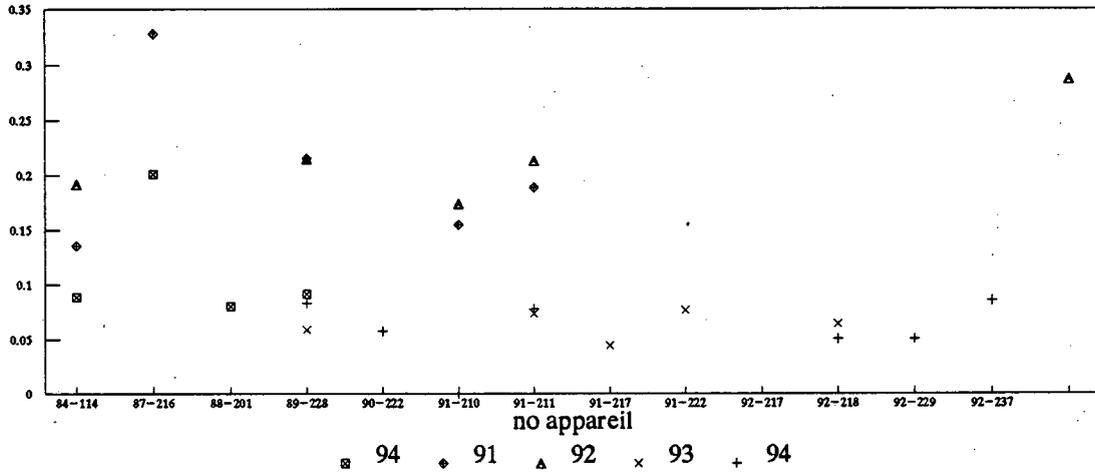
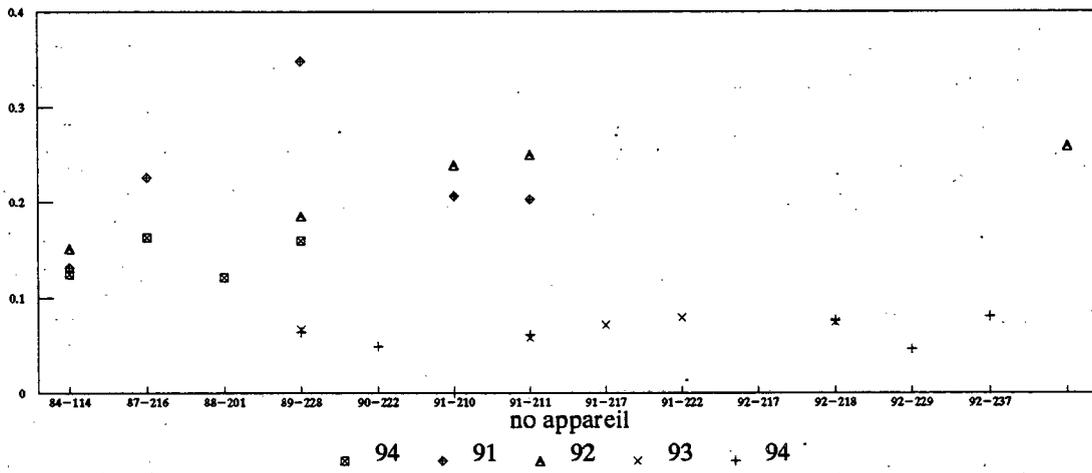


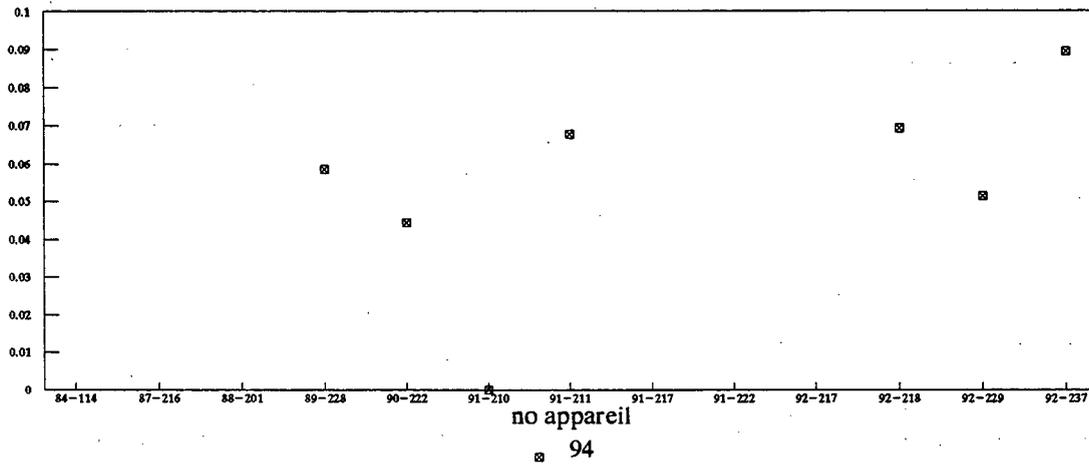
Figure 3.2
Erreur d'estimation des ordonnées à l'origine pour chaque vitesse,
chaque appareil et chaque année
Erreur sur l'ordonnée à l'origine pour 50 km/h



Erreur sur l'ordonnée à l'origine pour 65 km/h



Erreur sur l'ordonnée à l'origine pour 80 km/h



◆ L'importance du choix des pistes

Tel que mentionné précédemment, les estimations produites par la méthode de régression multiple appliquée au calibrage des roulemètres, sont très sensibles au choix des pistes utilisées pour le calibrage. On peut donc penser que le choix des pistes d'IRI faibles influence fortement l'estimation de β_0 .

Supposons que, pour une année, l'essai de calibrage ne propose aucune piste avec un IRI plus petit que 1,3 par exemple. Si pour cette piste, il existe des appareils pour lesquels les compteurs ne sont pas activés, il sera difficile de faire la distinction entre une chaussée ayant un IRI de 0,5 et une autre ayant un IRI de 1,2 puisqu'une réaction de suspension n'est déclenchée que pour un IRI plus élevé que 1,3.

Si tel est le cas, une chaussée pour laquelle il n'y pas eu de dégradation significative d'une année à l'autre mais qui aurait été mesurée avec deux appareils différents (surtout du point de vue de la suspension du véhicule) pourrait voir sa valeur d'IRI grimper simplement par le jeu des ordonnées à l'origine (on fait l'hypothèse que la chaussée est en assez bon état pour que dans l'un ou l'autre des cas, aucun compteur n'avait été sollicité).

Bien que l'impact du choix des pistes de calibrage sur l'estimation de β_0 soit difficile à apprécier, il a pu être mis en évidence par une étude sur l'ajout et le retrait de certaines pistes de calibrage des modèles de 1992 (Leroux 1995a).

◆ L'importance de l'état de la suspension du véhicule

Le problème de la sensibilité des appareils associée à l'usure de la suspension du véhicule à bord duquel est monté l'appareil a déjà été évoqué. Les valeurs enregistrées par les compteurs pour des chaussées en bon état sont nulles si la suspension est rigide et plus élevées si la suspension est «molle».

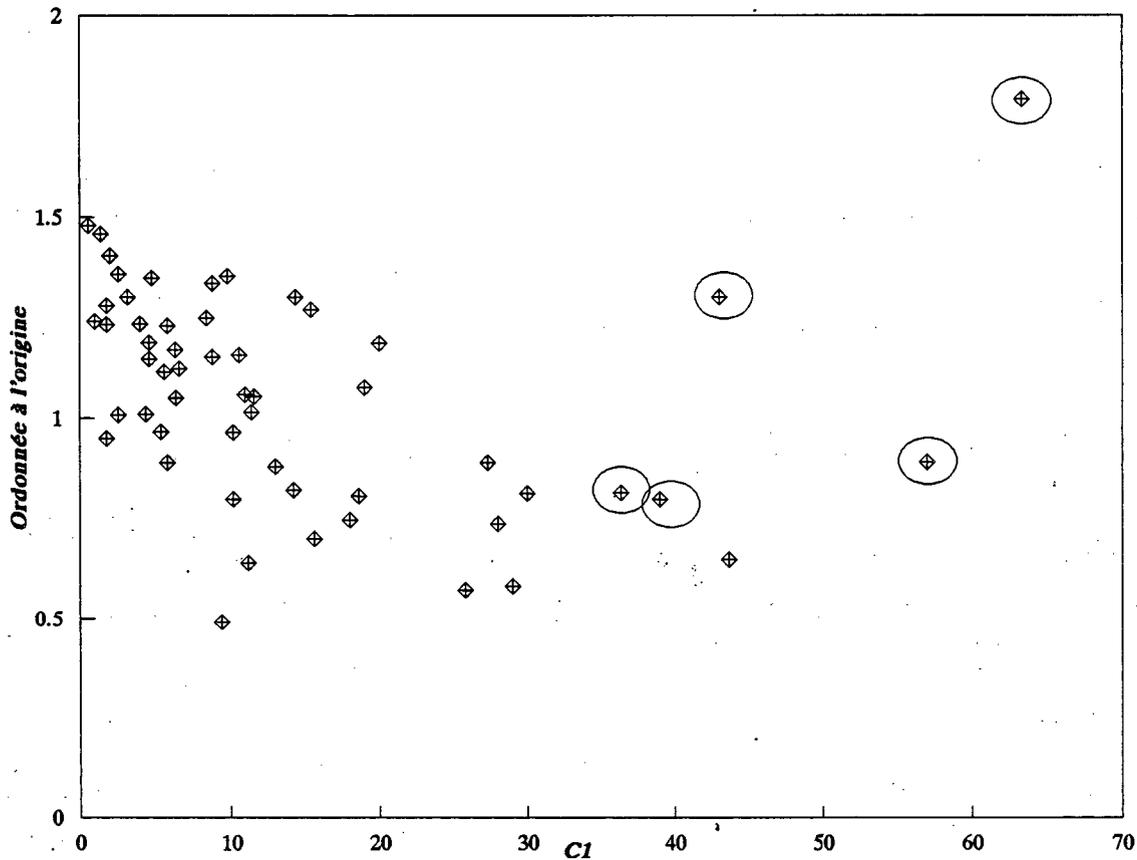
Dans la recherche d'une structure pouvant sous-tendre les variations observées pour les ordonnées à l'origine, il s'agit de vérifier si, dans tous les cas, l'estimation de β_0 est fonction de l'usure de la suspension du véhicule. Il faut d'abord trouver un indicateur d'usure de la suspension. Celui qui vient en premier à l'esprit est la moyenne des valeurs de C_1 (moyenne des cinq passages) obtenue pour la piste en meilleur état parmi toutes les pistes de calibrage. En effet, plus une suspension est rigide, moins C_1 sera élevé, particulièrement pour les pistes en bon état. Chaque année, la piste ayant l'IRI le plus faible parmi les pistes de calibrage, est donc identifiée et chaque appareil fournit une valeur moyenne de C_1 pour chacune des vitesses. Ces valeurs de C_1 , jumelées aux estimations de β_0 , sont mises sous forme graphique à la figure 3.3. On observe qu'en général, le β_0 estimé est plus élevé lorsque C_1 est faible (suspension rigide) et qu'il y a une tendance à obtenir une estimation plus faible de β_0 lorsque C_1 est plus élevé (suspension «molle»). Ce résultat est tout à fait conforme à l'intuition: β_0 étant la valeur extrapolée pour $C_1=C_2=...=C_8=0$, plus C_1 est élevé pour un IRI faible, plus l'estimation de β_0 devra être diminuée pour correspondre à la situation où C_1 serait 0.⁴

4. La figure 3.3 contient toutefois un certain nombre de points (ceux qui sont encadrés) qui n'obéissent pas à ce principe. Ils appartiennent tous à l'année 1991. En raison d'un phénomène encore inexpliqué, les compteurs de plusieurs appareils sont presque deux fois plus élevés en 1991 que pour une autre année, ce qui porte à émettre des doutes sur la qualité des estimations produites en 1991.

Par conséquent, si l'IRI imputé pour des 100 m de chaussées où aucun compteur n'est

sollicité doit être diminué, il faut choisir des véhicules dont la suspension n'est pas trop rigide.

Figure 3.3
Relation entre l'estimation de l'ordonnée à l'origine et la moyenne de C_1 de la piste d'IRI le plus faible (de 1990 à 1994)



◆ **L'importance de la vitesse utilisée pour les relevés**

Le comportement des roulemètres sur des chaussées est aussi fonction de la vitesse à laquelle les relevés sont effectués. Ce phénomène s'observe pour toutes les conditions de chaussées, y compris celles en très bon état. On s'attend en effet, qu'à plus faible vitesse, aucun compteur ne soit sollicité pour des chaussées ayant un faible IRI mais qu'avec une augmen-

tation de la vitesse, les compteurs soient plus facilement activés pour la même chaussée. Par conséquent, l'estimation pour l'ordonnée à l'origine varie aussi avec la vitesse.

On remarque à l'annexe 1 que dans presque tous les cas, la valeur estimée pour β_0 diminue avec l'augmentation de la vitesse, ce qui va dans le sens de l'hypothèse posée.

Les estimations d'IRI sont, depuis 1990, obtenues au moyen de modèles de régression multiple. Ceux-ci modélisent les données de calibrage afin d'obtenir, le plus précisément possible, l'IRI-étalon.

Or, les modèles de régression multiple utilisés dans ce contexte, présentent un problème de multicollinéarité; les sollicitations des compteurs étant fortement inter-reliées, les variables soumises au modèle le sont aussi. Cette pratique n'empêche pas d'obtenir des estimations précises pour les situations semblables à celles rencontrées au moment du calibrage. Toutefois, en situation d'extrapolation, les coefficients multiplicatifs des compteurs étant instables et quelques fois négatifs, les estimations produites sont moins fiables.

L'autre problème rencontré avec l'utilisation de ces modèles concerne l'estimation des ordonnées à l'origine, i.e. des valeurs d'IRI imputées dans les situations où aucun compteur n'est sollicité. Ces estimations varient selon la vitesse et l'usure de la suspension, et sont fortement dépendantes du choix des pistes de calibrage.

La distinction entre modélisation et calibrage

Depuis le début de ce rapport, les mots «calibrage» et «modélisation» ont délibérément été intervertis. A ce stade-ci, il apparaît toutefois important d'établir la distinction entre ces deux concepts.

Dans un exercice de calibrage, on est en présence de deux appareils qui mesurent le même phénomène, utilisant une échelle de mesure commune. L'un mesure le phénomène de façon précise, l'autre a besoin d'une correction pour produire le même résultat que le premier.

Si les roulemètres produisaient directement des mesures ARS_{80} , un simple exercice de calibrage permettrait d'estimer la correction à apporter à chaque appareil (et à chaque vitesse d'utilisation) pour obtenir le $RARS_{80}$ fourni par l'appareil à haute précision. Le modèle obtenu aurait alors l'une des formes suivantes:

$$IRI = RARS_{80} = \beta_0 + \beta_1 * ARS_{80} + \varepsilon \quad (3.12)$$

ou

(3.13)

$$IRI = RARS_{80} = \beta_0 + \beta_1 * ARS_{80} + \beta_2 * (ARS_{80})^2 + \varepsilon$$

si une forme quadratique est plus appropriée.

Or, jusqu'à maintenant, il a plutôt été question des modèles qui relient directement les valeurs des compteurs aux valeurs de référence $RARS_{80}$ (ou IRI), sans égard au comportement physique de l'appareil à savoir la façon dont l'information pourrait d'abord être traduite en ARS_{80} .

Ces modèles ne distinguent donc pas la synthèse des données des compteurs, de l'ajustement nécessaire pour produire la mesure étalon. C'est ce qui explique en partie l'absence de signification des paramètres estimés, le fait que certains soient négatifs et la difficulté de comparer entre eux, les modèles obtenus.

Une avenue de recherche à retenir serait donc de découper le problème en deux: synthétiser les données des compteurs et soumettre cette nouvelle variable à un processus de calibrage par régression (linéaire ou quadratique).

Il faudrait alors s'interroger sur plusieurs points: la conception même de l'appareil, la raison pour laquelle huit compteurs sont utilisés, l'idée du concepteur qui sous-tendait l'utilité d'un tel appareil surtout depuis que la Banque Mondiale a suggéré le $RARS_{80}$ comme indice international d'uni.

Si l'on réussissait à identifier une expression mathématique «déterministe» qui relie entre eux les compteurs, la régression simple pourrait être utilisée pour estimer les corrections à apporter à chaque appareil, c'est-à-dire prendre en compte la partie aléatoire. Ce serait alors un véritable exercice d'**étalonnage** et non de **modélisation**, comme c'est le cas actuellement. Les relations obtenues seraient probablement plus robustes dans les cas précis de nouvelles combinaisons de compteurs, complètement différentes de celles ayant servi à l'étalonnage.

QUALITÉ DES RELEVÉS: ESSAI DE FIDÉLITÉ DE 1994

Dans la première section du présent chapitre, il n'a été question que de la précision des estimations dans le contexte du calibrage ainsi que des intervalles associés aux prédictions. Or, au moment des relevés, d'autres sources de variabilité s'ajoutent à celles apportées par le modèle. Il faut donc s'assurer qu'au-delà de la précision des modèles, chaque appareil et chaque vitesse de mesure fournissent des estimations semblables pour une même chaussée.

C'est pourquoi, à l'été 1994, les relevés effectués par les roulemètres l'ont été sur des pistes de 800 m: les premiers 300 m ont servi au

calibrage, les 200 m du milieu ont été ignorés et les 300 derniers mètres ont servi à une étude de fidélité et de précision des appareils (Leroux, 1995b).

Les buts de l'étude de fidélité était de vérifier si, pour des portions de chaussées non utilisées pour le calibrage, chaque appareil est en mesure de fournir des IRI semblables à chacun de leur passage et si l'ensemble des appareils fournissent des valeurs d'IRI semblables. Cette portion de l'étude pouvait être conduite sans la connaissance des IRI réels de ces pistes, l'intérêt étant surtout porté sur la fidélité des mesures.

Dans la deuxième partie de l'étude, on s'est intéressé à quantifier l'écart qui sépare une estimation d'IRI de sa vraie valeur. Pour ce faire, il a fallu obtenir l'IRI des pistes de cette étude, ce qui fût fait par l'utilisation d'un appareil de classe 2, l'ARAN, à la fin de l'été 1994. On a aussi vérifié jusqu'à quel point les intervalles de prédiction calculés à partir des modèles couvraient la vraie valeur d'IRI.

Finalement, on a démontré que les erreurs s'amenuisent par l'agrégation des segments de chaussées (la moyenne des mesures prises sur plusieurs segments de 100 m est entachée de moins d'erreur qu'une seule estimation pour un 100 m donné).

Les résultats de cette étude sont résumés dans ce qui suit. Pour l'instant, ce sont les seuls résultats qui peuvent être utilisés pour quantifier la précision des relevés.

Critères d'appréciation: la répétabilité, la reproductibilité et la précision des appareils

◆ Mesures de fidélité

La fidélité est définie par «l'étroitesse de l'accord entre les résultats d'essai indépendants entre eux, obtenus dans des conditions prescrites (...). La fidélité ne dépend que de la distribution des erreurs aléatoires et n'a pas de rapport avec une valeur vraie, une valeur vraie conventionnelle ou une valeur spécifiée. La répétabilité et la reproductibilité sont des concepts relatifs à la fidélité.»⁵

La répétabilité concerne l'étroitesse de l'accord entre les estimations fournies par un modèle lorsque les relevés sont effectués plusieurs fois sur une même piste avec un même appareil et à une même vitesse.⁶ Cette étroitesse est mesurée par la valeur de répétabilité r , valeur en dessous de laquelle on peut estimer que la différence absolue entre deux estimations, obtenues dans les conditions de répétabilité décrites un peu plus haut, se situe avec une probabilité de 95%.

La reproductibilité concerne l'étroitesse de l'accord entre les estimations fournies par les modèles lorsque les relevés sont effectués par des appareils différents et/ou à des vitesses différentes. Cette étroitesse est mesurée par la valeur de reproductibilité R , valeur en dessous de laquelle on peut estimer que la différence absolue entre deux estimations, obtenues dans les conditions de reproductibilité décrites un peu plus haut, se situe avec une probabilité de 95%

◆ Mesures de précision des appareils

Deux mesures ont été retenues pour mesurer la précision des appareils:

- l'écart brut relatif:

$$\frac{\text{IRI}_{\text{modèle}} - \text{IRI}_{\text{réel}}}{\text{IRI}_{\text{réel}}} \quad (3.14)$$

- l'écart absolu relatif:

$$\frac{|\text{IRI}_{\text{modèle}} - \text{IRI}_{\text{réel}}|}{\text{IRI}_{\text{réel}}} \quad (3.15)$$

Résultats de l'essai de 1994

L'annexe 3 donne des statistiques descriptives (moyenne, écart-type et coefficient de variation) des cinq passages effectués pour chacune des combinaisons appareil-vitesse. Les points présents dans certaines cellules indiquent des valeurs manquantes. En moyenne, les coefficients de variation (écart-type multiplié par 100 et divisé par la moyenne) pour 5 passages s'établissent à 4,3, 3,3 et 4,4 pour les vitesses 50, 65 et 80 km/h respectivement, ce qui est excellent.

◆ Fidélité des appareils

Le tableau 3.3 présente les valeurs de r et R obtenues pour chacune des pistes accompagnées de l'IRI moyen estimé par l'ensemble des appareils. La valeur de reproductibilité est donnée pour chaque vitesse à laquelle les relevés ont été effectués.

5 Norme internationale ISO 5725-1986(F), «Fidélité des méthodes d'essai - Détermination de la répétabilité et de la reproductibilité d'une méthode d'essai normalisée par essais inter-laboratoires»

6 Ici ce ne sont pas des sorties brutes du roulemètre (valeurs enregistrées par les compteurs) qui sont considérées mais bien des estimations fournies par le modèle approprié (selon l'appareil et la vitesse).

Tableau 3.3
Valeurs r et R pour l'essai de 1994

Piste	IRI moyen estimé	Répétitivité r			Reproductibilité R		
		50 km/h	65 km/h	80 km/h	50 km/h	65 km/h	80 km/h
1	1,40	0,11	0,10	0,14	0,26	0,24	0,13
23	1,83	0,19	0,20	0,24	0,29	0,48	0,96
27	1,88	0,14	0,15	0,18	0,38	0,44	0,27
25	2,08	0,30	0,20	0,23	0,57	0,57	0,56
7	2,57	0,37	0,18	0,43	0,44	0,51	0,78
5	3,12	0,48	0,29	0,48	0,50	0,55	0,56
24	3,62	0,82	0,56	0,83	1,86	0,82	1,46
26	3,85	0,84	0,70	0,66	1,66	1,47	1,00
10	4,01	0,61	0,26	0,48		0,47	
6	4,14	0,69	0,46	0,37	0,87	0,81	0,40
29	4,70	0,61	0,28	0,69	0,70	0,79	0,20
18	5,06	0,58	0,44	0,70	0,78	1,15	1,47
28	5,21	0,55	0,41	0,50	0,59	0,62	0,47
11	5,24	0,46	0,66	0,60	0,70	0,61	0,94
12	5,38	0,67	0,44	0,67	1,18	1,80	1,75
	Minimum	0,11	0,10	0,14	0,26	0,24	0,13
	Moyenne	0,50	0,36	0,48	0,72	0,76	0,73
	Maximum	0,84	0,70	0,83	1,86	1,80	1,75

Considérons un exemple: à 65 km/h, la valeur moyenne de répétabilité (r) moyenne est de 0,36. Ceci signifie qu'en moyenne, la différence entre deux estimations d'IRI obtenues pour une même piste, par un même appareil (à 65 km/h), ne dépasse pas 0,36 (écart de $\pm 0,18$). Quant à la reproductibilité (R), elle est de 0,76. Ceci signifie qu'en moyenne, la différence entre deux estimations d'IRI obtenues pour une même piste, par deux appareils différents (à 65 km/h), ne dépasse pas 0,76 (écart de $\pm 0,38$).

Les détails des calculs qui ont mené à ces estimations sont présentés dans un rapport détaillé (Leroux 1995b).

Afin de vérifier si les valeurs de r et R augmentent ou diminuent significativement avec l'état de la piste (mesuré par l'IRI), nous présentons les résultats sous forme graphique à la figure 3.4. On observe que l'IRI a un effet sur les valeurs de r et R : ces valeurs sont plus faibles pour des IRI faibles ou élevés et atteignent un maximum pour des IRI moyens.

Figure 3.4 (a)
Relation entre r et l'IRI moyen estimé

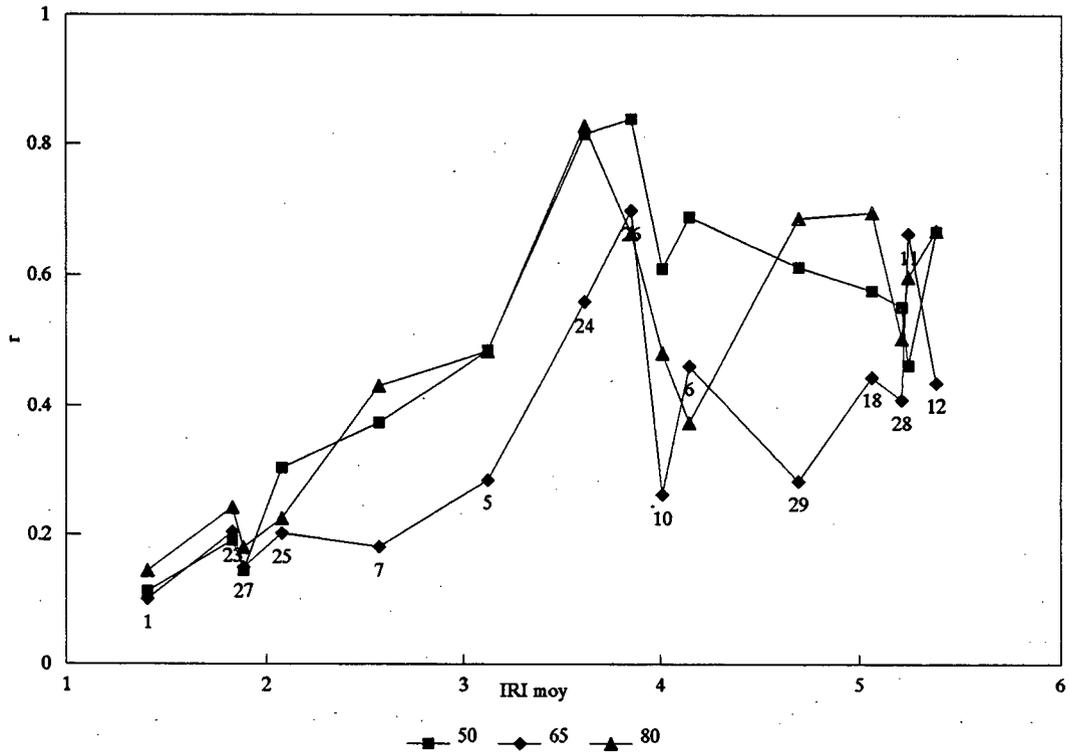
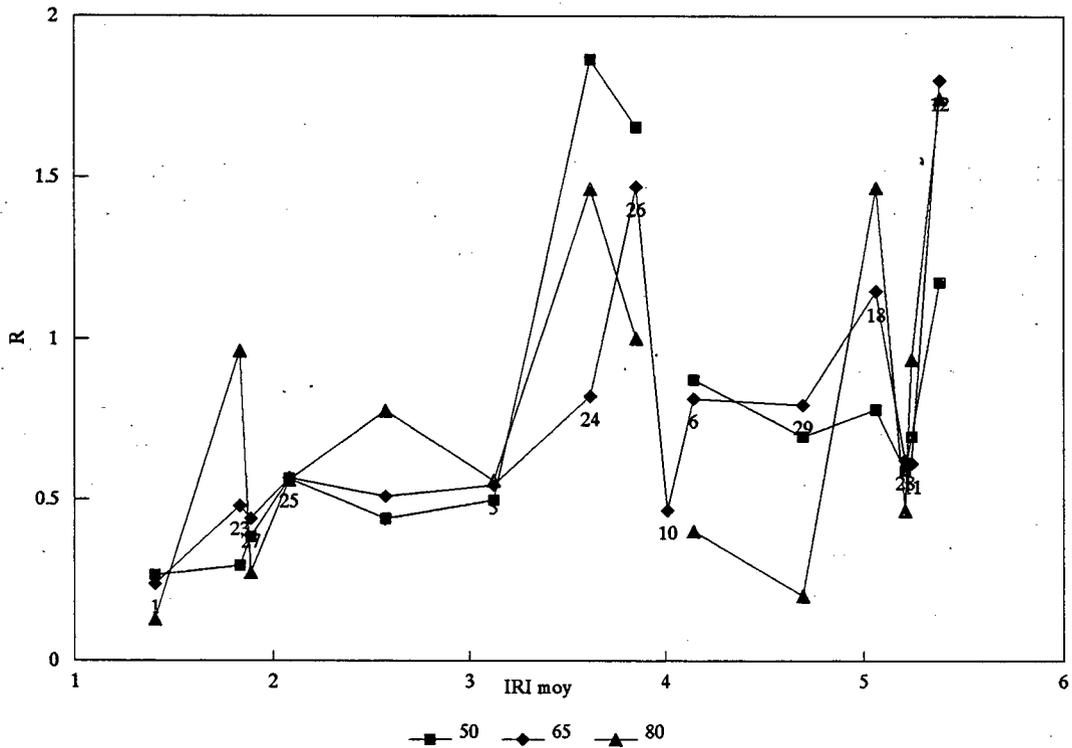


Figure 3.4 (b)
Relation entre R et l'IRI moyen estimé



◆ La précision des appareils

L'IRI de huit pistes, parmi les quinze utilisées pour l'essai de fidélité, a été mesuré en septembre 1994 avec un appareil de type ARAN. Les écarts bruts relatifs, tels que mesurés par la relation 3,14, varient entre -46% ($IRI_{réel} = 4,06$, $IRI_{estimé} = 2,19$) et +31% ($IRI_{réel} = 2,47$, $IRI_{estimé} = 3,25$) avec une moyenne de -2,6%.

Les écarts absolus relatifs, tels que mesurés par la relation 3,15, sont aussi petits que 0,006% ($IRI_{réel} = 5,32$, $IRI_{estimé} = 5,31$) avec une moyenne de 7,6% et un maximum de 46% ($IRI_{réel} = 4,06$, $IRI_{estimé} = 2,19$).

Rappelons que ces moyennes sont calculées sur 720 observations (8 pistes, 5 passages pour chacun des 6 appareils à 3 vitesses différentes).

Les intervalles de prédiction calculés pour chaque observation contiennent la vraie valeur d'IRI dans 77% des cas. Les 23% restants se répartissent ainsi:

- 18,8% des intervalles sous-estiment l'IRI de la chaussée;
- 4,2% des intervalles sur-estiment l'IRI de la chaussée;

Puisqu'il s'est écoulé au moins deux mois entre les mesures obtenues par roulemètre et la mesure de l' $IRI_{réel}$ par l'ARAN, on peut penser que plusieurs des sous-estimations sont en fait attribuables au changement dans l'état de la chaussée.

Finalement, l'IRI moyen réel des huit pistes est de 4,04. A partir d'une centaine d'estimations de cette moyenne (obtenues en choisissant aléatoirement un passage, une vitesse, un appareil pour chacune des sections), on observe qu'en moyenne, la différence entre l'estimé et la vraie valeur (4,04) est de -0,15 avec un minimum de -0,41 ($Moyenne_{réelle} = 4,04$, $Moyenne_{estimée} = 3,63$) et un maximum de 0,23 ($Moyenne_{réelle} = 4,04$, $Moyenne_{estimée} = 4,27$).

Exprimés en pourcent de la vraie valeur, la moyenne des écarts s'établit à 3,7%. Exprimés en valeur absolue, les écarts varient entre 0,2% ($Moyenne_{réelle} = 4,036$, $Moyenne_{estimée} = 4,043$) et 10,2% ($Moyenne_{réelle} = 4,036$, $Moyenne_{estimée} = 3,625$) avec une moyenne de 4%. On voit donc que l'agrégation d'estimations d'IRI est entachée de moins d'erreur que chacune des estimations individuelles (4% plutôt que 7,6%).

Un essai de fidélité et de précision mené en 1994 a permis de quantifier les erreurs d'autres sources que celles provenant de la modélisation.

L'essai a démontré que la plupart des appareils sont capables de reproduire une estimation d'IRI lorsqu'ils sont soumis plusieurs fois à des conditions identiques. Toutefois, lorsqu'il s'agit de comparer les estimations fournies par plusieurs appareils, sur une même piste, les divergences sont plus importantes.

L'essai a aussi démontré qu'en moyenne, les estimations d'IRI pour un 100 m donné s'éloignent de 7,6% de la vraie valeur.

Si les estimations de plusieurs 100 m sont agrégées pour fournir l'IRI moyen d'une certaine longueur de route, les erreurs aléatoires s'atténuent et les estimations sont plus précises. Par exemple, l'agrégation de huit segments de 100 m démontre une différence moyenne de 4% par rapport à la moyenne réelle.

LE SUIVI ANNUEL DES VALEURS D'IRI

Jusqu'à présent, les constats quant à la qualité des modèles et des relevés ont été faits dans un contexte d'estimations ponctuelles. En effet, les estimations produites par les modèles n'ont été comparées que dans une perspective intra-année. Il apparaît opportun maintenant d'élargir la discussion sur la précision des estimations en discutant de l'impact des marges d'erreur associées aux estimations dans un contexte de comparaison inter-année.

Il s'agit du problème du suivi annuel des valeurs d'IRI, lequel peut être posé de deux façons: d'abord pour un suivi 100 m par 100 m, (il s'agit de la plus petite unité géographique sur laquelle l'IRI est relevé) mais aussi pour le suivi annuel des IRI moyens (un pour la province, les autres pour chacune des classes de routes).

Ces deux problèmes sont traités séparément. Dans chacun des cas, les sources de variations sont identifiées, discutées et, lorsque possible, des suggestions sont proposées pour minimiser les erreurs.

Le suivi de l'IRI, 100 m par 100 m

Le problème se présente de la façon suivante: on estime pour l'année t l'IRI d'un 100 m à IRI_t . L'année suivante, on obtient IRI_{t+1} . La question est de savoir si la différence entre les deux observations représente un phénomène réel (amélioration ou détérioration selon que IRI_{t+1} est plus faible ou plus élevé que IRI_t) ou si elle est attribuable à un amalgame d'erreurs de diverses sources.

S'agissant d'examiner les sources possibles de variations entre deux mesures d'IRI prises à des moments différents, celles-ci sont classées en trois catégories:

- les variations réelles (attribuables à une réelle dégradation ou amélioration);
- les variations attribuables à des erreurs de procédure;
- les variations aléatoires (ou variations expérimentales, le «bruit»).

◆ Les variations réelles:

- dégradation naturelle ou amélioration (attribuable à des travaux) de l'état de la chaussée: **c'est ce qu'on cherche à isoler.**

◆ Les erreurs de procédure:

- **erreur de validation:** il y a une ou l'autre des données (IRI_t ou IRI_{t+1}) qui est en erreur et cette erreur n'a pas été détectée.

Par exemple, le relevé n'avait pas été fait au temps t et tous les compteurs avaient été mis à 0, induisant l'imputation de la valeur de l'ordonnée à l'origine, β_0 , plutôt qu'un code distinct, identifiant la donnée comme manquante;

Autre possibilité: l'appareil était dans un état hors-calibrage au moment de l'une ou l'autre des cueillettes.

Les erreurs de validation peuvent être réduites en incorporant les vérifications nécessaires directement dans le programme de cueillette des données. La procédure de validation devrait porter directement sur les valeurs brutes des compteurs.

7 Les sources de variations sont ici identifiées d'un point de vue théorique et aucun jugement n'est porté, pour l'instant, sur la présence ou l'absence de chacune d'entre elles dans les estimés du M.T.Q. entre 1990 et 1994.

Il faudrait aussi mettre sur pied une procédure opératoire permettant de vérifier régulièrement que l'appareil qui effectue des relevés est dans un état semblable à celui dans lequel il était au moment du calibrage;

- **erreur de mesure de l'IRI-étalon:** si une erreur est commise au moment de la mesure de l'IRI-étalon, les modèles développés à partir de ces mesures ne peuvent être utilisés;

Ce type d'erreur peut être évité en s'assurant que l'instrument de mesure est utilisé de façon adéquate. Dans les cas où une erreur peut être détectée et corrigée après coup, il est toujours possible de refaire les modèles avec ces nouvelles valeurs et corriger les valeurs d'IRI obtenues au moment des relevés;

- **changement dans la méthode de mesure de l'IRI-étalon:** à moins que la méthode de mesure de l'IRI-étalon ne soit d'une extrême précision, ce genre de changement peut induire des différences de mesure, même pour des chaussées dont l'état est resté stable;

Pour éviter les inconvénients associés à ces changements, il faudrait s'assurer qu'un nouvel instrument de mesure pour l'IRI-étalon donne les mêmes résultats qu'un appareil utilisé auparavant;

- **erreur d'appariement ou de localisation:** la correspondance au niveau du chaînage doit être parfaite pour comparer les IRI d'une année à l'autre pour un même 100 m. Il peut toutefois arriver que des décalages (induits par une erreur de localisation, i.e. les relevés n'ont pas commencé exactement au même endroit à l'année t qu'à l'année $t+1$), aient été induits dans les systèmes sans qu'on puisse le savoir;

Toute amélioration dans l'aide à la localisation ne pourra être que bénéfique pour minimiser cette source d'erreur.

◆ Les erreurs aléatoires:

- **erreur de modélisation:** le modèle utilisé, bien qu'il soit celui qui minimise l'écart entre la vraie valeur d'IRI et la combinaison des compteurs, engendre une incertitude autour de l'estimation de l'IRI. La comparaison inter-année présente donc une situation où l'on compare deux estimations, chacune entachée d'une erreur de modélisation;

Cette erreur peut être diminuée par une bonne procédure de calibrage et par la recherche de modèles précis, ayant la forme optimale pour décrire le comportement des compteurs et qui soient robustes i.e. qui puissent fournir des estimations plausibles même dans les situations d'extrapolation;

- **effet de la variation des β_0 selon l'appareil et la vitesse de mesure:** tel que mentionné précédemment, en raison des sensibilités variables des roulemètres, une chaussée en excellent état ($C_1=C_2=...=C_8=0$ à t et à $t+1$) pourrait se voir imputer des valeurs d'IRI différentes parce que $\beta_0(t)$ est fort probablement différent de $\beta_0(t+1)$;

Il n'y a pas de solution évidente à ce problème. On peut difficilement fixer a priori une valeur d'IRI pour toutes les chaussées pour lesquelles le β_0 doit être imputé, particulièrement en raison du fait que le comportement des roulemètres varie avec la vitesse;

- **erreur de reproductibilité:** si les mesures sont prises par des appareils différents ou à des vitesses différentes on peut s'attendre à des résultats différents même si l'état du 100 m n'a pas changé (ces différences ont été mises en évidence lors de l'essai de fidélité de 1994);

Les erreurs de reproductibilité peuvent être réduites en s'assurant que la procédure de

calibrage s'effectue dans les règles de l'art. Elles ne peuvent toutefois pas être éliminées complètement en raison de la variabilité inhérente au roulemètre (ce n'est pas un appareil parfait, ni hautement précis);

- **erreur de répétabilité:** même s'il s'agit de la même piste et qu'on utilise le même appareil à la même vitesse, il est possible que le véhicule ne circule pas tout à fait dans les mêmes traces de roues d'une année à l'autre, que les conditions climatiques soient différentes etc.;

Cette erreur peut être réduite en effectuant plusieurs relevés afin d'utiliser la moyenne des estimations.

Ces trois dernières sources d'erreurs (sensibilité, reproductibilité et répétitivité) sont inhérentes aux appareils de type réponse et ont déjà fait l'objet d'études (voir par exemple Pateron, 1985).

Le suivi annuel des moyennes d'IRI

À partir des relevés effectués sur un grand nombre de 100 m, on peut vouloir comparer, d'une année à l'autre, des moyennes d'IRI pour le réseau en entier ou pour un sous-ensemble particulier (la moyenne de l'IRI pour les autoroutes en 1991 par rapport à la moyenne de l'IRI pour les autoroutes en 1992 par exemple).

Les variations décrites à la section précédente vont s'atténuer dans le cas des erreurs aléatoires mais vont rester présentes dans les autres cas. Il faudra aussi porter une attention particulière à la façon de calculer les moyennes (en tenant en compte de la période à laquelle le relevé a été effectué) ainsi qu'à l'importance de comparer des regroupements semblables d'une année à l'autre.

◆ **La période à laquelle l'IRI a été mesuré**

Les relevés d'IRI n'étant effectués qu'une fois pendant l'été, leurs valeurs sont très sensibles à la période de collecte (avant ou après des travaux, à la fin du printemps ou au début de l'automne, etc). D'une année à l'autre, cette période de collecte peut varier et une comparaison des IRI bruts (ou «IRI d'été») sans correction, pourrait amplifier ou diminuer l'ampleur des différences entre deux années.

Si la date de relevé est connue et que les interventions ont été notées, des corrections peuvent toutefois être apportées. Ces corrections permettent alors de faire le suivi de valeurs comparables. On peut choisir par exemple de comparer les IRI «après travaux». Pour ce faire:

- les 100 m n'ayant subi aucune intervention conservent leur «IRI d'été»;
- les 100 m ayant subi des interventions, mais dont l'IRI a été mesuré après celles-ci, conservent aussi leur «IRI d'été»;
- les 100 m ayant subi des interventions, mais dont l'IRI a été mesuré avant que celles-ci n'aient été menées, doivent utiliser une estimation de l'IRI «après travaux». Cette estimation doit refléter l'impact probable du type d'intervention réalisé (impact traduit par une diminution de l'IRI d'été).

Si l'on choisit plutôt de comparer les IRI «avant travaux», la situation se présente de cette façon:

- les 100 m n'ayant subi aucune intervention conservent leur «IRI d'été»;
- les 100 m ayant subi des interventions, mais dont l'IRI a été mesuré avant celles-ci, conservent aussi leur «IRI d'été»;
- les 100 m ayant subi des interventions mais dont l'IRI a été mesuré après que celles-ci n'aient été menées, doivent utiliser une estimation de l'IRI «avant travaux». Cette estimation doit refléter la situation probable

avant que les travaux n'aient été effectués. Il faut s'assurer qu'il y a cohérence entre l'IRI «avant travaux» qui est imputé et celui qui avait été enregistré l'année précédente (une chaussée ayant un IRI de 6, qui subit des interventions l'année suivante, ne doit pas se voir imputer un IRI de 3 ou 4 comme IRI «avant travaux»).

◆ **La comparabilité de l'inventaire ou de l'échantillon :**

Lorsque des estimations d'IRI sont agrégées pour calculer une moyenne pour l'année t et qu'on compare cette valeur avec l'année $t+1$, il faut s'assurer que les deux groupes de chaussées sont assez semblables pour ne pas induire de biais. Par exemple, si un bon nombre de relevés sont manquants pour une année donnée, mais présents pour une autre, un biais peut alors être introduit dans la comparaison des estimations, particulièrement si les 100 m pour lesquels les relevés sont manquants présentent une caractéristique particulière influençant l'IRI (portions en travaux par exemple).

On observe que le suivi annuel des valeurs d'IRI prises aux 100 m est compliqué par l'amalgame d'un grand nombre de sources d'erreur qui rendent difficile la mise en évidence d'une différence réelle de quelques dixièmes de point d'IRI. Ces difficultés sont particulièrement attribuables au fait que le roulemètre est un appareil de type réponse. C'est pourquoi il est généralement admis (Paterson, 1987) que ce type d'appareil ne peut être utilisé pour suivre la dégradation annuelle d'une portion de route en particulier (dans le but d'établir des courbes de dégradation par exemple). Il faudrait plusieurs années de relevés pour arriver à distinguer, à travers le «bruit» induit par le roulemètre, une tendance dans l'évolution de l'IRI.

Dans le cas du suivi de moyennes d'IRI, plusieurs des sources d'erreur s'amenuisent mais il faut rester prudent lors des comparaisons inter-années effectuées au niveau réseau en raison des différences quant à la période à laquelle les relevés ont été effectués.

LE CHAMP D'ACTION DE LA STATISTIQUE

Comme on l'a vu à la section précédente, plusieurs phénomènes entrent en ligne de compte quand il s'agit de comparer des valeurs d'IRI dans le temps. Un bon nombre de ces sources d'erreur ne découlent pas des modèles statistiques utilisés et ne sont, par conséquent, que survolées dans ce rapport méthodologique (citons par exemple le traitement des valeurs manquantes, la nécessité de disposer d'une procédure de validation efficace, les problèmes d'appariement).

Le but de ce rapport étant de présenter l'état de la modélisation et de la quantification des erreurs aléatoires (aspects statistiques du calibrage des roulemètres), la suite du texte s'y limitera.

Toutefois, avant d'aborder les avenues de recherche propres à la méthodologie statistique, il est impérieux d'insister sur un certain nombre d'aspects concernant les erreurs d'autres types:

- la nécessité, pour les responsables du calibrage, de suivre à la lettre les lignes directrices émises par la Banque Mondiale au sujet de ce processus (choix des pistes, contrôle de toutes les opérations, vérification périodique des appareils, etc.). En effet, le meilleur modèle ne pourra jamais éliminer les lacunes graves qui pourraient se présenter au moment de l'essai de calibrage;
- la nécessité de mettre en garde les producteurs et les diffuseurs de données quant aux erreurs dont la source peut être contrôlée (traitement des valeurs manquantes, des valeurs aberrantes, appariement);

- la nécessité, pour les fournisseurs des estimations d'IRI, de bien connaître et de diffuser l'information aux utilisateurs quant aux limites inhérentes aux appareils de type réponse comme le PCA;
- la nécessité de procéder, au moment du calibrage, à un contrôle de la qualité des données servant à la modélisation. Que cette procédure soit basée, non pas sur des estimations d'IRI obtenues à partir des modèles de l'année qui précède, mais plutôt sur les valeurs brutes des compteurs.

Dans la suite de ce rapport, les observations seront circonscrites aux seules composantes du problème qui concernent la méthodologie statistique, et plus particulièrement, à la problématique rattachée à l'établissement des modèles. ■

REVUE DE LITTÉRATURE

Tel qu'indiqué lors de la discussion de la problématique, la mesure de l'uni des chaussées n'est pas une préoccupation récente (voir Wambold et al, 1981 pour un bref historique). À l'origine les mesures d'uni étaient subjectives: le confort de roulement était évalué par un groupe d'experts, au moyen d'une note (généralement sur une échelle de 1 à 3 ou 5). Des appareils permettant de relever directement le profil de la route ont été développés par la suite mais ils devaient être utilisés à faible vitesse (quelques milles à l'heure). On a ensuite assisté au développement d'appareils ayant un plus grand rendement: des appareils de type réponse (peu chers) et des profilomètres à grand rendement (beaucoup plus dispendieux). Depuis quelques années des développements technologiques importants font en sorte que les profilomètres à grand rendement sont de plus en plus précis et deviennent disponibles à des coûts moindres.

L'objectif de cette revue de littérature n'est pas de recenser exhaustivement tout ce qui a été écrit sur la mesure de l'uni. Il s'agit plutôt d'identifier et de résumer les articles les plus pertinents à la situation actuelle du Ministère et de présenter, pour chacun, les conclusions les plus appropriées que l'on peut ou que l'on a pu mettre à profit. L'accent est plus particulièrement mis sur les indices d'uni pour les appareils de type réponse et leur corrélation avec l'IRI.

Conception et utilisation du PCA

L'appareil PCA (Portland Cement Association) a été conçu au milieu des années 1960 (Brokaw, 1967). Le but poursuivi par le concepteur était de mettre au point une méthode rapide pour calculer l'indice SV (slope variance, variance des pentes). Le profilomètre CHLOE, utilisé à cette époque, mesurait cet indice mais ne pouvait être utilisé qu'à très faible vitesse, bien en deçà des vitesses de trafic. Il s'agissait donc de pallier cette lenteur et d'obtenir ainsi un appareil qui pourrait être utilisé sur les autoroutes, et ce, à moindre coût et de façon plus sécuritaire.

Le PCA est un appareil constitué, à l'époque, de pièces électro-mécaniques et monté à bord d'un véhicule standard. Il mesure le nombre et l'amplitude des déviations chaussée-véhicule à l'aide de compteurs (originellement six, mais ceux du Ministère en comptent huit) espacés chacun de 1/8 po.

Les méthodes de réduction des compteurs à un indice ont été étudiées par Brokaw (1967). La méthode retenue est basée sur le fait que chaque compteur accumule le nombre d'impulsions égales ou plus grandes qu'à sa position (par exemple, le premier compteur enregistre toutes les impulsions plus grandes ou égales à 1/8 po). Selon l'auteur, un compteur enregistre aussi un double compte pour les impulsions plus grandes que sa position. Par exemple, une déviation chaussée-véhicule d'un peu plus de 4/8 po provoque l'enregistrement de deux sollicitations de chacun des compteurs 1, 2 et 3 ainsi qu'une sollicitation du compteur 4.

Des développements mathématiques, présentés en annexe de l'article de Brokaw, montrent que ces doubles coups et le nombre total d'impulsions pour chaque compteur peuvent être réduits en somme de carrés de déviations («sum of squares of road-car deviations») par la relation:

(4.1)

$$\Sigma (D^2) = (1 \cdot C_1) + (2 \cdot C_2) + \dots + (8 \cdot C_8)$$

64

Dans cette équation, C_1, C_2, \dots, C_8 représentent les totaux individuels de chaque compteur.

Plus loin dans son article, Brokaw montre qu'il peut facilement obtenir la variance des pentes (l'indice calculé par le profilomètre CHLOE) en utilisant une équation de régression simple.

Il discute aussi des facteurs qui affectent les résultats produits par ce type d'appareil: le type et la pression des pneus, la vitesse d'utilisation, la charge du véhicule, le vent, la température, la détérioration ainsi que le type de véhicule, etc.

Le rapport du NCHRP

En 1980, dans le cadre des travaux du National Cooperative Highway Research Program (NCHRP), le Transportation Research Board publiait un rapport intitulé «Calibration of Response-Type Road Roughness Measuring Systems». Rédigé par Gillespie, Sayers et Segel de l'université du Michigan, ce rapport traite de tous les aspects reliés au calibrage des appareils de type réponse. Ils y évaluent entre autre l'instabilité temporelle de ce type d'appareil et proposent deux procédures pour le calibrage de ceux-ci. L'une d'elles concerne l'utilisation e cahots artificiels sur lesquels circulent, -

à basse vitesse, les appareils devant être calibrés.

L'autre procédure concerne l'utilisation d'un profilomètre de type GMR. Celui-ci mesure le profil de la chaussée qui est ensuite utilisé comme entrée («input») d'une simulation d'un appareil de type réponse. La sortie («output») de la simulation est la sortie attendue d'un appareil de type réponse qui circulerait sur cette chaussée. Étant donné que la sortie d'un appareil de type réponse est une fonction de l'uni, la même procédure doit être exécutée plusieurs fois pour couvrir toute la gamme d'unis qui est d'intérêt.

Le modèle de simulation utilisé est celui du Quarter-car-simulation (QCS). C'est un modèle mathématique qui peut être trouvé dans plusieurs ouvrages traitant de la dynamique des véhicules. La réponse de ce modèle est influencée par plusieurs paramètres qui décrivent le véhicule simulé en termes de masses, de taux de ressorts, de vitesse de simulation, etc.

Ce rapport présente un ensemble standard de valeurs pour ces différents paramètres. Le choix de celui-ci est basé sur la recherche des valeurs permettant une corrélation optimale avec les indices produits par les appareils de type réponse.

Cette publication contient aussi des détails concernant les caractéristiques physiques des appareils de type réponse (surtout les appareils de type Mays et de type PCA). Ils apportent des recommandations quant aux caractéristiques du véhicule à bord duquel est monté tel appareil: type de suspension, nécessité de vérifier le balancement des pneus et la pression de ceux-ci, etc.

Quant à l'indice produit par les appareils de type réponse, les auteurs recommandent l'ARV («Average Rectified Velocity»). Il s'agit de la moyenne modifiée, pour tenir compte des

déplacements vers le haut et vers le bas, de la vitesse du mouvement essieu-châssis, laquelle est exprimée par unité de temps plutôt que par unité de distance (comme l'ARS). C'est, à leur avis, une mesure directe de l'amplitude de la réponse du véhicule, donc relié au roulement. De plus, les mesures obtenues à différentes vitesses sont comparables entre elles.

Ils recommandent donc l'abandon de la statistique proposée par Brokaw, le «PCA-sum-of-squares», mais font remarquer que le PCA peut tout de même mesurer l'ARV. Ils démontrent qu'il s'agit de prendre la somme simple, plutôt que pondérée, des compteurs et de la multiplier par l'inverse de la vitesse utilisée pour le relevé.

Pour assister le lecteur dans la compréhension des concepts d'ARS et ARV, voici un ensemble de définitions fournies par Sayers et al (1986a) dans leur glossaire:

«ARS_v Average rectified slope measured by a RTRRMS (Response-type road roughness measuring system) at speed V. The recommended units are m/km, although the units inches/miles and mm/km are also popular. It is the total RTRRMS suspension displacement (in both directions) divided by the distance travelled during the roughness measurement. Roadmeters based on the BPR Roughometer design produce measures of ARS/2, as they accumulate displacement in only one direction.

ARV_v Average rectified velocity measured by a RTRRMS. It is the average stroking speed of the vehicle suspension during a roughness measurement. The ARV is a direct measure of vehicle response to roughness, such that increased ARV always indicates increased vehicle vibrations, regardless of the measurement speed or source of vibrations. $ARV = ARS * \text{speed}$, with the speed expressed in appropriate units.

PCA meter An instrument similar to a roadmeter in which discrete levels of suspension displacement are summed independently. Most PCA meters can also be used as simple roadmeters simply by adding the readings from all of the counters together

PCA sum-of-squares a measure obtained from a PCA meter, where the readings from the different counters are each weighted before they are added. The resulting measure was intended to be indicative of a mean-square response, but it has been shown that the weighted sum has no relation to any physical variables (Gillespie et al, 1980). The use of this measure is not recommended.

Roadmeter An instrument that is installed in a vehicle to transduce and accumulate the suspension deflections that occur when the vehicle traverses a road. The resultant measure is proportional to the total accumulated suspension deflection that occurred during the test.»

Les publications de la Banque Mondiale

Il a déjà été question, dans l'introduction du présent rapport, de l'expérience internationale sur l'uni des routes (IRRE) organisée sous l'égide de la Banque Mondiale et dont les résultats sont présentés dans le rapport technique numéro 46 de cette organisation (Sayers et al, 1986b). Rappelons seulement que cette expérience avait été rendue nécessaire par le manque d'équivalence entre les différentes méthodes et les différentes mesures utilisées à travers le monde pour qualifier l'uni des chaussées. Il s'agissait donc de trouver une mesure internationale, qui soit stable dans le temps et utilisable par tous.

Les résultats de cette expérience ont montré qu'il était possible de trouver un indice standard qui puisse être obtenu à la fois par des appareils de type réponse et par des profilomètres. Le résultat ultime a été la sélection d'un indice basé sur la méthode «Quarter-Car Analysis» avec des valeurs standardisées pour les paramètres de la simulation (ceux proposés par Gillespie et al, 1980) et une vitesse de référence de 80 km/h.

Un résumé de cette expérience, comprenant une intéressante description des techniques de mesure d'uni à partir d'un profil, peut être trouvée dans Sayers et al (1986c).

À la suite de cette expérience, une autre importante étude (le rapport 46) a été publiée par la Banque Mondiale (Sayers et al., 1986a). Dans celle-ci, les systèmes de mesure de l'uni sont classés de façon hiérarchique, en quatre classes. On y présente aussi, pour chacune de ces classes, la procédure à utiliser pour obtenir l'IRI.

Le chapitre 4, portant sur l'estimation de l'IRI à partir du calibrage des appareils de type réponse, est particulièrement important pour le Ministère. Toutes les indications y sont fournies quant à la sélection et à l'entretien d'un tel appareil. Tous les aspects importants y sont abordés, de l'installation du roulemètre à bord du véhicule, jusqu'aux effets de l'eau et de l'humidité.

En plus de la procédure de calibrage, les procédures d'opération et de contrôle y sont aussi décrites.

NOUVEAUX MODÈLES EXAMINÉS

Ce chapitre aborde les différentes avenues qui devraient être explorées afin d'améliorer, si possible, les modèles servant à estimer l'IRI à partir des sorties des roulemètres.

Le principe directeur est la recherche de modèles qui soient, sinon plus précis que ceux obtenus par régression linéaire multiple, au moins plus robustes dans les situations d'extrapolation.

Tel que mentionné lors de la discussion des problèmes inhérents aux modèles, il a été observé qu'une des faiblesses des modèles actuels est de produire des résultats aberrants à l'occasion. Cela se produit lorsqu'on leur soumet des valeurs de compteurs trop éloignées des combinaisons de compteurs rencontrées au moment du calibrage. Certains modèles vont jusqu'à prédire des IRI négatifs ou très élevés (plus grand que 25 par exemple), ce qui n'est certainement pas réaliste. Même si des valeurs extrêmes comme celles-ci sont facilement détectables avec une procédure de validation simple, il en va autrement des cas où, avec des valeurs de compteurs très élevées, l'IRI prédit est de 2 ou 3. Ces valeurs étant tout à fait plausibles, il est

difficile de les classer comme aberrantes par une procédure de validation basée sur la valeur prédite. De plus, dans un contexte de régression multiple, alors qu'on doit tenir compte de huit compteurs à la fois, il est difficile de repérer les combinaisons de compteurs qui conduisent à une situation d'extrapolation.

Une solution pourrait être de trouver une transformation des variables C_1, C_2, \dots, C_8 qui ait un fondement réaliste et de soumettre cette transformation à une régression simple (ou quadratique).

Les possibilités de trouver d'autres modèles (polynomial, exponentiel, logarithmique, etc.) devraient aussi être explorées.

Finalement, si les ressources (expertise et temps) le permettaient, la procédure d'estimation des paramètres de la régression multiple pourrait être modifiée pour contrer la dépendance entre les variables.

Les recherches peuvent, dans un premier temps, ne porter que sur les données obtenues au moment des calibrages. Il faudra toutefois vérifier que les gains théoriques, observés avec les données de calibrage, ont un impact significatif sur l'amélioration des relevés effectués pour l'ensemble du réseau, avant de conclure à la nécessité de remplacer les modèles actuels.

Nouvelles variables à tester

La revue de littérature a démontré que certains indicateurs ont été proposés par différents auteurs quant à l'indice devant être utilisé pour relier les sorties d'un roulemètre de type PCA à l'IRI. Ces indicateurs devraient donc être testés quant à leur performance comme variable dépendante (X) dans un modèle de régression. Les variables à retenir sont:

- ◆ «PCA Meter Statistic» ou «PCA Sum of Squares» (somme pondérée des compteurs):

(4.2)

$$\text{«PCA Meter Statistic»} = \frac{\sum_i C_i}{64}$$

Toutefois, la littérature nous indique que (Gillespie et al, 1980):

“It is recommended that the PCA meter statistic be abandoned because of its sensitivity to variations in vehicle properties, the absence of sensitivity to high-frequency road roughness, its nonlinear properties, and its obscure relationship to other recognized statistics. Commercial PCA meters can be used to measure ARV, usually with less effort than needed for the PCA meter statistic. Hence, old PCA meter data can be converted to yield ARV numerics to provide continuous records, through the years, of pavement roughness levels for particular roads.”

- ◆ L'ARV, qui représente le concept de l'«Average Rectified Slope », peut être déduit à partir de la somme des compteurs par l'équation:

(4.3)

$$\text{ARV} * T = \text{ARS} \approx \frac{\sum C_i}{8}$$

où T est le temps nécessaire pour parcourir la distance de référence (l'inverse de la vitesse). Ce sera donc une variable à retenir.

◆ Déplacement total de la suspension: Σ

À partir de l'article de Brokaw (1967), une nouvelle variable peut être construite: en partant du principe que la sollicitation du compteur i implique nécessairement deux sollicitations du compteur $i-1$, le nombre de déviations de 1 po, de 7/8 de po, de 6/8 de po, etc. peuvent être estimés par:

(4.4)

$$\begin{aligned}h &= c_8 \\g &= c_7 - 2*h \\f &= c_6 - 2*g - 2*h \\e &= c_5 - 2*f - 2*g - 2*h \\d &= c_4 - 2*e - 2*f - 2*g - 2*h \\c &= c_3 - 2*d - 2*e - 2*f - 2*g - 2*h \\b &= c_2 - 2*c - 2*d - 2*e - 2*f - 2*g - 2*h \\a &= c_1 - 2*b - 2*c - 2*d - 2*e - 2*f - 2*g - 2*h\end{aligned}$$

respectivement.

Pour estimer la grandeur totale des déplacements de la suspension, appelons-la Σ . Il s'agit alors de calculer:

(4.5)

$$\Sigma = a + 2*b + 3*c + 4*d + 5*e + 6*f + 7*g + 8*h$$

Pour chacune des variables les transformations appropriées devront être apportées pour exprimer le résultat en m/km en tenant compte de la longueur de la piste de calibrage.

Agrégation des passages

La revue de littérature révèle que les artisans des différents modèles proposés utilisent toujours la moyenne, et non l'ensemble, des relevés effectués à un même site, lors de l'essai de calibrage. Ils n'obtiennent donc, pour leur modélisation, qu'une valeur par piste de calibrage. De cette façon, cette valeur est plus précise car elle représente la moyenne d'un certain nombre de passages. Puisqu'en général leurs modèles ne comprennent qu'un ou deux para-

mètres à estimer, une quinzaine de valeurs leur suffit.

Les modèles utilisés au MTQ ont toujours été calibrés en utilisant les cinq passages individuellement (à moins qu'un ou plusieurs n'aient été exclus parce qu'ils représentaient des valeurs aberrantes). En effet, prendre la moyenne de C_1 , la moyenne de C_2 , etc. pour l'ensemble des cinq passages, crée une situation artificielle, car la corrélation entre les compteurs ne se répercute pas nécessairement sur la moyenne des compteurs. De plus, il est difficile d'estimer neuf paramètres avec une quinzaine d'observations.

Toutefois, puisque les tentatives pour trouver un meilleur modèle iront dans le sens de n'obtenir qu'une note d'uni comme sortie du roulemètre, il faudra examiner les deux niveaux d'agrégation des données:

- sans agrégation (chaque passage est soumis à la modélisation comme une observation indépendante);
- avec agrégation: on calcule pour chaque piste de calibrage la moyenne de la variable soumise à la modélisation.

Autres formes pour la relation

En plus d'examiner les modèles de régression simple et quadratique, il faudra examiner aussi des modèles de régression dans lesquels on soumet à la procédure des termes d'ordre plus élevés. Il existe des procédures statistiques qui permettent de sélectionner automatiquement les termes les plus significatifs et de ne conserver que ceux-ci pour la modélisation. C'est là une avenue intéressante à explorer.

Effet de la vitesse

La Banque Mondiale suggère de faire un modèle par vitesse d'utilisation du roulemètre. Mais quel est l'impact, sur les valeurs estimées, de soumettre à la modélisation l'ensemble des résultats obtenus pour un même appareil? Il s'agirait d'utiliser les résultats obtenus avec des vitesses différentes, mais en ajoutant dans le modèle, la variable VITESSE. Il pourrait y avoir des avantages à de tels modèles.

CRITÈRES DE COMPARAISON DES MODÈLES

Pour comparer entre eux les modèles formés par les différentes combinaisons d'approches décrites plus haut, il faudra déterminer un certain nombre de critères de comparaison. Logiquement, il s'agira d'utiliser ceux qui ont été proposés pour apprécier la qualité des modèles (R^2 , la variabilité des résidus exprimée par le RMSE, comportement des ordonnées à l'origine) et la qualité des relevés (répétitivité, reproductibilité et précision) pour les modèles obtenus avec les données de 1994. ■

Une revue de la littérature démontre que le concepteur du roulemètre de type PCA propose d'utiliser la somme pondérée des compteurs comme indice synthétisant la réponse de l'appareil. Toutefois, dans les années qui ont suivi, d'autres auteurs ont proposé l'utilisation de la somme simple des compteurs.

Ces différentes variables méritent donc qu'on s'intéresse à leur potentiel comme indice d'uni et que leur corrélation avec l'IRI soit vérifiée.

D'autres variables sont aussi proposées comme indice. On s'intéressera aussi à la forme optimale de la relation entre l'indice produit par le roulemètre et l'IRI. De plus, on s'intéressera à l'ajout de la vitesse comme variable dans le modèle plutôt que de faire des modèles différents pour chaque vitesse.

Toutes ces possibilités forment des avenues de recherche qui seront explorées et évaluées quant à leur capacité de fournir des modèles plus adéquats pour estimer l'IRI.

Ce rapport, concernant les aspects reliés au calibrage des roulemètres, a présenté une grande partie des travaux effectués jusqu'ici pour statuer sur la précision de ces appareils.

Le besoin d'entreprendre de tels travaux s'était fait sentir au moment où l'on a voulu établir des comparaisons entre l'IRI mesuré une année et celui mesuré l'année suivante (que ce soit pour un segment de 100 m ou pour une moyenne d'IRI pour une classe de route).

Il a été démontré que cette comparaison inter-année n'est pas facile à réaliser en raison de l'erreur associée à chacune des estimations individuelles. Cette dernière englobant un grand nombre de sources d'erreur (aléatoires et systématiques), elle est d'autant plus difficile à quantifier que seuls des essais rigoureusement contrôlés permettent de l'estimer.

La qualité de l'estimation de l'IRI est fortement dépendante de trois aspects:

- la procédure de calibrage;
- la modélisation statistique;
- la procédure de cueillette des données.

Pour chacun des ces aspects, on identifie ci-après les grandes conclusions qui peuvent être tirées de ce rapport ainsi que les recommandations formulées pour améliorer la qualité des estimations d'uni au Ministère.

La procédure de calibrage

Étant donné:

- qu'aucune des pistes de calibrage de 1990 n'avait un IRI entre 3 et 5;
- que les compteurs des appareils utilisés en 1991 enregistraient des valeurs deux fois plus élevées qu'en 1990 et en 1992;
- que plusieurs pistes de calibrage pour 1992 présentaient des IRI très élevés et d'autres douteux mais qu'ils peuvent être recalculés;
- que les pistes de calibrage de 1993 et 1994 respectent les critères de la Banque Mondiale;
- que l'essai de fidélité a démontré que la reproductibilité des appareils est plutôt limitée et que celle-ci est directement reliée à la qualité de la procédure de calibrage;

il est recommandé:

- que les données de 1990 soient utilisées avec parcimonie et ne fassent pas partie d'un suivi inter-annuel, à moins qu'on ne puisse faire la démonstration que l'omission de pistes d'IRI moyennement élevés (3 à 5 m/km) n'affecte pas les résultats de façon significative;
- que les données de calibrage de 1991 soient ré-examinées en profondeur avant de les considérer valides;
- que les données de 1992 soient corrigées et que les modèles soient recalculés, permettant ainsi de recalculer les IRI pour cette année;
- que les données obtenues lors des essais de 1993 et 1994 soient utilisées telles quelles;
- que les essais de calibrage se déroulent en suivant à la lettre les recommandations de la Banque Mondiale.

De plus, il est recommandé de:

- vérifier si la valeur de répétitivité, telle que calculée lors de l'essai de fidélité de 1994, est assez faible pour limiter le nombre de passages à trois;

La modélisation statistique

Étant donné:

- que les modèles de régression multiple représentent certes un moyen adéquat, mais non optimal, de modéliser les données de calibrage, en particulier dans les situations d'extrapolation;
- que les ordonnées à l'origine des modèles sont variables et affectées à la fois par la vitesse d'utilisation et l'usure de la suspension;
- que des avenues de recherche sont déjà identifiées (en termes de nouvelles variables, nouvelles formes pour les relations, etc.);
- que les inventaires du Ministère contiennent les valeurs des compteurs (et non pas simplement l'IRI estimé), l'identification de l'appareil utilisé ainsi que de la vitesse des relevés;

il est recommandé:

- que les recherches soient poursuivies afin de trouver une relation déterministe qui relierait entre elles les données des compteurs et dont le résultat (l'indice d'uni) serait soumis à un calibrage (par régression simple ou quadratique) pour obtenir l'IRI.
- qu'aux avenues de recherche exposées dans le rapport s'ajoutent:
 - la recherche d'alternatives à la méthode des moindres carrés pour l'estimation des paramètres de la régression multiple;
 - la possibilité d'incorporer les informations obtenues à 80 km/h pour obtenir des modèles à 50 et à 65 km/h;
 - la vérification du gain pouvant être ob-

tenu en convertissant les roulemètres en appareils de type MAYS;

- d'évaluer jusqu'à quel point, les données réelles de l'inventaire présentent des situations particulières (imputation du β_0 , situations évidentes d'extrapolation, etc.);
- quelque soit la nouvelle approche qui sera proposée, qu'un jugement soit porté quant aux bénéfices qu'elle pourrait apporter par rapport à l'effort à consentir pour faire la modification de tous les inventaires;
- qu'une discussion soit faite quant à la pertinence de fixer l'ordonnée à l'origine des modèles à une valeur de base commune.

La procédure de cueillette des données

Étant donné:

- qu'il a été démontré que plusieurs erreurs pouvaient survenir lors de la cueillette des données (localisation, procédure de validation insuffisante, etc.) et ainsi induire des différences inexplicables entre deux estimations de la même chaussée entre deux années;

il est recommandé:

- que soit mise sur pied une procédure de validation des données qui soit automatisée et instantanée;
- que soit mise sur pied une procédure de contrôle des appareils avant même qu'ils ne soient utilisés pour faire les relevés d'une journée (par exemple, utilisation d'un segment de route pour lequel l'IRI est connu et sur lequel le roulemètre doit être testé avant d'entreprendre une série de relevés);

Généralités

De façon générale, il est recommandé:

- que les données historiques de calibrage soient validées et corrigées au besoin, afin de permettre la constitution d'une base solide pour l'appréciation des qualités des modèles à être testés;

Échéance probable: fin février 1995

- que l'auteur poursuive les recherches quant à la modification des procédures d'estimation. Celles-ci devraient porter à la fois sur les données de calibrage et sur un échantillon de données d'inventaire (données réelles obtenues pour chacune des années sur quelques kilomètres de route);

Échéance probable: début avril 1995

- que les résultats de ces recherches soient publiés dans un rapport final. Celui-ci devrait présenter les résultats obtenus (qu'ils soient positifs ou non), la recommandation concernant la pertinence de modifier les données d'inventaire, ainsi que la décision quant à l'utilisation des données de chacune des années;

Échéance probable: mi-mai 1995

- qu'une réflexion soit effectuée sur les moyens à prendre pour s'assurer que les appareils sont toujours en état de calibrage au moment des cueillettes de données et que les moyens retenus soient mis en place dès l'été 1995;

Échéance probable: réflexion, mai 1995
réalisation: juin 1995

- qu'une réflexion soit effectuée sur la gestion des informations contenues dans le système SPI-5044. En particulier, de vérifier la possibilité de calculer, à partir de l'IRI d'été, de la date de sa mesure et des interventions effectuées, une estimation de l'IRI qui soit comparable pour tous les 100 m du système, indépendamment du moment de la cueillette. Cette estimation serait celle utilisée pour qualifier et suivre l'état du réseau d'année en année.

Échéance probable: à discuter

- qu'une expérience complète et bien planifiée soit menée au cours de l'été 1995 pour estimer l'ensemble des sources de variations associées aux estimations d'IRI (appareil, vitesse, opérateur, période de l'été, etc.);

Échéance probable:
planification, mai 1995
réalisation, juillet 1995
analyse et présentation des résultats,
septembre 1995. ■

RÉFÉRENCES

RÉFÉRENCES CITÉES DANS LE TEXTE

- AIPCR/PIARC, XVe Congrès Mondial de la Route, Rapport du Comité de la Glissance et de l'Uni, Mexico, 1975.
- AIPCR/PIARC, XVe Congrès Mondial de la Route, Rapport du Comité des Caractéristiques de Surface, et Rapport d'introduction du Séminaire sur l'influence des caractéristiques de surface des chaussées sur le coût d'usage des véhicules, Bruxelles, 1987.
- AMERICAN SOCIETY FOR TESTING AND MATERIALS, Standards Specifications for Trailers used for Measuring Vehicle Response to Road Roughness, working paper of Committee E 17 on traveled surface characteristics, Philadelphia, 1986.
- BROKAW, M.P., «Development of the PCA road meter: A Rapid Method for Measuring Slope Variance», dans Highway Research Report 189, 1967, pp. 137-149.
- CHARTRAND, Luc, «La mesure de l'uni des chaussées, techniques et instrumentation», Actes du congrès de l'Association Québécoise du Transport et des Routes, Valleyfield, 1994, Tome 1 pp. 148-168.
- FORTIN, Benjamin G., «Evaluation of the Car Road Meter by using the K-Coefficient» dans Pavement Evaluation Using Roadmeters, Highway Research Board Special Report 133, Washington, D.C., 1973.
- GAGNON, François, Indice de roulement international, calibration des roulemètres, année 1992: Rapport statistique, Ministère des Transports, 1992.
- GILLESPIE, T.D., M.W. Sayers, and L. Segel, «Calibration of Response-Type Road Roughness Measuring Systems», National Cooperative Highway Research Program Report 228, Transportation Research Board, Washington, D.C., 1980.
- KULAKOWSKI, Bohdan T., et al., Relative Influence of Accelerometer and Displacement Transducer Signals in Road Profilometry, Pennsylvania State University Transportation Institute, 1986.
- LEROUX, Diane, L'influence du choix des pistes de calibrage sur les estimations des paramètres des modèles d'uni, Ministère des Transports du Québec, à être publié en 1995(a).
- LEROUX, Diane, La fidélité et la précision des roulemètres: résultats de l'essai de 1994, Ministère des Transports du Québec, à être publié en 1995(b).
- NETER, John, W. Wasserman, Applied Linear Statistical Models, Richard D. Irwin inc. eds, Homewood Illinois, 1974.

OCDE/OECD, Caractéristiques de surface des revêtements routiers : leur interaction et leur optimisation, Département des recherches en matière de routes et de transports routiers de l'OCDE, Paris, 1984.

PATERSON, William D.O., «Accuracy of Calibrated Roughness Surveys» dans Measuring Road Roughness and its Effects on User Cost and Comfort Special Technical Report STP 884, American Society for Testing and Materials, Philadelphia, 1985, pp. 66-88.

PATERSON, William D.O., Road Deterioration and Maintenance Effects, John Hopkins University Press, Baltimore, 1987.

SAYERS, M.W., T.D. Gillespie, and W.D.O. Paterson, Guidelines for Conducting and Calibrating Road Roughness Measurements, Technical Paper 46, World Bank, Washington, D.C., 1986(a).

SAYERS, M., T.D. Gillespie, and C.A.V. Queiroz, The international Road Roughness Experiment : Establishing Correlation and a Calibration Standard for Measurements, Technical Paper 45, World Bank, Washington, D.C., 1986(b).

SAYERS, M.W., T.D. Gillespie and C.A.V. Queiroz, «The International Road Roughness Experiment : A Basis for Establishing a Standard Scale for Road Roughness Measurements» dans Transportation Research Record 1084, Transportation Research Board, Washington, D.C., 1986(c), pp. 76-85.

WAMBOLD, J.C., L.E. DeFrain, R.R. Hegmon, K. McGhee, J. Reichert, and E.B. Spangler, «State of the Art of Measurement and Analysis of Road Roughness» dans Transportation Research Record 836, Transportation Research Board, Washington, D.C., 1981, pp. 21-28.

WATUGALA, G.K., Simulation of Road Meters by Separate Analysis of Accelerometer and Height Sensor Data, ASTM symposium, Miami, 1983.

AUTRES RÉFÉRENCES PERTINENTES

- ARGUE, G.A., R. Culley, J. Normand, B. Phang, R. Shields, E.B. Wilkins, «Evaluation of the Car Road Meter», Proceedings Road and Transportation Association of Canada, 1971, pp. 302-314.
- ASNANI, Sanjay, Khaled Ksaibati, and Turki I. Al-Suleiman, «Consistency of Roughness and Rut Depth Measurement Collected with 11 South Dakota Road Profilers» dans Transportation Research Record 1410, Transportation Research Board, Washington, D.C., 1993, pp. 41-51.
- AMERICAN SOCIETY FOR TESTING AND MATERIALS, Standard Definitions of Terms Relating to travelled Surface Characteristics, ASTM Standard E867 - 82A, Philadelphia, 1982.
- BERTRAND, Carl B., «Automated Versus Manual Profilograph Correlation» dans Transportation Research Record 1410, Transportation Research Board, Washington, D.C., 1993, pp. 67-79.
- BURNS, John C., «Roughness and Roadway Safety» dans Transportation Research Record 836, Transportation Research Board, Washington, D.C., 1981, pp. 8-14.
- CHARTRAND, Luc, «L'uni des chaussées et la gestion routière», Rapport sur le projet : 4220-88-CZ01, Ministère des Transports, Québec, volume 1, 1991.
- GILLESPIE, T.D., M. Sayers, «Role of Road Roughness in Vehicle Ride» dans Transportation Research Record 836, Transportation Research Board, Washington, D.C., 1981, pp. 15-20.
- HADLEY, William O., Harvey Roper, «Comparative Testing of Strategic Highway Research Program Profilometers» dans Transportation Research Record 1311, Transportation Research Board, Washington, D.C., 1991, pp. 15-25.
- HUDSON, W.R., «Road Roughness : Its Elements and Measurement» dans Transportation Research Record 836, Transportation Research Board, Washington, D.C., 1981, pp. 1-7.
- HUDSON, W.R., D. Halback, J.P. Zaniewski, and L. Moser, «Root-Mean-Square Vertical Acceleration as a Summary Roughness Statistic» dans Measuring Road Roughness and its Effects on User Cost and Comfort, Special Technical Report STP 884, American Society for Testing and Materials, Philadelphia, 1985, pp. 3-24.
- KULAKOWSKI, Bohdan T., Chunming Lin, «Effect of Design Parameters on Performance of Road Profilographs» dans Transportation Research Record 1311, Transportation Research Board, Washington, D.C., 1991, pp. 9-14.
- LÉGER, P., «L'uni des revêtements routiers» dans le Bulletin de liaison des LPC n° 49, Paris, 1970.
- LU, Jian, Carl Bertrand, and W.R. Hudson, «Speed Effect Analysis and Canceling Model of a Response-Type Road Roughness Measuring System» dans Transportation Research Record 1260, Transportation Research Board, Washington, D.C., 1990, pp. 125-134.

MINISTÈRE DES TRANSPORTS, Précision des roulemètres, profils de variation détaillée, Québec, 1990.

PATERSON, William D.O., «International Roughness Index : Relationship to Other Measures of Roughness and Riding Quality» dans Transportation Research Record 1084, Transportation Research Board, Washington, D.C., 1986, pp. 49-59.

PATERSON, William D.O., and T. Watanatada, «Relationships between Vehicle Speed, Ride Quality and Road Roughness» dans Measuring Road Roughness and Its Effects on User Cost and Comfort, ASTM STP 884, American Society for Testing and Materials, Philadelphia, 1985, pp. 89-110.

SAYERS, M., «Profil of Roughness», dans Transportation Research Record 1260, Transportation Research Board, Washington, D.C., 1990, pp. 106-111.

SAYERS, M., and T.D. Gillespie, «Overview of Road Meter Operation in Measuring Pavement Roughness, with Suggested Improvements», dans Transportation Research Record 836, Transportation Research Board, Washington, D.C., 1981, pp. 29-35.

SAYERS, M., and T.D. Gillespie, «Better Method for Measuring Pavement Roughness with Road Meters», dans Transportation Research Record 836, Transportation Research Board, Washington, D.C., 1981, pp. 35-41.

SPANGLER, Elson B., Rolands L. Rizenbergs, James L. Burchett, and Donald C. Robinson, «Use of the Inertial Profilometer to Calibrate Kentucky Department of Highways Mays Ride Meter Systems»

dans Transportation Research Record 1196, Transportation Research Board, Washington, D.C., 1988, pp. 286-293.

UDDIN, Waheed, W. Ronald Hudson, and Gary Elkins, «Surface-Smoothness Evaluation and Specifications for Flexible Pavements», Surface Characteristics of Roadways : International Research and Technologies, ASTM STP 1031, W. E. Meyer and J. Reichert, Eds., American Society for Testing and Materials, Philadelphia, 1990, pp. 224-236.

WAMBOLD, J.C., «Road Roughness Effects on Vehicle Dynamics» dans report ASTM STP 884, Philadelphia, 1985. ■



ANNEXE 1

**MODÈLES OBTENUS POUR CHAQUE APPAREIL, À CHAQUE
VITESSE, ENTRE 1990 ET 1994**

Résultats des calibrages (modèles utilisés) de 1990-1994

Année	Appareil	Vitesse	b ₀	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅	b ₆	b ₇	b ₈
1990	1	50	1,230	0,009	0,016	0,013	0,011	0,060	-0,110	0,113	-0,132
		65	1,158	0,004	0,043	-0,050	0,076	-0,081	0,082	-0,005	0,055
	6	50	0,736	0,015	0,015	0,024	-0,020	-0,048	0,132	-0,059	0,034
		65	0,570	0,017	0,023	0,016	-0,040	-0,009	0,065	-0,015	0,026
	8	50	1,058	0,011	0,023	-0,007	0,009	0,026	-0,010	0,087	-0,108
		65	0,746	0,014	0,004	0,045	-0,053	0,057	-0,040	0,004	0,086
	9	50	0,964	0,020	0,024	-0,017	0,065	-0,075	0,040	0,033	-0,074
		65	0,698	0,024	0,017	-0,021	0,029	0,040	0,024	-0,046	-0,003
1991	1	50	0,798	0,008	0,019	-0,022	0,028	0,017	0,014	-0,126	0,123
		65	0,891	0,004	0,015	0,007	-0,015	0,013	-0,005	0,057	0,002
	2	50	0,888	0,020	-0,013	-0,040	0,122	-0,069	0,182	-0,330	0,109
		65	0,815	0,017	-0,007	-0,148	0,042	0,054	-0,127	0,023	0,088
	6	50	1,301	0,000	0,021	0,005	-0,100	-0,015	0,043	0,023	-0,003
		65	1,793	-0,008	0,025	-0,010	0,018	-0,018	0,026	-0,018	0,059
	8	50	0,580	0,018	0,016	-0,022	0,064	-0,045	-0,039	-0,138	0,599
		65	0,646	0,012	0,015	0,019	-0,032	0,004	0,093	-0,095	0,039
	9	50	1,170	0,007	0,029	-0,048	0,064	-0,008	0,086	-0,131	-0,059
		65	1,303	0,001	0,028	-0,017	0,002	-0,016	0,081	0,033	-0,080
1992	1	50	1,051	0,031	-0,012	-0,025	0,071	-0,026	-0,029	0,069	0,005
		65	0,798	0,012	0,020	0,018	-0,023	0,001	-0,006	0,011	0,092
	2	50	1,147	0,021	0,012	-0,033	0,009	0,057	0,032	-0,101	0,081
		65	0,191	0,033	-0,021	0,027	0,022	-0,031	0,007	-0,012	0,104
	5	50	0,851	0,020	-0,013	0,037	-0,052	-0,008	0,123	-0,151	0,154
		65	0,902	0,002	0,038	-0,051	0,095	-0,079	0,000	-0,100	0,230
	8	50	0,819	0,035	0,005	-0,036	0,097	-0,112	0,063	-0,005	0,051
		65	0,638	0,043	-0,024	0,021	0,009	-0,050	0,104	-0,025	0,052
	9	50	1,459	0,038	-0,013	0,023	-0,042	0,089	-0,045	-0,016	0,071
		65	0,949	0,049	-0,032	0,021	0,011	-0,005	0,032	0,010	0,039
1993	1	50	1,302	0,030	-0,005	-0,009	0,033	0,075	-0,084	-0,039	0,018
		65	0,889	0,037	-0,025	0,037	0,010	-0,034	0,043	-0,031	-0,001
	6	50	1,233	0,039	-0,003	0,058	-0,033	-0,051	0,053	-0,108	0,185
		65	1,009	0,040	-0,013	0,052	0,025	-0,029	-0,017	0,099	-0,164
	7	50	1,243	0,046	-0,037	0,046	0,015	0,044	-0,055	-0,014	0,304
		65	1,008	0,041	-0,014	0,040	-0,009	0,053	-0,078	-0,084	0,012
	8	50	1,189	0,031	-0,009	0,042	0,019	-0,105	0,193	-0,054	-0,206
		65	0,963	0,032	-0,007	0,050	0,003	-0,028	-0,111	0,118	0,088
	9	50	1,280	0,034	-0,021	0,029	0,048	0,005	-0,020	-0,007	0,074
		65	1,123	0,021	0,019	-0,010	0,030	0,033	-0,087	0,057	-0,026

Résultats des calibrages (modèles utilisés) de 1990 à 1994 (suite)

Année	Appareil	Vitesse	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	b_6	b_7	b_8
1994	1	50	1,404	0,015	0,014	-0,027	0,003	0,092	-0,047	0,139	0,424
		65	1,337	0,009	0,014	0,012	-0,030	0,015	0,044	0,083	0,100
		80	1,186	0,009	0,011	0,003	-0,004	0,012	-0,004	0,037	0,031
	4	50	1,250	0,028	-0,005	0,026	-0,100	0,138	0,171	-0,665	0,000
		65	1,014	0,030	-0,001	-0,017	0,051	0,028	-0,101	0,162	0,000
		80	0,806	0,028	-0,003	0,029	-0,051	0,059	0,011	-0,338	0,000
	5	50	1,234	0,022	0,012	0,021	-0,027	0,144	0,190	0,000	0,000
		65	1,153	0,021	0,011	0,010	0,016	-0,024	-0,012	-0,103	0,000
		80	0,874	0,028	-0,005	0,021	0,001	0,083	-0,031	0,009	0,000
	6	50	1,479	0,045	-0,009	0,024	-0,039	0,047	0,032	-0,169	0,000
		65	1,359	0,043	-0,006	0,016	-0,006	-0,097	0,063	0,179	0,403
		80	1,115	0,043	0,001	-0,007	-0,032	0,090	-0,097	0,138	-0,183
	8	50	1,053	0,023	0,004	-0,001	0,050	-0,074	0,067	-0,025	0,000
		65	1,076	0,017	0,012	0,023	-0,035	0,076	-0,143	-0,384	0,000
		80	0,813	0,019	0,013	0,007	-0,024	0,078	0,044	-0,165	0,066
	9	50	1,349	0,024	-0,014	0,045	-0,025	-0,001	0,269	0,000	0,000
		65	1,354	0,015	0,016	-0,008	0,030	-0,035	0,149	-0,102	0,000
		80	1,270	0,008	0,026	0,000	0,008	-0,036	-0,007	0,459	-0,758



ANNEXE 2

**COEFFICIENT DE DÉTERMINATION R^2 DE CHAQUE MODÈLE
OBTENU ENTRE 1990 ET 1994**

R ² des modèles de 1990 à 1994						
APPAREIL	Vitesse	1990	1991	1992	1993	1994
1	50	0.992				
	65	0.987				
6	50	0.988	0.948			
	65	0.991	0.966			
8	50	0.993	0.970	0.970	0.981	0.968
	65	0.990	0.967	0.983	0.986	0.990
	80					0.987
9	50	0.993	0.969	0.971		
	65	0.991	0.971	0.985		
1	50		0.961	0.972	0.970	0.967
	65		0.978	0.968	0.990	0.989
	80					0.991
2	50		0.936	0.980		
	65		0.945	0.970		
5	50			0.936		
	65			0.957		
6	50				0.967	0.978
	65				0.976	0.989
	80					0.991
7	50				0.988	
	65				0.981	
9	50				0.979	
	65				0.981	
4	50					0.954
	65					0.974
	80					0.978
5	50					0.982
	65					0.989
	80					0.991
9	50					0.981
	65					0.964
	80					0.984
Sommaires	Minimum	0.987	0.936	0.936	0.967	0.954
	Moyenne	0.991	0.961	0.969	0.980	0.980
	Maximum	0.993	0.978	0.985	0.990	0.991



ANNEXE 3

STATISTIQUES DESCRIPTIVES CONCERNANT L'ÉTUDE DE FIDÉLITÉ DE 1994

VITESSE=50

			PISTE														
			00001	00005	00006	00007	00010	00011	00012	00018	00023	00024	00025	00026	00027	00028	00029
APPAREIL																	
1	Valeur prédite pour IRI94	MOYENNE	1.42	3.21	4.11	2.47	4.09	5.16	4.89	5.00	1.61	4.45	2.00	5.01	1.80	5.24	4.83
		É.-TYPE	0.01	0.16	0.21	0.06	0.22	0.23	0.27	0.22	0.02	0.51	0.09	0.24	0.03	0.42	0.18
		CV	0.48	4.83	5.05	2.30	5.33	4.52	5.52	4.31	1.15	11.41	4.32	4.69	1.81	8.03	3.69
4	Valeur prédite pour IRI94	MOYENNE	1.45	2.92	3.92	2.41	.	5.21	4.91	4.41	1.69	3.25	2.25	3.65	1.96	5.39	.
		É.-TYPE	0.07	0.33	0.26	0.27	.	0.17	0.21	0.16	0.11	0.16	0.07	0.58	0.07	0.06	.
		CV	4.80	11.46	6.57	11.04	.	3.20	4.35	3.55	6.36	4.91	3.07	15.83	3.68	1.15	.
5	Valeur prédite pour IRI94	MOYENNE	1.29	3.32	4.11	2.69	.	4.96	5.55	5.02	1.66	.	1.95	3.96	1.85	5.07	4.41
		É.-TYPE	0.02	0.08	0.38	0.14	.	0.15	0.09	0.19	0.04	.	0.07	0.15	0.05	0.09	0.15
		CV	1.93	2.55	9.14	5.22	.	2.97	1.65	3.87	2.47	.	3.70	3.73	2.86	1.83	3.35
6	Valeur prédite pour IRI94	MOYENNE	1.51	3.36	3.83	2.55	.	4.99	5.46	5.01	1.83	3.53	1.89	3.53	1.58	4.96	4.43
		É.-TYPE	0.04	0.14	0.27	0.07	.	0.13	0.22	0.25	0.09	0.19	0.09	0.27	0.06	0.09	0.19
		CV	2.48	4.04	7.05	2.75	.	2.51	4.03	4.92	4.99	5.53	4.84	7.58	3.70	1.86	4.20
8	Valeur prédite pour IRI94	MOYENNE	1.32	3.07	4.59	2.48	.	5.06	4.89	4.81	.	.	2.25	3.81	1.87	5.34	4.87
		É.-TYPE	0.04	0.11	0.18	0.07	.	0.15	0.15	0.20	.	.	0.19	0.19	0.04	0.07	0.32
		CV	2.71	3.55	3.83	2.86	.	2.92	3.08	4.17	.	.	8.38	4.90	2.19	1.38	6.58
9	Valeur prédite pour IRI94	MOYENNE	1.48	3.16	3.83	2.81	.	5.19	5.81	5.06	1.72	4.54	2.36	4.36	1.84	5.04	.
		É.-TYPE	0.04	0.08	0.10	0.06	.	0.15	0.38	0.21	0.04	0.13	0.10	0.14	0.04	0.17	.
		CV	2.72	2.56	2.54	2.19	.	2.89	6.47	4.14	2.28	2.97	4.03	3.31	2.38	3.35	.

VITESSE=65

			PISTE														
			00001	00005	00006	00007	00010	00011	00012	00018	00023	00024	00025	00026	00027	00028	00029
APPAREIL																	
1	Valeur prédite pour IRI94	MOYENNE	1.42	3.06	3.99	2.51	4.03	5.49	5.54	5.70	1.86	3.72	1.94	3.92	1.88	5.45	4.61
		É.-TYPE	0.01	0.07	0.17	0.07	0.09	0.43	0.08	0.12	0.05	0.06	0.05	0.30	0.02	0.18	0.11
		CV	0.59	2.16	4.16	2.78	2.32	7.81	1.47	2.12	2.84	1.58	2.72	7.78	0.95	3.26	2.39
4	Valeur prédite pour IRI94	MOYENNE	1.35	2.92	3.55	2.44	.	5.35	5.71	4.68	1.65	3.56	2.05	3.92	1.94	5.28	.
		É.-TYPE	0.06	0.08	0.19	0.03	.	0.17	0.10	0.12	0.10	0.23	0.09	0.15	0.10	0.17	.
		CV	4.80	2.59	5.46	1.36	.	3.23	1.76	2.49	5.80	6.52	4.40	3.72	5.26	3.24	.
5	Valeur prédite pour IRI94	MOYENNE	1.32	3.08	4.13	2.63	.	5.29	5.29	4.98	1.64	.	1.88	3.47	1.93	5.42	4.57
		É.-TYPE	0.03	0.07	0.08	0.05	.	0.07	0.09	0.21	0.06	.	0.07	0.02	0.05	0.06	0.08
		CV	2.26	2.33	2.02	1.89	.	1.24	1.74	4.30	3.62	.	3.77	0.70	2.42	1.16	1.65
6	Valeur prédite pour IRI94	MOYENNE	1.45	3.20	4.23	2.44	.	5.23	5.45	5.16	1.78	3.58	1.90	4.18	1.58	5.07	4.85
		É.-TYPE	0.04	0.20	0.21	0.07	.	0.08	0.15	0.19	0.10	0.26	0.11	0.15	0.05	0.19	0.08
		CV	2.47	6.10	5.05	2.82	.	1.59	2.67	3.70	5.79	7.13	5.76	3.55	2.97	3.72	1.74
8	Valeur prédite pour IRI94	MOYENNE	1.38	2.96	4.30	2.47	.	5.19	4.10	5.22	.	.	2.03	2.82	1.99	5.30	4.85
		É.-TYPE	0.03	0.08	0.15	0.08	.	0.29	0.16	0.13	.	.	0.05	0.46	0.02	0.14	0.13
		CV	1.98	2.68	3.42	3.32	.	5.57	3.86	2.40	.	.	2.44	16.17	1.26	2.65	2.60
9	Valeur prédite pour IRI94	MOYENNE	1.51	3.02	3.99	2.33	.	5.18	5.66	5.17	2.00	3.55	2.39	3.55	1.91	5.15	.
		É.-TYPE	0.02	0.05	0.16	0.07	.	0.17	0.27	0.16	0.02	0.19	0.03	0.17	0.04	0.09	.
		CV	1.60	1.64	3.89	3.09	.	3.24	4.81	3.08	0.91	5.40	1.21	4.86	1.91	1.73	.

----- VITESSE=80 -----

			PISTE														
			00001	00005	00006	00007	00010	00011	00012	00018	00023	00024	00025	00026	00027	00028	00029
1	Valeur prédite pour IRI94	MOYENNE	1.40	3.02	4.56	2.69	3.91	5.31	5.31	5.37	1.99	3.56	2.16	3.88	2.05	4.92	4.84
		É.-TYPE	0.04	0.11	0.10	0.17	0.17	0.22	0.06	0.11	0.04	0.07	0.03	0.14	0.06	0.05	0.05
		CV	2.59	3.57	2.13	6.23	4.39	4.09	1.09	2.08	1.87	2.07	1.59	3.48	3.13	1.02	0.98
4	Valeur prédite pour IRI94	MOYENNE	1.34	3.11	3.84	2.25	.	6.01	6.39	4.21	2.59	3.79	2.13	4.40	2.03	5.13	.
		É.-TYPE	0.10	0.19	0.22	0.06	.	0.32	0.22	0.14	0.11	0.19	0.07	0.23	0.10	0.13	.
		CV	7.14	6.13	5.82	2.71	.	5.28	3.41	3.42	4.35	5.06	3.10	5.17	4.87	2.47	.
5	Valeur prédite pour IRI94	MOYENNE	1.43	3.36	4.40	3.11	.	5.36	5.99	5.56	1.81	.	1.93	3.88	2.01	5.27	4.69
		É.-TYPE	0.05	0.08	0.18	0.10	.	0.10	0.15	0.10	0.09	.	0.07	0.10	0.06	0.17	0.15
		CV	3.40	2.45	4.17	3.28	.	1.84	2.58	1.85	4.85	.	3.53	2.69	3.11	3.28	3.11
6	Valeur prédite pour IRI94	MOYENNE	1.32	3.47	4.36	2.76	.	5.15	5.66	4.93	1.88	3.30	1.77	3.63	1.79	5.12	4.57
		É.-TYPE	0.05	0.09	0.24	0.19	.	0.15	0.29	0.18	0.11	0.24	0.12	0.22	0.04	0.29	0.24
		CV	3.56	2.56	5.60	6.72	.	2.91	5.13	3.56	6.07	7.27	6.76	6.14	2.00	5.67	5.25
8	Valeur prédite pour IRI94	MOYENNE	1.43	2.99	4.44	2.72	.	5.21	5.70	5.13	.	.	2.29	4.07	2.02	5.17	4.84
		É.-TYPE	0.03	0.23	0.21	0.10	.	0.18	0.26	0.35	.	.	0.12	0.12	0.06	0.15	0.40
		CV	1.98	7.65	4.71	3.60	.	3.45	4.55	6.88	.	.	5.04	2.98	2.99	2.92	8.27
9	Valeur prédite pour IRI94	MOYENNE	1.44	2.95	4.42	2.50	.	5.02	4.54	5.69	1.71	2.55	2.28	3.30	1.89	5.48	.
		É.-TYPE	0.02	0.25	0.26	0.24	.	0.25	0.34	0.41	0.05	0.50	0.03	0.44	0.05	0.20	.
		CV	1.09	8.59	5.94	9.55	.	4.89	7.49	7.28	3.01	19.61	1.46	13.26	2.51	3.58	.

MINISTÈRE DES TRANSPORTS



QTR A 067 960