

2m11.2595.11

Université de Montréal

Fiabilité des mesures dynamométriques des
muscles de la ceinture scapulaire

par

Marie-Thérèse Laramée

École de réadaptation

Faculté de médecine

Mémoire présenté à la Faculté des études supérieures
en vue de l'obtention du grade de
Maître ès sciences (M.Sc.)
en sciences biomédicales

Août, 1997

© Marie-Thérèse Laramée, 1997



11 2976-11118

W
4
U58
1998
V.018

Université de Montréal

Faculté des sciences dynamométriques des
muscles de la ceinture scapulaire

par
Jean-Jacques Lussier
École de rééducation
Faculté de médecine

Mémoire présenté à la Faculté des études supérieures
en vue de l'obtention du grade de
Maîtrise en sciences (M.Sc.)
en sciences biomédicales

juin 1998



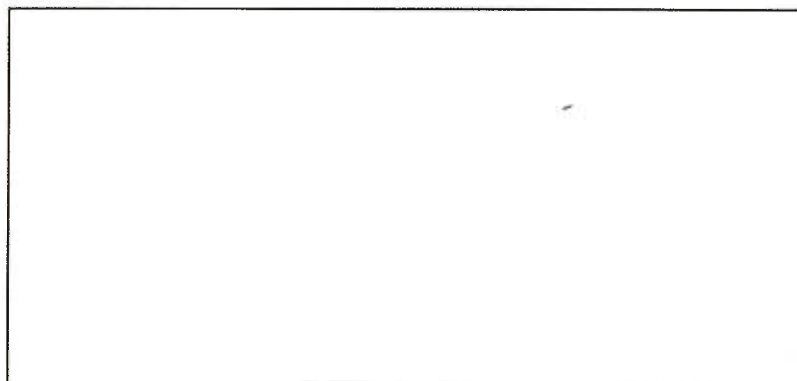
Le directeur de la Faculté de médecine, 1998

Université de Montréal
Faculté des études supérieures

Ce mémoire intitulé :
Fiabilité des mesures dynamométriques
des muscles de la ceinture scapulaire.

présenté par :
Marie-Thérèse Laramée

a été évalué par un jury composé des personnes suivantes :



Mémoire accepté le : 19. 12. 1997

SOMMAIRE

L'évaluation de la force musculaire a fait l'objet de nombreuses études sans toutefois qu'aucune, à notre connaissance, n'ait décrit une méthode d'évaluation objective des muscles de la ceinture scapulaire. L'objectif de la présente étude est d'estimer la fiabilité des mesures de force des muscles de la ceinture scapulaire. La force statique des mouvements d'élévation, de dépression, de protraction et de rétraction de dix hommes et de dix femmes a été mesurée avec un dynamomètre Biodex. Trois répétitions ont été exécutées pour chaque mouvement lors des deux occasions séparées par un intervalle de deux semaines. La théorie de la généralisabilité a servi de cadre de référence pour estimer la fiabilité. Parmi les coefficients de fiabilité présentés dans cette théorie, l'indice de *dépendabilité* a été retenu. Il correspond au coefficient de corrélation intra-classe classique rapporté dans les études dynamométriques. À partir des estimations des composantes de variance, il est également possible d'obtenir des statistiques descriptives telles que l'erreur type de la mesure, les intervalles de confiance calculés à partir de l'erreur type de la mesure et les plus petites différences décelables entre deux mesures. Ces statistiques permettent d'apprécier la fiabilité en terme d'unités de mesure utilisées expérimentalement (N.m). La présence de valeurs extrêmes pouvant affecter les résultats des analyses a été vérifiée avec les statistiques de Grubbs. Après exclusion des valeurs extrêmes, les résultats sur l'ensemble des sujets (hommes et femmes)

démontrent une bonne fiabilité des mesures avec des indices de *dépendabilité* supérieurs à 0,78. Les indices calculés séparément pour les groupes d'hommes et de femmes sont moins élevés. Ceci s'explique par une diminution de la variance inter-sujets dans ces sous-échantillons. De façon générale, les sujets ont démontré un comportement constant d'une répétition à l'autre tel qu'indiqué par les faibles composantes de variance dues aux répétitions. Les résultats montrent également l'absence de changements systématiques d'une occasion à l'autre, sauf pour le mouvement d'élévation pour le sous-échantillon des femmes. Pour ce mouvement, les valeurs de la deuxième occasion étaient systématiquement plus élevées que celles de la première occasion. La variance attribuable à l'interaction sujets-occasion était, quant à elle, la deuxième plus grande source de variance indiquant que certains sujets enregistraient des valeurs plus élevées lors de la première occasion alors que d'autres les enregistraient lors de la deuxième occasion. Les statistiques descriptives (l'erreur type de la mesure, les intervalles de confiance et les plus petites différences décelables entre deux mesures) montrent que les hommes ont enregistré des valeurs absolues plus élevées que les femmes. Ceci est attribuable à une plus grande variabilité absolue entre les répétitions et les occasions pour les hommes. La méthode proposée indique qu'il est possible de tester de façon fiable la force statique du mouvement d'élévation. Pour les autres mouvements, des études futures devraient améliorer la stabilisation du sujet et vérifier si la fiabilité peut ainsi être augmentée.

TABLE DES MATIÈRES

SOMMAIRE.....	iii
LISTE DES TABLEAUX.....	vii
LISTE DES FIGURES.....	viii
LISTE DES SIGLES ET ABRÉVIATIONS.....	ix
REMERCIEMENTS.....	x
DÉDICACE.....	xi
CHAPITRE 1 DÉFINITION DU PROBLÈME DE RECHERCHE.....	1-1
1.1 Introduction.....	1-1
1.2 Méthodes d'évaluation de la force musculaire.....	1-3
1.2.1 Bilan musculaire.....	1-3
1.2.2 Dynamométrie instrumentée.....	1-5
1.3 Tests préliminaires.....	1-6
1.4 Objectif et hypothèses de l'étude.....	1-7
CHAPITRE 2 RECENSION DES ÉCRITS.....	2-1
2.1 Définition de la force musculaire.....	2-1
2.1.1 Aspect morphologique.....	2-2
2.1.2 Aspect physiologique.....	2-5
2.1.3 Aspects biomécaniques.....	2-17
2.2 Mesure de la force par dynamométrie instrumentée.....	2-23
2.2.1 Mesure de la force en mode statique.....	2-24
2.2.2 Facteurs méthodologiques influençant la fiabilité d'une mesure de force.....	2-27
2.2.3 Description des études portant sur la mesure de force des muscles de la ceinture scapulaire.....	2-36

2.3	Approches statistiques utilisées dans l'évaluation de la fiabilité.....	2-37
2.3.1	Description des différentes approches statistiques.....	2-39
	CHAPITRE 3 ARTICLE.....	3-2
	Introduction.....	3-2
	Methods.....	3-4
	Results.....	3-12
	Discussion.....	3-21
	Conclusion	3-26
	CHAPITRE 4 DISCUSSION ET CONCLUSION.....	4-1
4.1	Analyse de la fiabilité des mesures dynamométriques.....	4-2
4.1.1.	Rôle de la variance inter-répétitions.....	4-2
4.1.2.	Rôle de la variance inter-occasions.....	4-4
4.1.3	Fiabilité des mesures de force des sous-échantillons des hommes et des femmes.....	4-5
4.2	Fiabilité des valeurs de force exprimées en Newtons (N).....	4-7
4.3	Limites de l'étude et recherches futures.....	4-8
	INDEX ANALYTIQUE.....	xii
	RÉFÉRENCES	xiv
ANNEXE A :	Formulaire de consentement.....	A-1
ANNEXE B :	Formulaire d'évaluation clinique de la force des muscles de la ceinture scapulaire.....	B-1
ANNEXE C:	Résultats des tests.....	C-1
ANNEXE D:	Exemple numérique sur cinq sujets.....	D-1

LISTE DES TABLEAUX

TABLE 1	Characteristics of the subjects.	3-5
TABLE 2	Data of test, retest and combined test+retest maximal static contractions (3 repetitions) of 4 shoulder girdle movements.	3-13
TABLE 3	Results of the G-study analysis of variance.	3-15
TABLE 4	D-study summary .	3-17

LISTE DES FIGURES

FIGURE 2.1	Structure hiérarchique du muscle.	2-3
FIGURE 2.2	Représentation de la surface de section transversale physiologique.	2-3
FIGURE 2.3	Courbe force-longueur.	2-6
FIGURE 2.4	Relation force-vélocité.	2-8
FIGURE 2.5	Relation force-temps.	2-10
FIGURE 2.6A	Courbes force-vélocité avec stimulation électrique surimposée.	2-14
FIGURE 2.6B	Courbes force-vélocité avec stimulation électrique surimposée adaptées de la figure 2.6A.	2-14
FIGURE 2.7	Force musculaire et bras de levier musculaire.	2-18
FIGURE 2.8	Variation de bras de levier en fonction de l'angle articulaire.	2-19
FIGURE 2.9	Changement de bras de levier externe.	2-20
FIGURE 2.10	Courbes force-angle.	2-21
FIGURE 2.11	Co-contraction musculaire.	2-22
FIGURE 2.12	Coefficients de fiabilité test-retest pour quatre différents tests de préhension.	2-33
FIGURE 2.13	Représentation graphique de 3 courbes de régression linéaire.	2-42
FIGURE 1	Subject installation and stabilization for the movement of elevation.	3-7
FIGURE 2	Scatterplots of mean values for the four movements.	3-14

LISTE DES SIGLES ET ABRÉVIATIONS

ANOVA	Analyse de variance
B.M. (M.M.T.)*	Bilan musculaire (manual muscle testing)
C.C.I. (I.C.C.)*	Coefficient de corrélation intra-classe (intra-class coefficient)
E.T.M. (S.E.M.)*	Erreur type de mesure (standard error of measure) = $\hat{\sigma}(\Delta)$
H.H.D.	Hand-held dynamometer
N	Newton
N.m	Newton-mètre
P.L.M. (S.C.I.)*	Personne ayant une lésion médullaire (spinal cord injury)
s	sujet (subject)*
o	occasion (occasion)*
r	répétition (repetition)*
$\hat{\sigma}^2(\Delta)$	Composante de variance attribuable à l'erreur absolue
Φ	Indice de <i>dépendabilité</i>
Σ	Somme de

* Le terme correspondant en anglais est inscrit et décrit entre parenthèses.

REMERCIEMENTS

J'aimerais d'abord remercier Denis Gravel Ph.D., directeur de ce projet de maîtrise, pour une supervision témoignant d'un souci constant d'excellence et de rigueur scientifique. Sa grande générosité, autant au niveau du partage de ses connaissances que de son temps, a fait de ce projet une expérience des plus enrichissantes.

J'aimerais également remercier Luc Noreau, Ph.D., co-directeur de ce projet, pour le partage incessant de ses connaissances et de son expertise appréciée dans le domaine à l'étude. Ses compétences ont empreint ses recommandations de façon juste et indispensable.

J'aimerais remercier les physiothérapeutes de l'Institut de réadaptation de Montréal pour leur participation fort appréciée à ce projet. J'aimerais également remercier Mme Sylvie Nadeau pour son support, son aide et le partage de ses connaissances et Mme Christine Kaegi pour sa précieuse collaboration.

Finalement, je voudrais remercier le Réseau québécois de recherche en adaptation-réadaptation pour son soutien financier.

*À Stéphane,
pour son inconditionnel soutien, sa compréhension sans borne et
ses encouragements. Merci !*

*Au tout petit, avec qui j'aurai partagé les dernières
semaines de rédaction.*

*À mes parents,
pour leur présence, leurs encouragements et
leur inépuisable soutien.*

CHAPITRE 1

DÉFINITION DU PROBLÈME DE RECHERCHE

1.1 INTRODUCTION

Suite à une lésion médullaire, les capacités liées aux activités motrices sont parmi les plus perturbées. Une des caractéristiques principales des incapacités résultantes est l'altération de la performance motrice causée par des déficits de la force musculaire sous le niveau de la lésion (Decker et Hall, 1986, p. 326; Somers, 1992, p. 25). Le déficit de force musculaire s'explique essentiellement par une perte de conduction des influx nerveux au niveau de la moelle épinière. Subséquemment, il y aura une dégénérescence des motoneurones et une atrophie de dénervation de fibres musculaires innervées par ces motoneurones. Finalement, le non-usage des muscles entraînera une atrophie (Gordon et Mao, 1994)

L'action des muscles de la ceinture scapulaire est prépondérante dans la réalisation des activités fonctionnelles des personnes ayant une lésion médullaire (PLM) (Somers, 1992, p. 89). Dans une étude récente sur des personnes ayant une paraplégie, Perry et al. (1996) ont observé des activités électromyographiques de ces muscles lors du transfert du fauteuil roulant au matelas. Par exemple, la partie inférieure du serratus antérieur contribuait à stabiliser l'articulation scapulo-

thoracique pour assister au déplacement du corps latéralement. Pour une personne ayant une lésion cervicale, certains muscles de la ceinture scapulaire deviennent indispensables puisqu'ils peuvent être les seuls à conserver une innervation complète. Ainsi, chez une personne ayant une lésion complète au niveau de la quatrième vertèbre cervicale (C4), le trapèze est un muscle déterminant pour contrôler les mouvements de la tête et du cou, contrôle nécessaire à la propulsion d'un fauteuil électrique (McClay, 1983 ; Mizukami et al., 1995). Par ailleurs, les muscles de la ceinture scapulaire ont un rôle de première importance dans les mouvements intrinsèques de l'épaule car ils assurent les déplacements de l'omoplate sur le thorax. Par exemple, pour accomplir l'abduction de l'épaule, une action combinée du trapèze et du serratus antérieur est nécessaire pour stabiliser et faire une rotation de l'omoplate (Inman et al., 1944 ; Cailliet, 1981, p. 33).

La mesure de la force des muscles de la ceinture scapulaire est conséquemment un élément important de l'évaluation de la fonction musculaire des PLM. Cette modalité d'évaluation permet d'établir le niveau de la force des différents groupes musculaires, de planifier des modalités d'interventions et de quantifier les changements de force suite aux interventions (Frese et al., 1987; Effgen et Brown, 1992).

La présente étude s'inscrit dans une programmation de recherche visant à mieux quantifier les capacités musculaires des PLM. Spécifiquement, une méthodologie a été développée pour évaluer la force des muscles de la ceinture scapulaire. La

fiabilité des mesures dynamométriques de ces groupes musculaires a été estimée par une approche de type test-retest. Les mesures de force étaient de type statique considérant que l'amplitude des mouvements de la ceinture scapulaire est très faible. À notre connaissance, aucune étude n'a examiné la fiabilité des mesures de force des différents groupes musculaires de la ceinture scapulaire. Cette première étape avec des personnes dont l'intégrité de la musculature de la ceinture scapulaire est intacte, s'avère nécessaire avant de procéder à des études avec des personnes ayant une atteinte à la moelle épinière.

1.2 MÉTHODES D'ÉVALUATION DE LA FORCE MUSCULAIRE

Le bilan musculaire et la dynamométrie instrumentée sont des méthodes d'évaluation de la force utilisées en milieu clinique. Ces méthodes seront maintenant décrites.

1.2.1 Bilan musculaire

Le bilan musculaire (BM) est une méthode d'évaluation de la force basée sur la perception de l'expérimentateur à l'égard d'une force générée par un muscle spécifique ou un groupe de muscle. Les résultats sont rapportés sur une échelle de cotation ordinaire. Initialement développé au début du siècle par Lovett et Martin (1916), le BM demeure largement utilisé en réadaptation (Daniels et Worthingham,

1980, p. 2; Frese et al., 1987; Byl et al., 1988; Lynch, 1990, pp. 25-27). Par exemple, l'American Spinal Injury Association (ASIA) applique cette méthode pour déterminer le niveau lésionnel moteur des PLM (Ditunno et al., 1994). Les cliniciens travaillant avec les PLM évaluent généralement la force musculaire avec cette méthode simple qui ne nécessite pas d'instrumentation particulière.

Plusieurs auteurs (Beasley, 1956; Griffin et al., 1986; Schwartz et al., 1992; Herbison et al., 1996) ont décrit les limites de cette méthode. Les cotes « bonne » et « normale » du BM sont basées sur la perception du clinicien quant à la force développée par le sujet ce qui réduit considérablement la sensibilité de cette méthode (Beasley, 1956; Wadsworth et al., 1987). Il est fréquent qu'une cote « normale » soit attribuée à des muscles n'ayant pas une force normale selon des normes obtenues par dynamométrie (Beasley, 1961; Koller et Kase, 1986; Griffin et al., 1986). Par ailleurs, Beasley (1961) a démontré qu'il était possible d'attribuer deux cotes différentes pour des valeurs similaires de force obtenue par dynamométrie. Deux études récentes chez les PLM ont également démontré que les mesures prises avec le BM ne détectaient pas des changements de force qui l'étaient par dynamométrie instrumentée (Schwartz et al., 1992 ; Herbison et al., 1996).

1.2.2 Dynamométrie instrumentée

Pour répondre aux besoins cliniques et aux impératifs de la recherche en réadaptation, il est essentiel de quantifier la force musculaire de façon plus objective. Une mesure objective doit être indépendante du jugement de l'expérimentateur (Bohannon, 1989) et faire appel à des appareils de précision.

La dynamométrie instrumentée apparaît être une approche valable pour obtenir une mesure objective de la force. Elle fait référence à l'usage d'instruments précis pour évaluer la force statique ou dynamique générée par différents groupes musculaires. Jusqu'à maintenant, la complexité d'utilisation et le coût élevé de ces instruments ont limité l'application de la dynamométrie instrumentée en clinique. Toutefois, les récents développements de la dynamométrie manuelle (hand-held dynamometry) ont facilité l'usage d'instruments dans la mesure de la force statique.

La force statique peut s'évaluer par dynamométrie manuelle ou par dynamométrie fixe. Dans le premier cas, le dynamomètre est intercalé entre la main de l'expérimentateur et le segment à tester. L'expérimentateur oppose une résistance à l'effort maximal du sujet laquelle est enregistrée par le dynamomètre. Diverses études ont montré que la force mesurée par cette méthode est dépendante de la force de l'expérimentateur (Byl et al., 1988; Wikholm et Bohannon, 1991; Wadsworth et al., 1992), de l'expérience de ce dernier (Van der Ploeg et al., 1984 ; Van der Ploeg et al., 1991) et des techniques d'évaluation choisies telles les positions de l'expérimentateur, du sujet et du dynamomètre (Byl et al., 1988 ;

Wadsworth et al., 1987).

La dynamométrie fixe consiste généralement à stabiliser le sujet dans un système mécanique rigide qui ne permet aucun mouvement. Cette stabilisation du sujet et des segments testés assure le transfert complet des forces musculaires sur le dynamomètre et prévient l'utilisation de compensations musculaires (Smidt et Rogers, 1982 ; Bohannon, 1987a). Une force plus élevée est généralement enregistrée avec une stabilisation accrue (Mendler, 1967; Bohannon, 1987a). De plus, la dynamométrie fixe permet un placement précis de l'instrument par rapport au segment testé.

1.3 TESTS PRÉLIMINAIRES

Considérant la facilité d'utilisation de la dynamométrie manuelle, cette approche a été envisagée dans le cadre de la présente étude. Des tests préliminaires avec des sujets sains ont été effectués pour vérifier s'il était possible d'utiliser cette méthode pour l'évaluation des muscles de la ceinture scapulaire. Les positions de l'élévation, protraction et de rétraction ont été adaptées de celles décrites par Smidt (1984, pp. 68-70). Toutefois, afin d'éliminer l'influence de la gravité, les mouvements statiques d'élévation, de dépression, de protraction et de rétraction ont été testés en position assise ou en décubitus dorsal (Wiles et Karni, 1983; Bohannon, 1990a; Bohannon, 1990c, p. 77). La mesure était faite à des positions où les muscles agonistes avaient leur plus grande longueur.

Malgré de nombreuses modifications dans la position du sujet et dans le placement du dynamomètre, il s'est avéré difficile d'utiliser cette approche dans la mesure des muscles de la ceinture scapulaire. Les principales difficultés rencontrées avaient trait à la stabilisation du sujet et à l'incapacité de résister efficacement aux forces générées par le sujet. La présente étude utilisera donc la dynamométrie fixe comme méthode de mesure de la force musculaire.

1.4 OBJECTIF ET HYPOTHÈSES DE L'ÉTUDE

L'objectif principal de la présente étude est d'examiner la fiabilité de la dynamométrie instrumentée dans l'évaluation de la force des muscles de la ceinture scapulaire. Les mouvements d'élévation, de dépression, de protraction et de rétraction seront évalués par une approche test-retest comprenant trois répétitions à chaque occasion de test.

L'hypothèse principale de cette étude est que la dynamométrie fixe est une méthode démontrant une bonne fiabilité (Indice de *dépendabilité* > 0,80) pour l'évaluation des différents groupes musculaires de la ceinture scapulaire de sujets sans incapacité. Cette hypothèse est basée sur les prémisses suivantes:

- 1) La dynamométrie instrumentée permet une mesure de la force musculaire objective qui ne dépend pas du jugement de l'expérimentateur.

- 2) Il est possible de tester les muscles dans les positions précises qui sont reproductibles d'une occasion à l'autre.
- 3) Il est possible de résister à l'effort du sujet par le montage utilisé en dynamométrie fixe.
- 4) La stabilisation du sujet et des segments est adéquate.
- 5) Le sujet fournit un effort maximal similaire d'une répétition à l'autre et d'une occasion à l'autre.
- 6) La force musculaire mesurée à l'occasion retest n'est pas influencée par un effet d'apprentissage ou d'entraînement attribuable à l'occasion initiale.

CHAPITRE 2

RECENSION DES ÉCRITS

Ce chapitre débutera par une définition de la force musculaire maximale. La recension des écrits abordera ensuite la mesure de la force par dynamométrie instrumentée. Le chapitre se terminera par une description des différentes approches statistiques utilisées dans l'évaluation de la fiabilité.

2.1 DÉFINITION DE LA FORCE MUSCULAIRE.

La force musculaire est définie comme la capacité d'un muscle ou d'un groupe musculaire à développer une tension maximale lors d'un effort volontaire (Osternig et al., 1977; Knapik et al., 1983; Bohannon, 1987a). La faiblesse musculaire est conséquemment l'incapacité partielle ou totale du muscle à générer cette tension (Smidt et Rogers, 1982). Cette définition sommaire doit être précisée car la capacité du muscle à générer une tension maximale dépend de plusieurs facteurs. Tout d'abord, la morphologie musculaire détermine a priori la grandeur des forces générées. Deuxièmement, la physiologie intervient tant au niveau du muscle lui-même que du système nerveux. Enfin, la biomécanique externe et interne affectant directement l'intensité des forces générées sur l'environnement sera considérée.

2.1.1 Aspect morphologique

Les muscles sont composés d'une multitude de fibres dont la grosseur, la longueur et la disposition sont étroitement liées aux capacités du muscle en terme de force et de raccourcissement (figure 2.1). La grosseur de la fibre, définie par la surface de sa section transversale, détermine l'intensité de la tension produite par celle-ci. La longueur de la fibre est fonction du nombre de sarcomères placés en série. Puisque chaque sarcomère a la possibilité de se raccourcir d'une longueur donnée (ex: $1\mu\text{m}$), le raccourcissement total de la fibre est égal à la somme des distances de raccourcissement de chaque sarcomère (Lieber, 1992, pp. 16-23). Par extension, la vitesse maximale de raccourcissement est aussi dépendante du nombre de sarcomères.

Les études sur l'architecture musculaire ont montré que la disposition des fibres influence aussi les capacités du muscle (Lieber, 1992, p. 33). Ainsi, pour un même volume musculaire, les muscles penniformes ont un nombre plus élevé de fibres que les muscles fusiformes, mais celles-ci sont plus courtes dans les premiers que dans les derniers. Conséquemment, les muscles penniformes génèrent de plus grande force puisque la section transversale, dite physiologique, est plus importante. La section transversale physiologique représente la somme des surfaces transversales de toutes les fibres du muscle. À l'opposé, les muscles fusiformes ou à fibres parallèles sont capables d'un raccourcissement plus grand puisque les fibres sont plus longues (Lieber, 1992, pp. 37-43). La figure 2.2 illustre deux types de disposition de fibres.

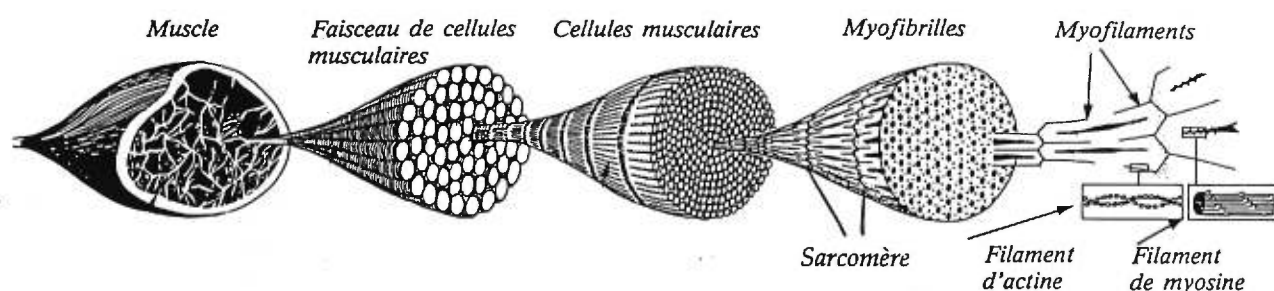


Figure 2.1 Structure hiérarchique du muscle. Longitudinalement, l'unité structurale de l'ensemble des myofibrilles d'une fibre musculaire est le sarcomère. Chaque sarcomère est composé de filaments d'actine entrelacés aux filaments de myosine (Adapté de Wirhed, 1985, p. 13).

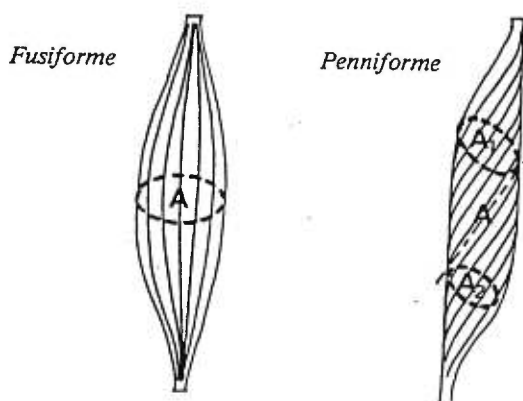


Figure 2.2 Représentation de surface de section transversale physiologique. Muscle fusiforme avec des fibres plus longues et une surface de section transversale physiologique (A) plus petite. Muscle penniforme avec fibres plus courtes et une surface de section transversale physiologique plus grande ($A_1 + A_2$). (Tiré de Wirhed, 1985, p. 14).

Ce sont les paramètres morphologiques qui expliquent en grande partie les différences de force entre les hommes et les femmes. La force moyenne des femmes se situe à 63,5% celle des hommes, avec un écart allant de 35 à 86% selon les groupes musculaires (Laubach, 1976). Les différences de dimensions corporelles telles la présence d'une masse musculaire plus élevée chez l'homme, ont été suggérées pour expliquer cette variation de force (Astrand et Rodahl, 1977, pp. 122-123). Cette hypothèse a été partiellement vérifiée par Hoffman et al. (1979) qui ont montré que la différence de force dans les groupes musculaires des membres inférieurs est petite si la force est exprimée en fonction des dimensions corporelles des sujets. Cependant, au niveau des membres supérieurs, il subsiste des différences de force entre les hommes et les femmes même lorsque la masse maigre et la taille des sujets sont gardées constantes (Hoffman et al., 1979). Toutefois, Ikai et Fukunaga (1968) ont démontré au niveau des fléchisseurs du coude que les différences de force entre les hommes et les femmes sont éliminées lorsque la force est mesurée par unité de surface physiologique.

Outre la disposition des fibres, les propriétés métaboliques des fibres ont un rôle dans le développement de la force. Les fibres sont communément divisées en deux catégories selon ces propriétés : les fibres à contraction lente ayant un métabolisme oxydatif (Type I) et les fibres à contraction rapide (Type II) dont le métabolisme est davantage glycolytique (Green, 1986, pp.66-67). Les fibres de type II sont elles-mêmes subdivisées en trois types de fibres selon divers critères histo-chimiques (Green, 1986, p. 67). Malgré les difficultés d'ordre technique à isoler les

fibres musculaires, il apparaît, selon certains auteurs (Young, 1984; Grindrod et al., 1987), que les muscles composés de fibres à prédominance rapides sont capables de développer une force de contraction plus élevée par unité de surface que les muscles qui ont une prédominance de fibres lentes (Lieber, 1992, p. 94; Smidt, 1984, p. 3).

2.1.2 Aspect physiologique

i. Système musculaire

La force maximale produite par le muscle lui-même est dépendante de la longueur des fibres musculaires, des types de contractions, de la vélocité de raccourcissement ou d'allongement du muscle et du temps de contraction. Cette section décrira l'influence de ces diverses variables.

- Relation force-longueur

Les travaux originaux de Blix, décrits par Lieber et Bodine-Fowler (1993) ont démontré que la tension active mesurée lors d'une contraction musculaire statique varie en fonction de la longueur initiale des fibres musculaires. La tension active représente la tension générée par les éléments contractiles et exclut la tension passive des tissus conjonctifs entourant le muscle.

La relation entre la tension active et la longueur d'une fibre isolée suit une courbe en forme de cloche et s'explique par l'interaction des filaments d'actine et de myosine au niveau du sarcomère (voir figure 2.3, courbe A). Lorsque la fibre

musculaire est dans une position allongée, l'étirement des sarcomères réduit le croisement des filaments et diminue proportionnellement la tension développée. À l'inverse, si le croisement est tel que les filaments se chevauchent, il y a interférence provoquant une diminution de la tension développée. La tension la plus élevée est développée à une longueur intermédiaire appelée la longueur optimale lorsqu'un nombre maximal de ponts d'actine-myosine sont en contact (Astrand et Rodahl, 1977, pp. 101-102; Cabri, 1991; Lieber, 1992, pp. 54-58).

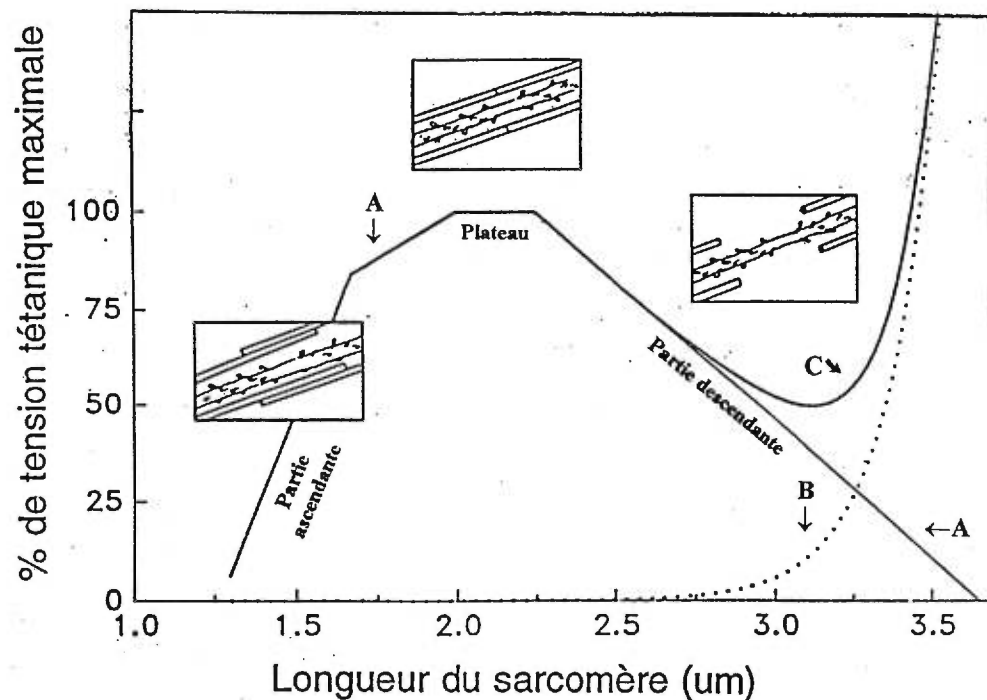


Figure 2.3 Courbe A: courbe force-longueur active illustrant l'interaction des filaments d'actine et de myosine selon la longueur du sarcomère. Courbe B: tension passive d'un muscle non stimulé. Courbe C: tension totale résultant de l'addition des forces actives et passives. (Tiré de Lieber, 1992, p.55).

La courbe A de la figure 2.3 représente la tension active générée lorsque le muscle se contracte à diverses longueurs. La courbe B illustre la contribution des éléments passifs lorsque le muscle est étiré à des longueurs dépassant la longueur optimale du muscle. À ce moment, la tension passive augmente considérablement et contribue à faire augmenter la tension totale représentée par la courbe C.

- Types de contractions musculaires

Une contraction musculaire peut être statique ou dynamique. La contraction est statique (isométrique) lorsque les deux extrémités du muscle sont fixes et qu'aucun mouvement apparent n'est produit (Astrand et Rodahl, 1977, p.98). Lorsque la longueur du muscle varie, la contraction devient dynamique. La contraction est dite concentrique lorsque le muscle se raccourcit. Inversement, si le muscle s'allonge, la contraction est qualifiée d'excentrique (Astrand et Rodahl, 1977, p. 98). Chez l'animal, la force musculaire est plus faible lors d'une contraction dynamique concentrique que lors d'une contraction statique. La force statique est plus faible que la force développée lors d'une contraction excentrique. Chez l'humain, des différences sont toutefois notées lorsque comparées au modèle animal. Ces différences seront décrites à la section *Inhibitions d'origine physiologique* (pages 2-11 à 2-15).

-Relation force-vélocité

La tension générée par un muscle varie selon la vitesse de raccourcissement. C'est la relation force-vélocité classique introduite par Hill représentée dans la partie droite de la figure 2.4 (Cabri, 1991). Lors du raccourcissement du muscle, la tension maximale qui est générée diminue rapidement quand la vitesse de raccourcissement augmente. Lors de l'allongement du muscle, la tension s'accroît en fonction de la vitesse d'allongement, mais plafonne rapidement à des valeurs se situant à environ 1,4 à 1,8 fois la force statique maximale (Lieber, 1992, pp. 59-62).

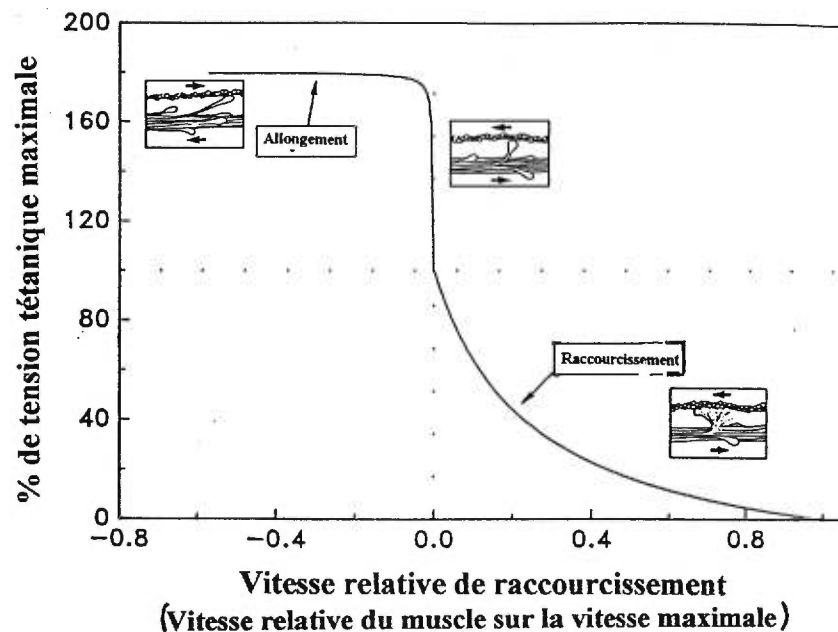


Figure 2.4 Relation force-vélocité démontrant l'interaction des filaments d'actine et de myosine selon la vitesse de raccourcissement ou d'allongement. (Tiré de Lieber, 1992, p. 60).

-Relation force-temps

La force maximale volontaire n'est pas atteinte instantanément mais varie en fonction du temps. Lors d'une contraction statique maximale chez l'homme, il faut environ 0,5 seconde pour atteindre 90% de la force maximale (Gravel et al., 1988). Dans certaines situations, l'obtention du sommet de force peut parfois nécessiter plus de cinq secondes de contraction (Caldwell et al., 1974). En présence de fatigue musculaire, une augmentation du temps d'atteinte de la force maximale a été notée (Royce, 1962). Une variation du temps d'atteinte de la force maximale est également rapportée par Morris et al. (1983) en fonction des groupes musculaires (voir figure 2.5). La présence des composantes élastiques-séries que le muscle étire avant de produire la force externe peut expliquer pourquoi certains muscles prennent plus de temps à atteindre une tension maximale (Morris et al., 1983). La composition musculaire peut également expliquer cette différence (Morris et al. 1983) étant donné que la proportion de fibres de type I et II peut être différente selon les groupes musculaires (Monster et al., 1978). Le temps d'atteinte de la tension maximale sera plus court pour les fibres de type II (Lieber, 1992, pp. 76-78). Au niveau de la partie contractile, la vitesse maximale de contraction est directement proportionnelle à l'activité de la myosine ATPase. Cette activité est plus importante pour les fibres de type II que celle de type I.

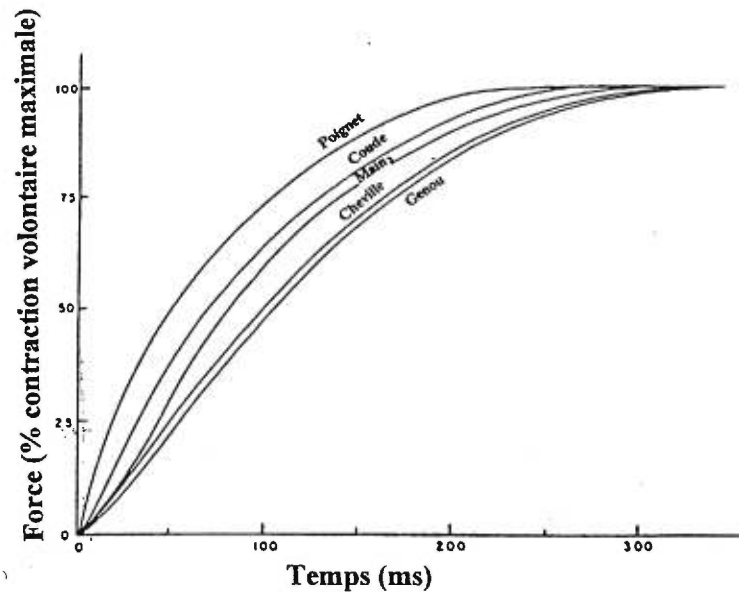


Figure 2.5 Relation force-temps démontrant la croissance de la force maximale en fonction du temps pour différentes articulations. (Tiré de Morris et al., 1983).

ii. Système nerveux

La force générée lors d'une contraction musculaire est fonction de deux mécanismes soit le recrutement des unités motrices et l'augmentation de la fréquence de décharge des unités recrutées (Buchthal et Schmalbruch, 1980). Le recrutement des unités motrices est réalisé de façon séquentielle en fonction de l'augmentation de la tension. Les unités ayant le seuil d'activation le plus bas sont composées de fibres musculaires de type I et sont recrutées dans un premier temps suivies par celles à seuil plus élevé. Ces unités à seuil élevé innervent des fibres musculaires de type II (Lieber, 1992, p. 95). Cet ordre de recrutement a été introduit par Henneman et est connu sous le nom de « size principle ». (Lieber, 1992, p. 95).

La tension musculaire s'accroît également en fonction de la fréquence de décharge des unités motrices recrutées puisqu'elles passent d'un mode de contraction en secousse à un mode de contraction en téτανisation (Lieber, 1992, pp. 52-53). La tension maximale d'un muscle sera atteinte lorsque toutes les unités motrices seront recrutées à une fréquence de décharge qui induit une contraction en téτανisation maximale (Bélangier et McComas, 1981). Selon Green (1986, p.71), la force maximale ne serait véritablement atteinte qu'en présence d'une synchronisation entre les unités motrices. Comme les unités motrices de type II ont un haut seuil de recrutement, elles sont les plus difficiles à activer et des fréquences de décharge très élevées sont requises pour atteindre la force maximale (Green, 1986, p. 71). Grimby et Hannerz (1977) rapportent d'ailleurs que leurs fréquences de décharge sont intermittentes.

L'impossibilité d'activer toutes les unités motrices du muscle lors d'un effort volontaire a été mise en évidence par plusieurs auteurs (Ikai et Steinhaus, 1961; Bélangier et McComas, 1981; Dudley et al., 1990; Westing et al., 1990). Il existe donc des mécanismes d'inhibitions qui limitent la capacité du muscle à générer une tension maximale lors d'un effort "maximal". Trois types d'inhibitions ont été rapportés soient celles d'origine physiologique, psychologique et pathologique.

- Inhibitions d'origine physiologique

L'absence d'une activation complète des unités motrices a été mise en évidence par l'utilisation de la stimulation électrique surimposée à un effort volontaire. Une

augmentation de la tension est notée avec la surimposition d'une stimulation électrique lorsque les unités motrices n'ont pas toutes été recrutées ou lorsqu'elles ont des décharges inférieures aux fréquences de téτανisation maximale (Bélanger et McComas, 1981). Les unités motrices qui sont activées partiellement pendant la contraction volontaire répondent par une secousse après la stimulation du nerf approprié. Bélanger et McComas (1981) ont démontré, sur la moitié des sujets de leur étude, la présence d'une telle secousse lors de l'administration d'un choc interpolé à la contraction statique maximale des fléchisseurs plantaires de la cheville. Pour les muscles fléchisseurs dorsaux, il y avait activation complète des unités motrices lors de la contraction volontaire. Edwards et al. (1975) avaient également démontré qu'une stimulation téτανique et une contraction volontaire du quadriceps produisait des tensions similaires sur un petit échantillon de sujets. Bélanger et McComas (1981) suggèrent qu'une différence au niveau de l'organisation synaptique des motoneurones peut expliquer cette dissemblance entre les fléchisseurs plantaires et dorsaux.

Westing et al. (1990) ont également montré que la surimposition d'une stimulation électrique à un effort maximal d'extension du genou résulte en une augmentation des moments enregistrés, plus particulièrement notable lors d'une contraction de type excentrique. Les courbes force-vélocité (raccourcissement-allongement) obtenues avec l'usage de la stimulation se rapprochent de celles du muscle isolé (Dudley et al., 1990; Westing et al., 1990) (voir figure 2.6A). Westing et al. (1991) suggèrent que les mécanismes d'inhibition sont présents pour protéger

le système musculo-squelettique contre les lésions. Cette inhibition impliquerait les organes tendineux de Golgi dont les décharges afférentes sont connues pour inhiber les motoneurones. Puisque les organes tendineux sont sensibles à la tension musculaire, une augmentation de celle-ci résulterait en un accroissement de l'inhibition qui limiterait le développement de la tension (Westing et al., 1990). Les unités motrices inhibées par ce mécanisme seraient celles qui sont activées par la stimulation électrique. La figure 2.6B permet d'illustrer l'importance de l'inhibition en fonction des types de contraction et des vitesses de mouvement. Ces courbes sont celles de la figure 2.6A, normalisées aux valeurs mesurées lors de la contraction concentrique à 360 °/s. À cette vitesse, les inhibitions sont faibles car la force maximale volontaire est égale à celle obtenue par la superposition de la stimulation électrique. Les tensions sont alors exprimées sous forme de pourcentage de cette tension d'origine. Ces modifications permettent de démontrer que malgré l'apparence similaire des trois courbes, la présence d'inhibitions est notable au test concentrique en basse vitesse angulaire et au test excentrique lors d'une contraction maximale volontaire.

L'existence de mécanismes d'inhibition d'ordre physiologique est également démontrée par la diminution de force lors d'un effort bilatéral de muscles homologues lorsque comparée à la somme des forces unilatérales des muscles correspondants. Plusieurs auteurs (Ohtsuki, 1981; Ohtsuki, 1983; Vandervoort et al., 1984; Schantz et al., 1989; Howard et Enoka, 1991) ont rapporté que la force diminuait au niveau des membres supérieurs et inférieurs, lors d'efforts statique et

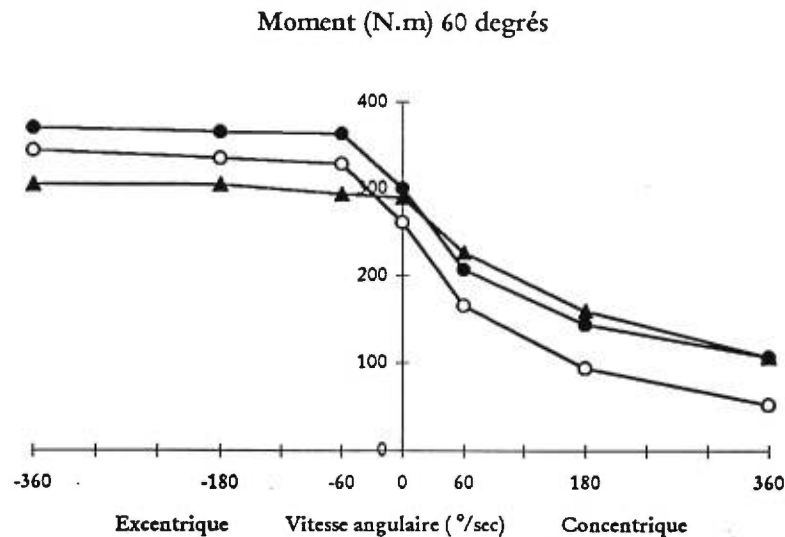


Figure 2.6A Courbes force-vélocité de tests excentriques, isométriques et concentriques pour l'extenseur du genou avec stimulation électrique surimposée à la contraction volontaire (cercles noirs), avec stimulation électrique (cercles blancs), et contraction maximale volontaire (triangles). (Modifié de Westing et al., 1990)

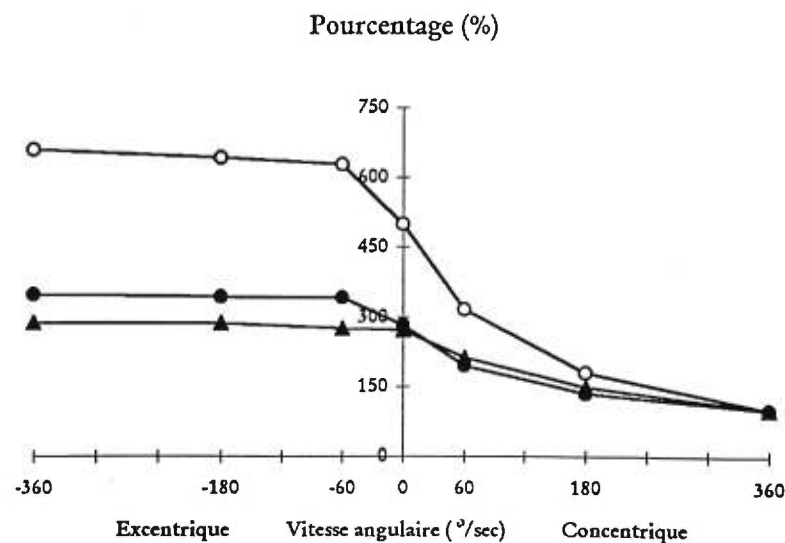


Figure 2.6B Courbes force-vélocité adaptées de la figure 2.6a. Normalisation des données de l'échelle de moment (N.m) sous forme de pourcentage où le point de référence (100%) est celui du test concentrique à la vitesse angulaire de 360 °/sec. Les symboles ont la même signification que ceux de la figure 2.6A. (Adapté de Westing et al., 1990).

dynamique et lorsque la position du sujet est systématiquement changée. Secher et al. (1988) ont démontré que l'entraînement ou de se familiariser avec le mouvement bilatéral permet d'augmenter la force bilatérale. L'origine neurale de ce phénomène est généralement admise (Vandervoort et al., 1984; Howard et Enoka, 1991) puisque les auteurs à l'exception de Schantz et al. (1989) ont mesuré des baisses d'activité électromyographique lors d'efforts bilatéraux par comparaison aux efforts unilatéraux. Certains auteurs (Secher et al., 1978; Vandervoort et al., 1984) ont suggéré qu'une restriction du recrutement selon le type de fibres (lentes ou rapides) pouvait expliquer ce phénomène sans toutefois arriver à un consensus.

- Inhibitions d'origine psychologique

La génération d'une force maximale implique un effort maximal volontaire. À ce niveau, un manque de motivation ou des craintes vis-à-vis de la réalisation d'un effort maximal peuvent s'avérer des limites à la production d'un tel effort. Ikai et Steinhaus (1961), lors d'une étude sur les inhibitions d'origine psychologique, ont montré que les tensions les plus élevées étaient enregistrées lorsque le sujet était sous hypnose. Les suggestions sous hypnose qui concernaient l'absence de douleur lors de l'effort et la capacité de forcer « comme jamais auparavant » ont eu pour effet d'augmenter les forces développées par rapport à celles mesurées dans les conditions pré-hypnotiques.

Le rôle de la motivation des sujets a aussi été démontré par les études où des mécanismes de rétroaction sont présents. Ainsi, des augmentations de force sont

notées lorsque les sujets sont motivés par la rétroaction des résultats de leurs tests soit sous forme verbale (Johnson et Nelson, 1967), visuelle (Velsher, 1977 ; Baltzopoulos et al., 1991), verbale et visuelle (Peacock et al., 1981). De même, des situations fictives de compétition (Johnson et Nelson, 1967) peuvent produire des augmentations de force. Une hausse d'environ 10% des moments des extenseurs du genou a été observée lorsque les sujets étaient encouragés verbalement par l'expérimentateur et pouvaient visualiser les résultats sur l'écran d'un dynamomètre (Peacock et al., 1981). Toutefois, pour les sujets très motivés, les effets de la rétroaction visuelle ou sonore sont difficilement observables (Weiss-Lambrou et Dutil, 1986).

- Inhibitions d'origine pathologique

L'information provenant des récepteurs nociceptifs, cutanés ou articulaires suite à une lésion ou une inflammation peut créer une inhibition des muscles agonistes (Westing et al., 1991). Par exemple, il a été démontré qu'une effusion du genou détermine des inhibitions des motoneurones alpha innervant le quadriceps (Spencer et al., 1984). Par ailleurs, la diminution de la force subséquente à l'immobilisation d'un segment ne s'explique pas seulement par la diminution de la masse musculaire, mais aussi par des baisses de la commande neurale (Duchateau et Hainaut, 1987).

2.1.3. Aspects biomécaniques

Les aspects morphologique et physiologique décrits précédemment ont fait état des aspects intrinsèques du système neuro-musculaire dans la génération de la force maximale. La présente section précisera les aspects biomécaniques impliqués dans la mesure de force. Elle débutera par une analyse de la mécanique articulaire, suivie d'une description des concepts de force et de moment externe. Finalement, une mention explicative du moment musculaire net sera présentée.

i. Mécanique articulaire

La tension générée par un muscle est mécaniquement transmise par les tendons à leurs insertions osseuses, créant un mouvement autour de l'axe de l'articulation. (Sapega, 1990; Lieber et Bodine-Fowler, 1993). Cet effet de rotation qui est créé autour de l'axe s'appelle le moment de force. Le moment est le produit de la force par la distance perpendiculaire entre la direction de la force et l'axe de rotation (Lieber, 1992, p. 116). Dans le cas de l'abduction de la hanche, le moment musculaire est égal au produit de la force musculaire T_m par le bras de levier musculaire d_m décrit à la figure 2.7. La longueur du bras de levier est fonction du lieu de l'insertion osseuse du tendon, de l'angle de traction du muscle ainsi que du déplacement de l'axe de rotation durant le mouvement (Lieber, 1992, pp. 121-122). Considérant la définition du moment de force, une augmentation du bras de levier causée par un changement au niveau de l'angle de l'articulation résultera en une augmentation du moment musculaire si la force musculaire demeure constante

(figure 2.8). De même, si la force musculaire maximale change à cause du mouvement de l'articulation, ceci entraînera une modification du moment musculaire. Ainsi, quand la force musculaire diminue à cause des changements de longueur ou de vitesse de raccourcissement du muscle, le moment musculaire s'en trouve automatiquement diminué.

ii. Force et moment externes

Sous les conditions d'équilibre, le moment musculaire est égal au moment externe. Ils ont la même valeur mais de polarités inverses. Le moment externe se définit comme le produit de la force externe mesurée par un dynamomètre et de la longueur du bras de levier du dynamomètre.

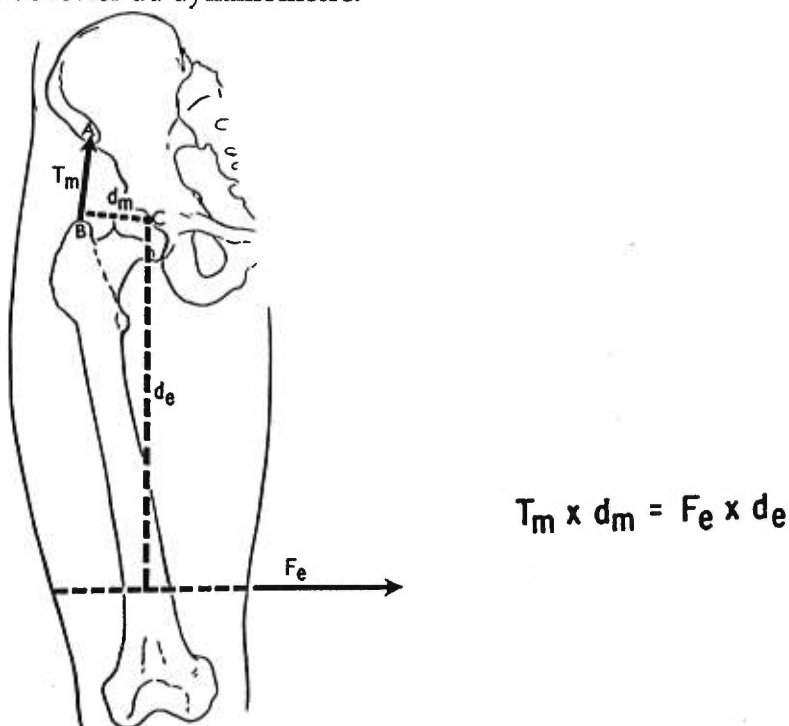


Figure 2.7 Force musculaire et bras de levier musculaire. Diagramme de la hanche droite. A. Épine iliaque antéro-supérieure; B. Grand trochanter; C. Centre de rotation de la tête fémorale; d_m = bras de levier musculaire des muscles abducteurs; T_m = ligne d'action des muscles abducteurs; d_e = bras de levier externe; F_e = Force externe. Tiré de Olson et al., 1972.

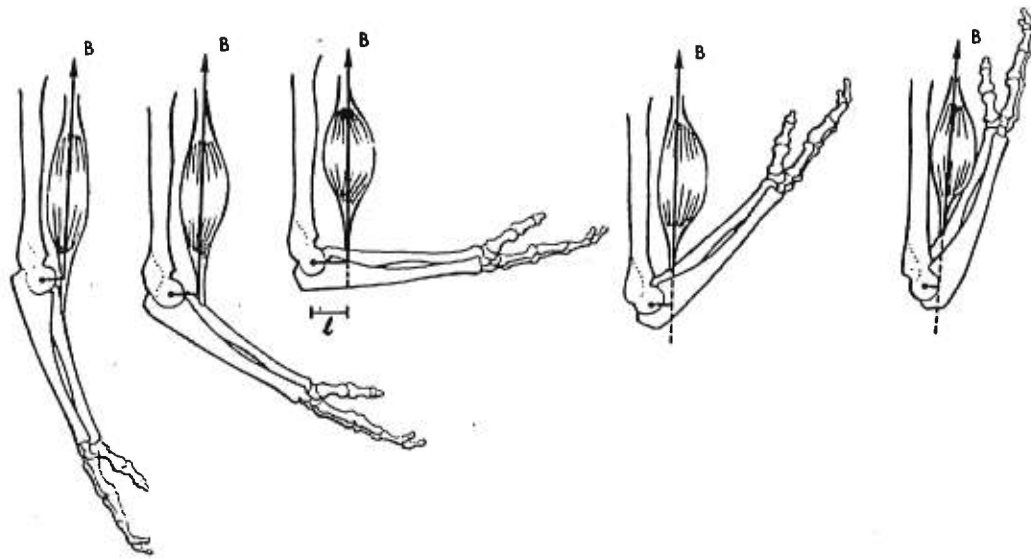


Figure 2.8 Variation de bras de levier musculaire en fonction de l'angle articulaire de la flexion du coude (l = distance perpendiculaire de l'axe de rotation du coude au tendon). Tiré de Le Veau, 1992, p. 117.

L'équation suivante décrit les rapports entre les moments en condition d'équilibre.

$$\text{Moment musculaire} = \text{Moment externe}$$

$$\text{Force musculaire} \times \text{bras de levier musculaire} = \text{Force externe} \times \text{bras de levier externe}$$

Selon cette équation, la force externe mesurée est égale au produit de la force musculaire interne et de la longueur du bras de levier musculaire divisé par la longueur du bras de levier du dynamomètre. Trois facteurs peuvent conséquemment faire varier la force externe mesurée soit la force musculaire, la longueur du bras de levier musculaire et la longueur du bras de levier externe

(Gravel, 1993). Le rôle du bras de levier musculaire et de la force musculaire a été décrit précédemment. En ce qui concerne le bras de levier externe, une augmentation de sa longueur résultera en une force externe plus petite pour un même moment musculaire (figure 2.9).

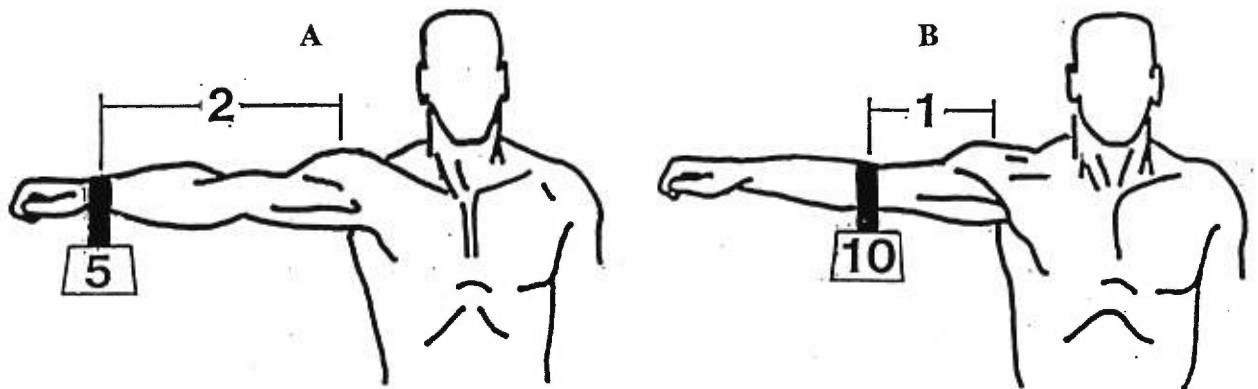


Figure 2.9 Changement de bras de levier externe. Pour un même moment musculaire, un bras de levier externe plus long résultera en une force externe plus petite ($A < B$).

Lors des mesures de force maximale à des différents angles, les forces externes générées seront donc dépendantes des changements concomitants des leviers internes, des leviers externes et de la force interne qui se produisent au niveau du muscle. La figure 2.10 montre les courbes force-angle des fléchisseurs de l'épaule et du coude. La majorité des courbes force-angle décrites ont un sommet de force dans les amplitudes musculaires externes quand les muscles sont à leur grande longueur. La figure 2.10 illustre ceci pour la flexion de l'épaule alors que la force (lbs) la plus élevée est enregistrée lorsque l'épaule est à -30° soit en position longue. Ceci démontre probablement l'influence prépondérante de la relation force-

longueur décrite précédemment (Williams et Stutzman, 1959). Cependant, certains groupes musculaires tels les fléchisseurs du coude (figure 2.10) font exception à cette règle, leurs forces au sommet étant plutôt en position intermédiaire (Clarke et Bailey, 1950; Williams and Stutzman, 1959). Il est probable que ceci résulte du fait que les leviers des fléchisseurs du coude sont à leur plus grande longueur lorsque le coude a un angle de 90° (Brunnstrom, 1962, pp. 21-22). Le moment musculaire est ainsi augmenté à cet angle.

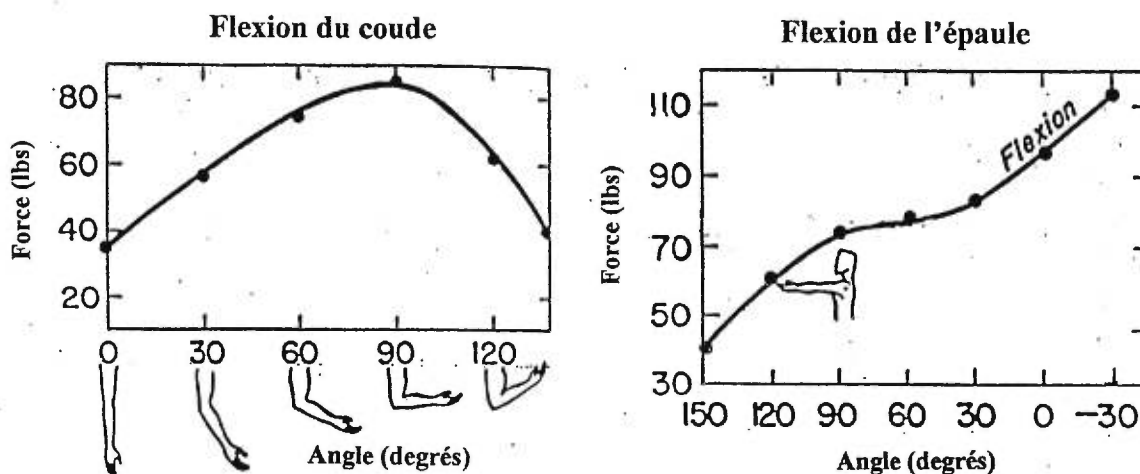


Figure 2.10 Courbes force-angle. Relation de la force selon les angles de flexion du coude et de la flexion de l'épaule. Adapté de Williams et Stutzman, 1959.

Dans la littérature traitant de la dynamométrie, il est commun de rapporter les données en terme de moment de force. Cette façon de faire rend les mesures de force maximale indépendante du point d'application. Les courbes force-angle et moment-angle ont exactement les mêmes formes lorsque le levier externe est gardé constant d'un angle à l'autre.

iii. Moment musculaire net

La mesure prise par dynamométrie résulte de la sommation des moments de tous les muscles autour de l'articulation impliquée dans le test. Ce moment est qualifié de « moment musculaire net » et il inclut tout autant l'effet des muscles agonistes qu'antagonistes. Lors d'une mesure de la force, la présence de co-contraction affectera donc la valeur observée sur le dynamomètre. La co-contraction peut résulter de diverses pathologies amenant de la spasticité ou du besoin de stabiliser une articulation lors d'un mouvement normal sous de lourdes charges (Winter, 1990, p. 115). Un muscle antagoniste activé, par exemple par la spasticité, pendant la contraction de l'agoniste opposera un moment en sens inverse à celui de l'agoniste. Le moment musculaire net sera donc inférieur au moment maximal généré par le muscle agoniste et démontrera en partie l'effet de la spasticité (figure 2.11).

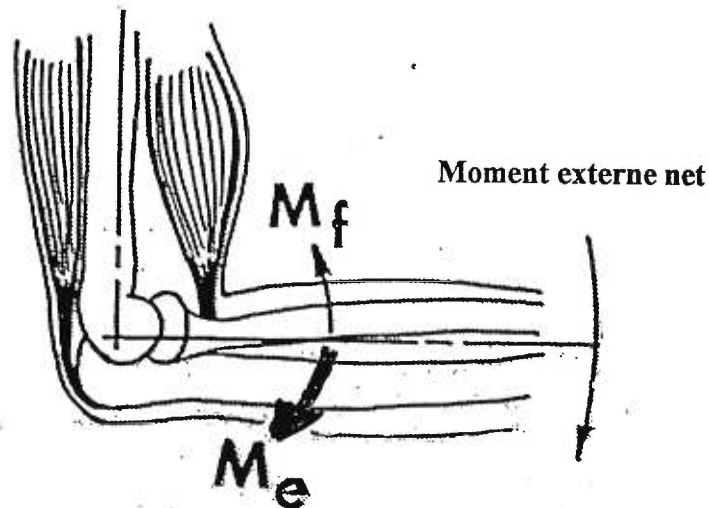


Figure 2.11 Co-contraction musculaire. M_f = moment musculaire des fléchisseurs ; M_e = moment musculaire des extenseurs ; Moment musculaire net = $M_f + M_e$. Adapté de Winter, 1990, p. 109.

En résumé, les valeurs obtenues lors d'un test de force statique ou dynamique reflètent l'influence de plusieurs facteurs dont la capacité d'activation des unités motrices et l'intensité des inhibitions. De plus, les aspects biomécaniques sont essentiels à considérer dans la mesure de la force, principalement lorsque la reproduction des mesures fait l'objet d'une analyse.

2.2 MESURE DE LA FORCE PAR DYNAMOMÉTRIE INSTRUMENTÉE

La section précédente a permis d'apprécier les facteurs pouvant influencer la production de la force maximale. Malgré la présence de ces facteurs, la mesure de la force maximale se doit d'être la plus objective possible. Une mesure objective ne dépend pas du jugement de l'expérimentateur (Bohannon, 1989). De plus, la précision, la sensibilité et la fiabilité de l'instrument utilisé (Bohannon, 1987a) ainsi que le contrôle des différents facteurs liés à la méthode d'évaluation sont des éléments qui favorisent l'obtention d'une mesure objective. La dynamométrie instrumentée constitue une méthode indépendante du jugement de l'expérimentateur. C'est une mesure précise, sensible et fiable si des conditions spécifiques sont respectées. Cette section portera principalement sur ces conditions qui assurent l'objectivité de la mesure de la force par dynamométrie. Une première partie décrira les mesures de forces en mode statique. Les conditions affectant la fiabilité seront ensuite révisées. Finalement, une description de la mesure de la force des muscles de la ceinture scapulaire conclura cette section.

2.2.1 Mesure de la force en mode statique

i. Instruments de mesures de la force musculaire

Les premières tentatives d'évaluation de la force datent de la fin du 17^{ème} siècle alors que De la Hire avait testé la capacité de soulèvement de poids étalons (Duvall et al., 1947). Quant au premier dynamomètre, il a été développé par Desaguliers et Graham en 1763 (Pearn, 1978). Ce dynamomètre mesurait la force de l'avant-bras et consistait en un système de levier soulevant des poids ajustables. En 1798, Regnier a conçu le premier dynamomètre de préhension (Pearn, 1978). Au début du vingtième siècle, Kellogg a décrit un système hydraulique avec mercure permettant la mesure de force de plusieurs groupes musculaires (Tornvall, 1963). Dans les années 1910, Martin et Lovett ont mesuré la force de plusieurs groupes musculaires avec une balance à ressort (Daniels et Worthingham, 1980, p. 1). Ces premières études ont permis le développement et le perfectionnement de différents types de dynamomètres.

Dans les années trente, les dynamomètres de préhension se perfectionnèrent (Duvall et al., 1947). Le dynamomètre de préhension de type Jamar (Asimow Engineering Co, Los Angeles, USA) est une poignée que le sujet serre pour évaluer la force de préhension. Les premières études de force avec dynamométrie fixe ont été réalisées avec les dynamomètres à traction (cable-tensiometer) dans les années quarante. Le dynamomètre fixe est un système mécanique rigide qui ne permet aucun mouvement ce qui assure une stabilisation adéquate du sujet. Parmi les premiers dynamomètres à traction, citons le tensiomètre utilisé dans plusieurs

recherches conduites par Clarke (1948 ; 1950). Les études de force avec les dynamomètres manuels (manual force gage) conçus par Newman (1949) et par Beasley (1956) ont également débuté à ce moment. Le dynamomètre manuel est tenu dans la main de l'expérimentateur et appuyé sur le segment à tester. L'expérimentateur doit alors opposer une résistance à l'effort du sujet. L'utilisation de ces dynamomètres de type statique a permis d'évaluer la validité des différents instruments (Duvall et al., 1947), d'analyser les positions d'évaluation (Clarke, 1950 ; Clarke et al., 1952 ; Elkins et al., 1951 ; Williams et Stutzman, 1959), d'examiner la fiabilité des mesures (Kroll, 1962b ; Kroll, 1963a) et d'établir les premières normes de force en prenant en considération le sexe, l'âge et certaines valeurs anthropométriques (Asmussen et al., 1959 ; Asmussen et Heeboll-Nielsen, 1961).

La conception du premier dynamomètre isocinétique est attribuée à Perrine (Hislop et Perrine, 1967) à la fin des années soixante. Le dynamomètre isocinétique permet l'enregistrement des moments de force à différentes vitesses angulaires et ce, sur toute l'amplitude de l'articulation testée (Winter et al., 1981). La résistance offerte par ce dynamomètre est en relation linéaire avec le moment maximal produit par le sujet, alors que la vitesse angulaire du segment testé est maintenue constante (Cabri, 1991). Les premiers dynamomètres isocinétiques Cybex (Lumex Corp. NY) ont été les précurseurs de différents dynamomètres disponibles à l'heure actuelle, comme par exemple le Cybex 6000 à fonctionnement électrique, le Kin Com (Kinetic Communicator Exercise System, Chattex Corp., TN) et le

Biodex (Biodex Corporation, NY) (Cabri, 1991). Ces différents dynamomètres se différencient par leurs vitesses angulaires maximales et leurs modes d'évaluation. La plupart sont capables d'effectuer des mesures en mode passif, statique, isotonique, excentrique et isocinétique (Cabri, 1991). En mode statique, le dynamomètre isocinétique permet l'enregistrement des moments produits à un angle fixe préalablement établi. De plus, ces dynamomètres permettent l'évaluation des courbes force-temps.

ii. Fiabilité des mesures statiques

La fiabilité se définit comme la capacité d'un instrument à reproduire des données de façon consistante (Constandriopoulos et al., 1990, p. 75). Selon le type d'étude choisi, diverses analyses de la fiabilité sont réalisables. L'évaluation par un même expérimentateur de la consistance des mesures lors d'une occasion (fiabilité inter-répétitions), de la consistance des mesures dans le temps (fiabilité inter-occasions ou test-retest) et de la consistance des mesures prises par différents expérimentateurs (fiabilité inter-juges) peuvent caractériser la fiabilité d'un instrument de mesure.

La fiabilité des mesures de force statique a fait l'objet de nombreuses études qui ont confirmé une excellente fiabilité des données obtenues par dynamométrie fixe. Dans ces études test-retest, les coefficients de fiabilité entre les mesures prises sur deux occasions sont généralement supérieurs à 0,90 (Clarke, 1948 ; Kroll, 1962b ;

Kroll, 1963a). En ce qui a trait à la dynamométrie manuelle, la fiabilité des mesures est aussi excellente ($r > 0,90$) (Bohannon, 1986 ; Byl et al., 1988) bien que la capacité de l'expérimentateur de maintenir l'instrument stable et son expérience aient un impact sur la fiabilité. En ce qui concerne la fiabilité inter-juges, elle est également excellente pour des tests statiques de préhension ($r > 0,98$) (Mathiowetz et al., 1984).

La fiabilité des mesures d'un test à l'autre ou d'un expérimentateur à un autre est déterminée par le contrôle exercé sur certains facteurs qui peuvent faire varier les mesures. La section suivante décrit divers facteurs méthodologiques qui peuvent expliquer l'instabilité des mesures dynamométriques. Il faut noter que certains facteurs présentés dans la section sur la définition de la force peuvent aussi intervenir pour déterminer la fiabilité. Ils ne seront pas détaillés dans la prochaine section.

2.2.2. Facteurs méthodologiques influençant la fiabilité d'une mesure de force

i. Calibration

La calibration préalable à l'expérimentation de l'instrument permet de s'assurer de l'exactitude de celui-ci. En appliquant des poids étalons sur le bras du dynamomètre, les forces et moments enregistrés lors des occasions sont comparables. Par ailleurs, il faut que la mesure enregistrée par le dynamomètre présente un minimum de linéarité. Moffroid et al. (1969) avaient évalué la fiabilité test-retest du dynamomètre Cybex en position statique en attachant des poids

étalons au bras du dynamomètre. Le coefficient calculé (r) entre les deux occasions était égal à 0,995.

ii. Position choisie et placement de l'instrument de mesure

Les aspects morphologiques, physiologiques et biomécaniques énumérés lors de la définition de la force permettent d'apprécier le rôle déterminant de la position d'évaluation pour obtenir des valeurs pouvant être reproduites. La position initiale du sujet (assise, en décubitus ventral, ou dorsal), l'angle articulaire, la longueur du bras de levier externe, le maintien du mode de contraction voulue (statique) doivent être contrôlés avec précision. Le point d'appui de l'instrumentation sur le segment testé et la direction de la force appliquée doivent être les mêmes d'un test à l'autre pour éviter une variation des forces enregistrées (Smidt et Rogers, 1982). L'angle articulaire choisi est impératif (cf. aspects biomécaniques) pour l'obtention de la position où la force est la plus élevée (Bohannon, 1990b ; Capuano-Pucci et al., 1992 ; Hills et Bohannon, 1992). Au niveau des fléchisseurs plantaires, Gravel et al. (1990) ont démontré qu'il est préférable de mesurer à des angles où les muscles agonistes ont leur plus grande longueur. À ces angles, les différences de force entre les individus sont plus faciles à mettre en évidence.

iii. Stabilisation du sujet

La stabilisation lors d'un test de force maximale peut être un facteur important de variation des mesures, indépendamment de la méthode d'évaluation utilisée. Les études sur ce sujet ont toutefois été faites presque exclusivement sur l'articulation du genou. La présence d'une stabilisation adéquate lors d'un effort maximal est mentionnée comme une nécessité pour isoler l'action musculaire désirée, contrôler les compensations possibles (Daniels et Worthingham, 1980, pp.3-5), s'assurer de l'obtention de la force maximale (Beasley, 1956) et pour obtenir une bonne reproduction des mesures (Griffin, 1987). Les mesures de force sont plus élevées avec une stabilisation adéquate des segments. Ainsi, Beasley (1956) a souligné que la force d'extension du genou passait d'une moyenne de 46 lbs sans stabilisation à 78 lbs avec une stabilisation du bassin. Une étude de Hart et al. (1984) a démontré que les mesures de force de l'extension du genou étaient supérieures lorsqu'une stabilisation du tronc, du bassin et des cuisses était présente. Mendler (1967) a rapporté que la force isométrique de l'extenseur du genou avec une autostabilisation était supérieure si des courroies aux cuisses et un appui au dos étaient ajoutées. Ceci n'a toutefois pas été confirmé par Hanten et Ramberg (1988) qui n'ont pas observé de changement de la force concentrique et excentrique du quadriceps entre l'autostabilisation avec prise des côtés de la chaise d'évaluation et une stabilisation externe avec des courroies.

iv. Correction pour les forces passives (gravité et résistance passive des articulations)

Les forces gravitationnelles agissant sur le membre testé ne peuvent être négligées et doivent être considérées comme une source d'erreur. Dans le cas des dynamomètres fixes, la pesanteur des accessoires ne peut donc être écartée comme source d'erreur. L'importance de la correction pour la gravité pour une interprétation adéquate des résultats des tests dynamométriques a été soulignée par plusieurs auteurs (Clarke et al., 1952 ; Winter et al., 1981 ; Cabri, 1991 ; Keating et Matyas, 1996). Cette correction permet, entre autres, de comparer les valeurs de force de différents sujets (Keating et Matyas, 1996) dont les segments sont de poids différents. Les forces passives n'incluent pas seulement le poids du segment testé, mais aussi la résistance passive créée par la tension des structures entourant l'articulation testée.

v. Procédures utilisées lors de l'évaluation de la force

1. Période d'échauffement pré-test

Il n'y a pas de consensus entre les auteurs sur les effets des contractions d'échauffement qui précèdent les tests de force proprement dits (Keating et Matyas, 1996). Johnson et Siegel (1978) ont suggéré d'exécuter trois répétitions d'échauffement sous-maximales suivis de trois répétitions maximales pour s'assurer de la stabilité des données enregistrées. À l'opposé, Mawdsley et Knapik (1982) ont démontré que les répétitions d'échauffement sous-maximales

n'avaient pas d'effet sur la stabilité des résultats à moins que les sujets ne soient testés qu'en une seule occasion. Ils suggèrent alors d'exécuter une répétition maximale d'échauffement pour s'assurer de la stabilité des mesures. Les objectifs de cette période sont habituellement reliés à des aspects de sécurité, de confort du sujet et de compréhension du mouvement.

2. Nombre de répétitions par occasion d'évaluation

Les valeurs de force mesurées lors de répétitions successives peuvent varier lors d'une même occasion. Afin d'avoir un critère représentatif de la force maximale, certains auteurs (Smidt et Rogers, 1982 ; Mathiowetz et al., 1984) suggèrent que plusieurs répétitions sont nécessaires pour s'assurer d'une bonne fiabilité des mesures de force alors que d'autres (Bohannon et Saunders, 1990) soulignent qu'une seule répétition peut être suffisante. Dans un protocole impliquant cinq répétitions, Kroll (1962b) a noté que la première répétition de mesure de force statique du fléchisseur du poignet était significativement plus élevée que les troisième, quatrième et cinquième répétitions. Ces résultats sont corroborés par Bohannon (1987b) qui concluait que la quatrième répétition de mesure de force du fléchisseur du coude avec un dynamomètre manuel différait de façon significative des trois premières à cause de l'apparition de fatigue. Murray et al. (1980) notaient que la deuxième répétition était plus élevée dans 52% des cas pour des mesures statiques de flexion et d'extension du genou et 58% pour des mesures isocinétiques.

La différence entre les répétitions peut être exprimée sous forme de pourcentage permettant une appréciation de la variation inter-répétitions.

Pour analyser la fiabilité des mesures de force lorsque plusieurs répétitions sont exécutées, l'utilisation de la valeur la plus élevée est préconisée par certains auteurs alors que d'autres prennent la valeur moyenne des répétitions. Dans une étude sur la force de préhension, Duvall et al. (1947) ont souligné qu'une seule répétition était aussi fiable que la répétition la plus élevée ou la moyenne de trois répétitions. Bohannon et Saunders (1990) ont également conclu qu'une seule répétition pouvait être suffisante pour l'évaluation de la force des fléchisseurs du coude avec un dynamomètre manuel, la fiabilité calculée étant excellente (CCI = 0,977). À l'inverse, Mathiowetz et al. (1984) ont démontré que les coefficients de fiabilité (r) calculés en prenant la moyenne de trois répétitions de force de préhension étaient supérieurs à ceux calculés avec une répétition, la moyenne de deux répétitions ou la valeur la plus élevée de l'ensemble des répétitions (voir figure 2.12).

3. Période de repos entre les répétitions

La capacité du muscle à générer répétitivement des forces maximales de même intensité dépend en grande partie de la reconstitution des réserves de phosphagènes. Les phosphagènes représentent la source immédiate d'énergie lors d'une contraction musculaire. Si l'on pose l'hypothèse que cette réserve est complètement épuisée après une première contraction maximale, il est estimé que 70% de la réserve sera

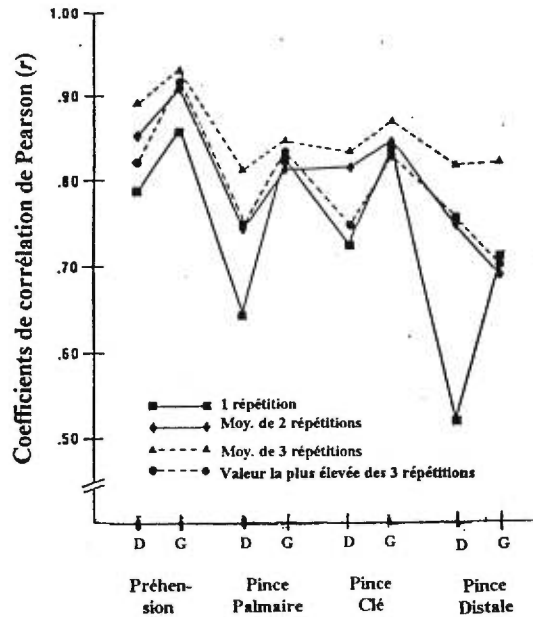


Figure 2.12 Coefficients de fiabilité test-retest pour quatre différents tests de préhension selon le nombre de répétitions considérées dans l'analyse pour les côtés droit (D) et gauche (G). (Tiré de Mathiowetz et al., 1984).

reconstituée après deux minutes de repos (Hultman et al., 1981). Le dernier 30% de la réserve sera récupéré sur une période plus longue. Les données dynamométriques semblent confirmer l'existence de l'épuisement des phosphagènes puisqu'une diminution notable de la force est observée lors d'une série de répétitions successives en l'absence d'une période de repos suffisante entre les répétitions (Barnes, 1981; Stratford et al., 1990). Une diminution progressive de la force statique, de la première répétition à la cinquième répétition, a été démontrée par Kroll (1962b) en présence d'une période de récupération d'une minute. Avec un intervalle de repos de trente secondes entre des flexions et extensions réciproques du genou, les moments isocinétiques produits sont en moyenne 5% supérieurs à

ceux mesurés sans période de repos (Stratford et al., 1990). Trossann et Li (1989) ont suggéré qu'une période de repos d'au moins une minute soit intercalée entre les répétitions lors de tests statiques de préhension pour s'assurer d'une bonne récupération. Ces auteurs ont également constaté une diminution significative de la différence inter-répétitions avec une période de deux minutes lorsque comparé à une période d'une minute. Caldwell et al. (1974) propose également une période de deux minutes de repos inter-répétitions.

4. Durée de la contraction

Lors d'un test statique, la vitesse de développement de la force peut influencer la mesure de la force maximale (Caldwell et al., 1974). Il est généralement suggéré d'augmenter la contraction de façon progressive pour atteindre le sommet de force en deux secondes et de maintenir l'effort pour une durée d'environ quatre secondes (Caldwell et al., 1974 ; Kroemer et Marras, 1980). Hood et Forward (1965) ont souligné l'importance de laisser aux sujets le temps nécessaire pour atteindre leur valeur au sommet. Dans leur étude, lorsque le temps de contraction était déterminé par l'expérimentateur, la force mesurée était moins élevée que lorsque les sujets arrêtaient l'effort au moment où ils jugeaient avoir atteint leur force maximale. Ces résultats sont corroborés par Caldwell et al. (1974) qui rapportent que les données de force étaient supérieures lorsque le sujet terminait la contraction lorsqu'il jugeait avoir atteint son maximum.

5. Temps de la journée

Les valeurs de force peuvent varier selon le moment de la journée. Une étude de McGarvey et al. (1984) a examiné la variabilité des mesures de force de préhension, de pronation, de supination et de flexion et extension du coude selon le moment de la journée. Les variations moyennes étaient d'environ 5% mais différaient selon les groupes musculaires. Par exemple, alors qu'aucune différence de force n'était enregistrée pour la flexion et l'extension du coude, la force de préhension était statistiquement plus élevée en après-midi qu'en matinée. Bien que cette variation soit statistiquement significative, les auteurs mentionnent qu'elle est difficilement décelable dans un cadre clinique à cause des autres sources de variation. Toutefois, elle ne peut être négligée dans un cadre d'évaluation de la fiabilité.

6. Période entre le test et le retest

Une augmentation de force est notée lorsque la période séparant le test du retest est trop courte. Apparemment, les sujets apprennent à exécuter le mouvement dans la position qui leur est familière et bénéficient d'un effet d'entraînement (Kroll, 1962b ; Kroll, 1963a). Des tests exécutés tous les jours (Kroll, 1962b) et même à une semaine d'intervalle (Schenck et Forward, 1965) résultent en des augmentations significatives de la force maximale. Lorsque le test et le retest sont séparés par deux semaines, les mesures de force ne varient pas de façon significative (Kroll, 1965 ; Mawdsley et Knapik, 1982).

2.2.3 Description des études portant sur la mesure de force des muscles de la ceinture scapulaire

Peu d'études ont traité de l'évaluation de la force des muscles de la ceinture scapulaire et aucune à notre connaissance n'a établi clairement une procédure permettant d'évaluer de façon objective ces groupes musculaires.

Smidt (1984, pp. 68-70) a suggéré des positions d'évaluation pour les mouvements de protraction, de rétraction et d'élévation. DiVeta et al. (1990) ont examiné la relation entre, d'une part, les forces générées dans les mouvements de rétraction et de protraction de l'omoplate et, d'autre part, la position de l'omoplate en station debout. Les auteurs ont mesuré les forces avec un dynamomètre manuel dans les mêmes positions d'évaluations que celles décrites par Smidt (1984, pp. 68-70). Les coefficients (CCI) entre les deux répétitions exécutées lors d'une même occasion par un seul expérimentateur étaient de 0,96 tant pour la force de rétraction que pour la protraction.

Outre cette étude, des mesures d'efforts maximaux de certains muscles de la ceinture scapulaire sont mentionnées dans le cadre d'études ergonomiques (Jensen et Westgaard, 1996). Des mesures de contraction volontaire maximale de divers groupes musculaires tels que le trapèze, ont été prises lors d'analyse électromyographique. Jensen et Westgaard (1996) ont utilisé la dynamométrie fixe (strain gauge force transducers) pour mesurer des contractions volontaires maximales du trapèze supérieur lors du mouvement d'élévation. Le sujet était en position assise, stabilisé avec des courroies ajustées directement sur les épaules et

des efforts maximaux étaient effectués. Bien que ces études nous informent sur les positions d'évaluation et les instruments de mesure, elles ne rapportent pas les valeurs de force maximale ni la fiabilité des mesures.

2.3 APPROCHES STATISTIQUES UTILISÉES DANS L'ÉVALUATION DE LA FIABILITÉ

La fiabilité d'un instrument ou d'une méthode de mesure est sa capacité de reproduire les données de façon constante sous diverses conditions. La quantification de la constance ou de la variabilité de la performance des sujets constitue l'essence de l'analyse de la fiabilité (Feldt et Brennan, 1989, p. 105). Lorsque des mesures sont répétées, la variabilité des données entre les répétitions (fiabilité inter-répétitions) ou entre les occasions (fiabilité test-retest) peut être évaluée. Le but de l'étude de fiabilité test-retest est donc de déterminer la capacité d'un instrument d'enregistrer des valeurs stables lors d'occasions différentes (Ottenbacher, 1995) et ainsi d'évaluer l'importance de l'erreur de mesure qu'elle soit systématique ou aléatoire.

Historiquement, la fiabilité d'un instrument de mesure a été quantifiée selon deux indices soit l'erreur type de mesure et le coefficient de fiabilité (Feldt et Brennan, 1989, p. 105). L'erreur type de mesure résume, dans les unités propres des valeurs expérimentales, la variabilité intra-sujets. Elle représente l'écart type d'une distribution hypothétique de mesures répétées d'un seul individu. Puisque les

évaluations répétées ne devraient varier qu'à cause de l'erreur de mesure, l'écart type est le reflet de l'importance des sources d'erreur aléatoire (Feldt et Brennan, 1989, p. 105). Quant aux coefficients de fiabilité, ils permettent de quantifier la fiabilité en résumant la variabilité ou la constance des mesures (Feldt et Brennan, 1989, p. 105). Différentes approches permettent le calcul de ces coefficients ce qui peut rendre l'interprétation de la fiabilité difficile. Le choix de la méthode statistique appropriée est conséquemment essentiel pour estimer la fiabilité des mesures.

Dans cette section, une révision sommaire des statistiques descriptives évaluant les mesures de tendance centrale et de dispersion sera faite. La description de l'erreur type de la mesure, qui est une mesure de dispersion, suivra celle des coefficients de fiabilité puisque son calcul implique des composantes de variance. Une deuxième partie détaillera les différents coefficients de fiabilité retrouvés dans les études dynamométriques ainsi que leurs avantages et leurs limites. Un exemple numérique de chaque méthode statistique est présenté dans l'annexe D en utilisant les données de cinq sujets évalués dans la présente étude. Les cinq premiers sujets hommes furent choisis pour le mouvement d'élévation afin d'obtenir une certaine homogénéité de l'échantillon et de faciliter l'illustration des calculs.

2.3.1 Description des différentes approches statistiques

1. Statistiques descriptives

Les statistiques descriptives suivantes permettent de résumer un ensemble de données selon les mesures de tendance centrale et de dispersion. La moyenne est une mesure de tendance centrale qui résume un ensemble de données en divisant la somme de toutes les données par le nombre de sujets constituant l'échantillon (n). La moyenne en soi ne peut pas servir d'indice de fiabilité. Toutefois, la différence des moyennes, par exemple entre les moyennes d'une première et d'une deuxième occasion, pourrait être un indice de la fiabilité des mesures sous certaines conditions. Celles-ci sont définies par une distribution similaire des données d'une condition à l'autre avec des variabilités équivalentes. De plus, la majorité des sujets doivent montrer un changement dans une même direction. C'est cette dernière condition qui limite la signification des différences de moyennes. En effet, si la moitié des sujets accroissent leurs valeurs lors d'une deuxième occasion et que l'autre moitié les diminuent, les moyennes seront les mêmes malgré une variabilité des valeurs pour tous les sujets. Pour évaluer la variabilité, il faut faire appel aux mesures de dispersion, tel l'écart type et le coefficient de variation (Daniel, 1991, pp. 24-28).

L'écart type mesure l'écart entre chaque valeur et la moyenne de l'ensemble de valeurs en calculant le carré des différences. Il informe donc sur la variation présente à l'intérieur du même groupe de données sans égard au signe de la différence. Dans l'évaluation de la fiabilité, l'usage de l'écart type n'est pas limité

comme l'étaient les différences de moyennes, son calcul n'étant pas sensible à la direction du changement. Toutefois, pour des petits échantillons, l'interprétation de l'écart type peut être délicate en donnant une fausse idée de l'étendue des valeurs.

Le coefficient de variation (CV) permet de mesurer la variabilité relative d'un groupe de données. Il est égal à l'écart type exprimé sous forme de pourcentage de la moyenne. Tant que l'écart type demeure proportionnel à la moyenne, la signification du CV est simple si diverses populations ou conditions de mesure sont comparées. Dans le cas contraire, une distinction de l'origine des changements est nécessaire en examinant les valeurs absolues de la moyenne et des écarts types. Le CV a été utilisé pour mesurer la variabilité des mesures dynamométriques (Agre et al., 1987). Un CV élevé indique un manque de stabilité des mesures et une variation de 10% et plus est généralement considérée comme étant inacceptable (Agre et al., 1987; Birmingham et al., 1997). L'usage de ce coefficient est généralement limité à l'évaluation de la variabilité inter-répétitions et ne permet pas de préciser l'origine de la source d'erreur présente.

Un exemple numérique des calculs des moyennes, des écarts-types et des coefficients de variation de trois répétitions exécutées lors de deux occasions par cinq sujets de la présente étude est décrit dans les tableaux 1 et 2 de l'annexe D.

2. Coefficients de fiabilité

i. Coefficient de Pearson et coefficient de détermination

De nombreuses études dynamométriques ont utilisé le coefficient de corrélation de Pearson (r) pour évaluer la fiabilité des mesures. Le coefficient de corrélation est un indicateur qui quantifie la covariation de deux séries de valeurs. Ces mesures peuvent être des mesures « x » obtenues à un test et des mesures « y » prises à un retest. La corrélation représente la proportion de la covariance des mesures sur le produit des écarts types de chacune.

Lorsque mis au carré, le coefficient de corrélation correspond au coefficient de détermination (r^2) et permet d'évaluer la force de l'équation de régression linéaire qui décrit mathématiquement la relation linéaire existant entre les deux séries de valeurs (Daniel, 1991, pp. 379-385). Le coefficient de détermination indique la proportion de la variance totale qui est expliquée par la régression. Lorsqu'il s'approche de la valeur 1, ceci signifie que la variation totale des valeurs « y » observées est expliquée par la régression (Daniel, 1991, p. 385). Un coefficient (r^2) de 0,80, par exemple, signifie que 80% de la variation totale est expliquée par la régression. Le calcul des coefficients de corrélation et de détermination est démontré au tableau 3 de l'annexe D en utilisant les valeurs du test et du retest de cinq sujets de la présente étude.

Le coefficient de corrélation est un indice du degré d'association linéaire ou de co-variation entre deux groupes de données. Il ne décrit pas la capacité des instruments ou des expérimentateurs de mesurer les mêmes valeurs (Ottenbacher,

1995). La présence d'une mesure biaisée ou d'une erreur systématique n'affecte pas le coefficient ce qui peut entraîner une surévaluation de la fiabilité (Stratford et al., 1989; Ottenbacher, 1995). L'examen unique du coefficient peut donc résulter en une mauvaise interprétation de la fiabilité si la pente, l'ordonnée à l'origine et l'examen de la dispersion des points sur le graphique ne sont pas également considérés (Matyas et al., 1993). L'exemple numérique présenté à la figure 2.13 montre qu'une erreur systématique absolue (droite B) et relative (droite C) par rapport à la droite A, ne change pas les coefficients de corrélation mais modifie la pente de la droite C et les points de croisement des trois courbes.

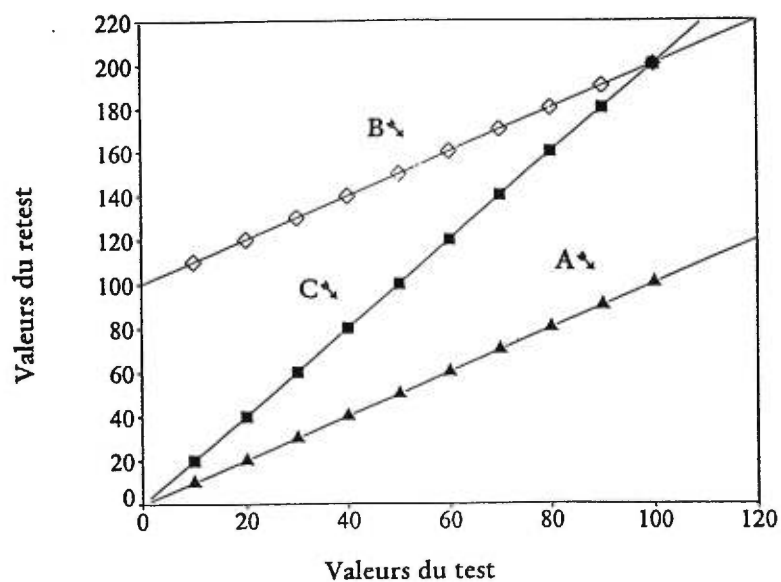


Figure 2.13 Graphique représentant 3 courbes de régression linéaire dont les coefficients de corrélation (r) sont tous égaux à 1. A : valeurs originales, B : erreur systématique absolue avec une addition de 100 aux valeurs du retest, C : erreur systématique relative avec des valeurs du retest étant le double des valeurs du test. Adapté de Ottenbacher, 1995.

De plus, la source d'erreur présente ne peut être identifiée limitant ainsi l'utilité de cette méthode pour estimer la fiabilité des mesures ou de l'instrument (Kroll, 1962a). La mesure seulement du coefficient de Pearson n'est conséquemment pas la meilleure approche pour évaluer la fiabilité de mesures répétées.

ii. Approches basées sur les composantes de variance

La théorie classique (classical test theory), développée au début du vingtième siècle, a permis l'établissement des bases de la mesure des coefficients de fiabilité (Cronbach et al., 1972, p. 1). Une des prémisses de cette théorie est qu'une valeur observée est la somme d'une composante réelle (true score) et d'une composante d'erreur. La valeur observée est la valeur mesurée alors que la valeur réelle représente la moyenne d'une série hypothétique et infinie de mesures sur un sujet, chaque mesure étant indépendante des autres (Feldt et McKee, 1958). La valeur de l'erreur est la différence entre la valeur observée et la valeur réelle. Dans la théorie classique, le concept de fiabilité est défini en terme du ratio de la variance des valeurs réelles sur la variance des valeurs observées (Feldt et McKee, 1958). La théorie classique considère la composante due à l'erreur comme un terme unique ne permettant pas de discriminer plusieurs sources d'erreur. En 1925, R.A. Fisher (Cronbach et al., 1972, p. 1) a proposé un modèle factoriel appelé analyse de variance (ANOVA) dans lequel les conditions observées sont classifiées selon plusieurs facteurs. Dans ce modèle, l'origine multifactorielle de l'erreur est prise en considération. S'appuyant sur les travaux de Fisher puis sur ceux de Burt en 1936

et Hoyt en 1941 traitant de l'usage de l'ANOVA dans le domaine de la mesure (Brennan, 1983, p. 1), Lindquist (1953) a décrit en détail une approche d'analyse multi-factorielle centrée sur les coefficients de fiabilité. Cette approche utilise l'ANOVA pour calculer des estimations non biaisées des variances associées aux facteurs inclus dans le schème expérimental (Lindquist, 1953). Chaque source d'erreur peut ainsi être analysée et la décomposition de la variance totale devient la base de calcul du coefficient.

À la fin des années quarante, une distinction importante entre les modèles d'ANOVA ayant des facteurs aléatoires, fixes et mixtes, a également été décrite (Cronbach et al., 1972, p. 8). Le modèle est dit aléatoire lorsque les facteurs sont considérés comme étant un échantillon aléatoire sélectionné de leur population respective. Les expérimentateurs désirent généraliser d'un groupe de facteurs plus restreint à un groupe plus large de facteurs. Le modèle fixe considère que seules les conditions choisies sont d'intérêt pour l'étude. L'expérimentateur ne désire pas généraliser à des conditions autres que celles décrites pour l'étude en cours. Le modèle est mixte lorsqu'il inclut les deux types de facteurs, aléatoire et fixe. Selon les modèles, le calcul des coefficients de fiabilité diffère puisque les termes de composantes de variance choisis ne sont pas les mêmes. Le tableau 4 de l'annexe D présente un exemple numérique de calcul de l'ANOVA pour un échantillon de cinq sujets de la présente étude.

Les concepts décrits précédemment ont servi de base au développement des coefficients de corrélation intra-classe (CCI) et de la théorie de généralisabilité. Ces

approches sont celles qui sont communément utilisées pour estimer la fiabilité des mesures.

- Les coefficients de corrélation intra-classe

Le CCI est un coefficient de fiabilité défini par le rapport entre la variance de la valeur réelle sur la variance totale (Feldt et McKee, 1958). Son calcul est basé sur une ANOVA pour mesures répétées et permet la décomposition de la variance due à l'erreur. La contribution de chaque source de variation à la variance totale peut être mesurée.

Le calcul des CCI implique un juste choix des facteurs et des composantes de variance telles que les termes d'erreur. Au moins six différents types de CCI peuvent être calculés selon les termes choisis (Shrout et Fleiss, 1979). L'expérimentateur doit d'abord déterminer le type d'ANOVA selon le modèle sélectionné et spécifier les sources de variance afin d'estimer la proportion de la variance totale attribuée aux différents facteurs pouvant influencer les données (Shrout et Fleiss, 1979). Le coefficient calculé se situe entre 0 et 1. Plus le terme d'erreur s'approche de 0, plus le coefficient s'approche de 1 (Strube et Delitto, 1995). Un coefficient supérieur à 0,80 démontre une bonne fiabilité des données (Malouin et al., 1989). Les travaux de Kroll dans les années soixante ont d'ailleurs permis d'apprécier l'utilisation des CCI dans l'étude de la fiabilité des mesures dynamométriques (Kroll, 1962a et b; 1963a et b; 1965; 1967; 1970). Le tableau 6 de l'annexe D présente un exemple numérique pour un échantillon de cinq sujets de la

présente étude et contient l'équation permettant le calcul du CIC, calcul utilisé par Malouin et al. (1989). Cette équation est choisie puisque trois facteurs sont étudiés soit les sujets, les occasions et les essais.

- Théorie de la généralisabilité

La théorie de la généralisabilité est une extension des concepts sous-jacents au CCI (Hayes, 1993) et sert de base à l'analyse de la fiabilité des mesures appelée *dépendabilité* par Cronbach et al. (1972). Le terme *dépendabilité* fait référence au niveau de précision de la généralisation d'une seule valeur observée à une valeur moyenne enregistrée sous toutes les conditions expérimentales possibles (Shavelson et Webb, 1991, p. 1). Cette valeur moyenne est appelée « universelle » dans la théorie de la généralisabilité et est similaire à la valeur réelle de la théorie classique. Puisque les mesures varient d'une répétition ou d'un test à l'autre, la théorie soutient que plusieurs sources d'erreur peuvent exercer une influence systématique qui peut être estimée et séparée de la composante d'erreur aléatoire (Strube et Delitto, 1995, p. 93). En plus de permettre l'analyse de l'importance de ces sources d'erreur, la théorie de la généralisabilité permet de généraliser les résultats selon différentes conditions expérimentales telles que le nombre de répétitions ou d'occasions choisi. Feldt et McKee (1958) et Kroll (1962b) avaient décrit un modèle similaire avec la théorie des CCI permettant d'estimer la fiabilité des mesures selon différentes procédures expérimentales. Cependant, tous les termes de variance des

facteurs et des interactions utilisés dans la théorie de la généralisabilité ne se retrouvent pas dans les équations de ces deux auteurs.

En fonction de l'étude entreprise, un devis croisé (crossed) ou emboîté (nested) est choisi. Un devis croisé implique que chaque facteur, nommé facette dans la théorie de généralisabilité, est administré à chaque sujet. Les facteurs constituent l'univers des conditions admissibles qui se définissent comme étant les groupes de conditions identiques de mesure pouvant être des sources d'erreur telles les juges, les occasions et les répétitions (Strube et Delitto, 1995, p. 93). Dans un devis emboîté, les sujets sont évalués sur un nombre limité de facteurs (Brennan, 1983, p. 4). Ce choix a un impact sur les différentes composantes de variance utilisées et conséquemment sur les coefficients calculés.

La théorie de la généralisabilité définit une étape préliminaire appelée étude de généralisabilité (Étude-G) et une étape appliquée désignée sous le nom d'étude de décision (Étude-D). L'étude-G fait référence à la phase de recherche qui a pour objectif d'estimer les composantes de variance associées à l'univers des conditions admissibles (Brennan, 1983, p. 2). Ces estimations des variances sont calculées à partir des résultats d'une ANOVA conventionnelle. Des estimations des composantes de variance ($\hat{\sigma}^2$) ont parfois des valeurs négatives. Dans ce cas, les auteurs suggèrent de leur substituer la valeur '0' (Cronbach et al., 1972, pp. 57-58).

L'étude-D désigne l'étape d'utilisation pratique des données. Les estimations de composantes de variance calculées dans l'étude-G sont alors utilisées pour permettre de concevoir des procédures d'évaluation optimale qui réduisent l'erreur

et maximisent la fiabilité tel un nombre spécifique de répétitions ou d'occasions (Shavelson et Webb, 1991, p. 12). L'étude-D fait une distinction entre les décisions dites absolue et relative. Une décision est absolue lorsque les mesures d'un sujet sont considérées comme indépendantes des performances des autres sujets alors qu'une décision est relative lorsque les sujets sont ordonnés selon un certain rang. Pour les décisions relatives, seules les sources d'erreur influençant l'ordre des sujets sont retenues dans le calcul de la variance due à l'erreur relative ($\sigma^2(\delta)$) soit toutes les interactions entre les sujets et les autres facteurs à l'étude (Strube et Delitto, 1995, p. 95). Pour les décisions absolues, toutes les composantes de variance, excluant la variance due aux sujets, contribuent au calcul de la variance due à l'erreur absolue ($\sigma^2(\Delta)$). L'erreur absolue comprend donc la variance attribuable à tous les facteurs inclus dans l'étude et à leurs interactions.

Des coefficients de fiabilité peuvent être calculés afin de faciliter la comparaison des différentes décisions. Le type de décision, absolue ou relative, déterminera deux coefficients différents. Pour une décision relative, le coefficient calculé est le coefficient de généralisabilité ($E\rho^2$) et est le ratio de la variance attribuable aux sujets, appelée universelle ($\sigma^2(s)$), sur la somme de la variance due aux sujets et de la variance due à l'erreur relative ($\sigma^2(\delta)$). Le coefficient estimée représente le carré de la corrélation entre les valeurs observées et les valeurs universelles (Strube et Delitto, 1995, pp. 95-96). Un coefficient similaire est calculée pour les décisions absolues et est appelée indice de *dépendabilité* (Φ) (Strube et Delitto, 1995, p. 96). Ce coefficient est le ratio de la variance attribuable aux sujets ($\sigma^2(s)$) sur la somme

de la variance attribuable aux sujets et de la variance due à l'erreur absolue ($\sigma^2(\Delta)$),

soit
$$\Phi = \frac{\sigma^2(s)}{\sigma^2(s) + \sigma^2(\Delta)} .$$

Les tableaux 5 et 7 de l'annexe D présentent les équations et les résultats de l'Étude-G et de l'Étude-D pour l'exemple numérique sur cinq sujets de la présente étude. Le tableau 5 contient les valeurs des sept estimateurs non biaisés des composantes de variances pour chaque facteur et chaque interaction. Le tableau 7 présente les valeurs des estimateurs des composantes de variance et des coefficients de généralisabilité et les indices de *dépendabilité* selon les conditions d'évaluation choisies pour l'Étude-D. Les conditions considérées varient de une à trois répétitions pour une seule occasion puis de une à trois répétitions en deux occasions. De plus, l'annexe D contient les résultats des Études-G et D tels que calculés avec le programme GENOVA développé spécifiquement pour l'analyse de la généralisabilité (Crick et Brennan, 1983).

- Erreur type de mesure, intervalles de confiance et plus petites différences décelables

La fiabilité a été définie précédemment selon un ratio de variances. Un autre indice statistique, appelé l'erreur type de la mesure (ETM) permet l'estimation de l'erreur en terme d'unités de mesures expérimentales (Roebroeck et al., 1993). L'ETM est égal à la racine carrée de la variance estimée due à l'erreur absolue

($\sqrt{\hat{\sigma}^2(\Delta)}$). Ainsi, plus les indices de *dépendabilité* sont élevés, plus l'erreur type de la mesure diminue (Strube et Delitto, 1995, p. 90).

L'ETM peut également être utilisée pour le calcul d'intervalles de confiance relatifs aux valeurs individuelles. Dans un intervalle de ± 2 ETM de la moyenne plus précisément $1.96 \times \hat{\sigma}(\Delta)$, les valeurs sont susceptibles d'être observées 95 fois sur 100 (Stratford et al., 1989). En se basant sur cet intervalle de confiance, il est possible de définir la plus petite différence décelable. Cette plus petite différence est égale à $1.96 \times \sqrt{2} \times \hat{\sigma}(\Delta)$. Cette statistique, très utile cliniquement, indique les changements requis pour considérer ceux-ci comme suffisants pour ne pas être attribuable à l'erreur de mesure (Roebroek et al., 1993). Le tableau 8 de l'annexe D présente les erreurs types de mesure, les intervalles de confiance et les plus petites différences décelables pour diverses combinaisons de répétitions et d'occasions (Étude-D) en se basant sur les résultats de cinq sujets de la présente étude.

Test-retest reliability of dynamometric measures of the shoulder girdle muscle groups.

Marie-Thérèse Laramée, B.Sc. (P.T.)¹ ; Denis Gravel, Ph.D.^{1, 2} ;
Luc Noreau, Ph.D.^{3, 4} ; Yves Lepage, Ph.D.²

¹ Institut de réadaptation de Montréal

² Université de Montréal

³ Institut de réadaptation en déficience physique de Québec

⁴ Université Laval

**N.B. Le manuscrit suivant sera soumis à la revue
Physical Therapy .**

CHAPITRE 3

ARTICLE

INTRODUCTION

The measure of muscular force has been extensively studied since the 18th century with the development of increasingly accurate and objective approaches to assessment (Pearn, 1978). The objective evaluation of force refers to a method that is independent of the judgment of the examiner and typically requires the use of dynamometric instrumentation (Bohannon, 1989). Dynamometric data can be used to describe the individual's status, to document the change in strength, to indicate the capacity of an individual and to predict outcome (Bohannon, 1990a).

In individuals who sustained a spinal cord injury (SCI), assessment and strengthening of the shoulder girdle muscle groups are important components of physiotherapy interventions as these muscles are involved in most functional activities (Somers, 1992, p. 89). Clinicians commonly measure the force of these muscle groups with manual muscle testing (MMT) which is a subjective method of assessment. Frese et al. (1987) have questioned the reliability of MMT in the evaluation of middle trapezius, a shoulder girdle muscle, and have suggested to supplement this evaluation method with dynamometric testing. Smidt (1984, pp. 68-70) proposed procedures to measure the force of protraction, retraction and

elevation of the shoulder girdle using a hand-held dynamometer (HHD); however no data were provided. DiVeta et al. (1990) examined the relationship between the force of the protraction and retraction muscle groups and the position of the scapula in the standing position. Using the HHD, these authors reported a good intrarater reliability ($ICC=0.96$) within one occasion for these muscle force measurements. The procedures of the pre-mentioned studies were based on the use of the hand-held dynamometer (HHD) whose reliability has been shown to be influenced by the tester's capacity to maintain the HHD in a stable position (Bohannon, 1990c, pp. 74-75; Byl et al., 1988). On the other hand, the fixed dynamometer, being a rigid mechanical system, permits an adequate stabilization of the segment to be tested. Procedures using such a dynamometer showed a high level of reliability, with intra-class coefficients superior to 0.90 (Kroll, 1962b ; Kroll, 1963a). These factors make the fixed dynamometry an appropriate approach to assess reliability. However, to our knowledge, no studies have estimated the test-retest reliability of an objective approach to evaluate the shoulder girdle muscle groups nor have any normative values been established.

The purpose of this study was to estimate the reliability of the static force generated by the elevators, depressors, protractors and retractors of the shoulder girdle in normal subjects using instrumented dynamometry. A test-retest design with multiple repetitions at each occasion was selected to obtain the data needed for the computation of the reliability coefficients. In the present study, the generalizability theory was the framework used to determine the reliability. This

theory has been described as a flexible approach in reliability analysis (Cronbach et al., 1972) and can be considered as an extension of the intraclass coefficient (ICC) theory. It allows a thorough examination of the influence of multiple sources of measurement error (Hayes, 1993). As the values of the derived coefficients are dependent on the variance among the subjects, reliability was calculated for the global sample (men and women) as well as for the sub-samples of each gender. Before generalizing this method to the measure of force in individuals with disabilities, reliability must be established with non-disabled individuals.

METHODS

Subjects:

Twenty healthy subjects (10 men, 10 women) were selected in a convenient and non-probabilistic manner. Prior to testing, they signed a consent form approved by the Montreal Rehabilitation Institute ethics committee. The subjects had no history of cervical or shoulder girdle pathology. They did not participate in any new activity between the two occasions. The characteristics of the subjects are described in Table 1. In order to calculate the moment about the sterno-costoclavicular joint, the reported interacromial distance was measured with a caliper.

Table 1.

Characteristics of the Subjects. Mean (\bar{x}) and Standard Deviations (SD) for the Age, Weight, Height and Interacromial Distance of the Global Sample (n=20) and the Two Sub-samples (N=10) of Men and Women.

Subjects		Age (yrs)		Weight (Kg)		Height (m)		Interacromial distance (m)	
		\bar{x}	SD	\bar{x}	SD	\bar{x}	SD	\bar{x}	SD
Global	n=20	28.90	7.17	66.38	10.93	1.70	0.11	0.39	0.03
Women	n=10	25.30	3.06	59.98	8.50	1.63	0.08	0.37	0.02
Men	n=10	32.50	8.38	72.77	9.45	1.78	0.08	0.41	0.02

Experimental design:

A test-retest design was used to assess reliability. At each testing occasion, three repetitions were carried out for each muscle group (elevators, depressors, protractors and retractors). In order to minimize any learning or training effects, the elapsed time between each occasion was between two and three weeks (Kroll, 1965; Mawdsley and Knapik, 1982). The testing was conducted, as much as possible, at the same time of day at each occasion (McGarvey et al., 1984). The testing order of the muscle groups was systematically changed from subject to subject but the same order was respected for the retest. The complete procedure was conducted by the same evaluator.

Experimental procedures

1. Instrumentation :

The small excursion of the shoulder girdle muscle groups justified the choice of a static instead of a dynamic contraction. Preliminary testing using a HHD in positions adapted from Smidt (1984, pp. 68-70) confirmed that the stabilization of the tested segment is at times difficult. Consequently, the force generated by the shoulder girdle muscle groups was measured with a Biodex dynamometer (Biodex Corporation, NY) using the static mode. The dynamometer was calibrated prior to testing with a known weight.

2. Positioning of the subjects :

The subjects were seated in the Biodex chair leaning against a backrest at a set angle of 100°. The exact positions of the seat, the backrest, as well as the dynamometer head were recorded and reproduced during the retest. The right side was tested for the 20 subjects.

Stabilizing straps were placed to provide adequate stabilization of the subject. Positioning was as follows: one strap was placed at the level of the xyphoid process and one just below the anterior superior iliac spines. An additional oblique strap was placed on the contralateral shoulder for the movement of elevation, protraction and retraction. For the movement of depression, two oblique straps were positioned, one on the ipsilateral shoulder and one on the lateral side of the

contralateral arm to restrain a lateral displacement when testing. Figure 1 illustrates the position of the subject for the elevation testing.

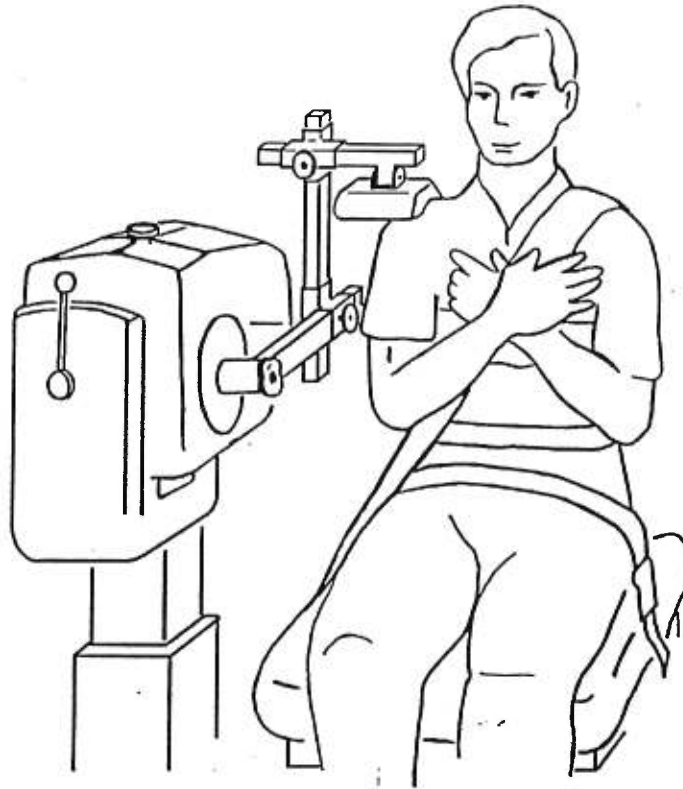


Figure 1.
Subject installation and stabilization for the movement of elevation on the Biodex chair.

3. Testing procedures

All force recordings were obtained at positions at which the agonist muscles were in the lengthened position (Gravel et al., 1990). To achieve these positions without overstretching the muscles, all adjustments of the resisting pad were done from a resting position defined by the natural position of the subject when both arms were crossed over the chest (Fig. 1). The exact positions were noted and reproduced for the retest.

For the movement of elevation, the resisting pad was positioned over the shoulder, 5 cm medial to the acromion. From the resting position, the pad was then lowered 5 to 7 cm to obtain the longest muscle length. For the movement of depression, the tip of the olecranon was placed in the center of the pad which was elevated 7 to 9 cm to stretch the depressor muscles. For the movement of protraction, the pad was placed on the anterior surface of the shoulder, 5 cm medial to the acromion. The pad was pushed posteriorly 5 to 7 cm until obtaining the maximum muscle length. The reverse was done for the retraction movement.

The data recorded were corrected for the effect of gravity as well as for the passive resistance of the soft tissues. Prior to the assessment of each muscle group, a recording was taken with the subject in the testing position and fully relaxed. For all measurements, the force applied to the pad was calculated from the torque recorded by the dynamometer. The product of this force by half the interacromial distance, considering the axis of rotation to be at the level of the sterno-costoclavicular joint, was the torque calculated for each subject.

The movement to be performed was described in detail to each subject. Three sub-maximal practice trials were carried out to familiarize the subject with the movements and to assess the comfort and stability of the system. The subjects were instructed to build up the contraction (Kroemer and Marras, 1980) until they felt that a maximal effort was achieved (Hood and Forward, 1965). No visual feedback was provided and the same verbal commands were given for all subjects. Three maximal contractions separated by a two minute rest interval were executed

for each movement (Trossman and Li, 1989). A five-minute rest interval separated each different movement.

Data analysis

The generalizability theory is divided into a generalizability study (G-study) and a decision study (D-study). The G-study begins with the definition of the conditions of measurement called factors or facets and the identification of the possible sources of variation (Shavelson and Webb, 1991, p. 12). In this study, the occasion and the repetition factors were random, since they are considered to be exchangeable with any other sample of factors of the same size (Shavelson and Webb, 1991, p. 11). The design chosen was a fully crossed design because each factor is administered to each subject. Unbiased estimates of each source of variance ($\hat{\sigma}^2$) were then calculated by resolving the expected mean squares (EMS) equations using mean square values from the results of an ANOVA analysis (Brennan, 1983, pp. 11-12). The EMS can be considered as being the value of the mean square that would be obtained from repeatedly analyzing samples from the same population (Shavelson and Webb, 1991, pp.27-28).

The D-study is the following step that permits a practical utilization of the data to estimate the generalizability of the observations. The variance components measured in the G-study are utilized to determine the reliability of different combination of factors (Strube and Delitto, 1995, p. 95). In the present study, it refers to a particular number of repetitions and occasions. An absolute decision for

the D-study was selected, each score being analyzed without reference to the scores of the other subjects. For that decision, Brennan and Kane (1977) have described the coefficient of reliability as an index of dependability (Φ). It is a ratio of the subjects score variance ($\sigma^2(s)$) divided by the sum of the subject score variance ($\sigma^2(s)$) and the absolute error variance ($\sigma^2(\Delta)$) (Strube and Delitto, 1995, pp. 95-96). The latter is the sum of every variance component, excluding the subject score variance. In the present D-study, the effects of one occasion-one repetition, one occasion-three repetitions and two occasions-three repetitions were examined.

The statistical analysis was performed using the GENOVA* program that was developed specifically for the generalizability analysis (Crick and Brennan, 1983). The GENOVA program computed the unbiased estimates of the variance components ($\hat{\sigma}^2$), the absolute error variances ($\hat{\sigma}^2(\Delta)$) and the index of dependability (Φ). Negative variance estimates are set to 0 in the present study.

Since the reliability indices computed are a ratio of subject variance to total variance, the presence of outlying values can affect considerably the level of reliability. To detect the outliers, described as values that deviate markedly from the other values of the sample, Grubbs' statistic was applied (Tietjen and Moore, 1972). This statistic tests the null hypothesis that the values come from the same normal distribution by calculating the ratio of the sum of squares of the original

* Information can be obtained by writing to JE Crick, National Board of Medical Examiners. 3930 Chestnut St. Philadelphia. PA 19104.

sample less the suspected outlier to the sum of squares of the original sample. If this ratio is smaller than a specific critical value, it is concluded that the value is an outlier. In the present study, the probability level of this critical value was set at $\alpha=0.05$. The suspected values were checked independently in the test and retest for the global sample and each sub-sample. If an outlier was found and confirmed by the Grubbs' statistic, it was excluded from all analysis of the global and gender sub-samples.

To estimate the consistency of the measurements, the standard error of measurement (SEM) was advocated (Stratford, 1989 ; Rothstein and Echternach, 1993, p. 94). Each score can be expressed with an error term indicating the importance of the systematic and random errors in the same units as the measure. The SEM is equal to the square root of the absolute error variance ($\sqrt{\hat{\sigma}^2\Delta}$) (Roebroeck et al., 1993). The SEM can also be used in the calculation of confidence intervals relative to individual scores. For example, confidence intervals set at the level of $\alpha=0.05$ value lies within ± 2 SEM of the mean (Stratford et al., 1989 ; Roebroeck et al., 1993). Confidence intervals also permit the calculation of the smallest detectable difference between two measures. A difference is statistically significant at a level of $\alpha=0.05$ when the change between the two measures is larger than the term $1.96 \times \sqrt{2} \times \sqrt{\hat{\sigma}^2\Delta}$. This represents a real change and not a difference that might be due to error (Roebroeck et al., 1993).

RESULTS

Elevation

The mean torque values (N.m) recorded are presented in Table 2, showing that the highest values were measured for the movement of elevation. As depicted in Table 3A, the subject score variance ($\hat{\sigma}^2(s) = 1399.0$) explains a large proportion of the total variance (91%) for the global sample. Consequently, the index of dependability for one occasion, one repetition was excellent ($\Phi = 0.91$) as shown in Table 4A. It should be noted that the percentage of the subject variance reported in Table 3, is always similar to the index of dependability for one occasion and one repetition calculation in the D-study. For the women and men sub-samples, the subject score variances ($\hat{\sigma}^2(s) = 153.9$ and 431.5) were smaller and the corresponding subject variance proportions were also lower. For the women, the variance attributable to the occasion ($\hat{\sigma}^2(o) = 35.7$) represented 15% of the total variance. The presence of systematically lower recordings on the first occasion explains this finding, as observed in Figure 2A. The results of the men demonstrated an effect of the subject-occasion interaction accounted for 11% of the total variance, while the interaction of the subject-occasion-repetition represented 13% of the total variance.

The results of the D-study for the global sample (Table 4A) demonstrated that three repetitions within one occasion determined higher indices of dependability and lower SEM than for one repetition. This effect was even more evident when a

second occasion was added, the SEM dropping from 11.47 N.m to 6.97 N.m. The confidence interval and the smallest detectable difference changed accordingly. The smallest detectable difference for one repetition during one occasion (31.79 N.m) represented 26% of the test-retest mean (120.50 N.m) reported in Table 2A. As the number of repetitions and occasions increase, the improvement of the stability of the measurement was even more noticeable for the sub-samples of women and men.

Table 2.

Data ($\bar{x} \pm SD$) of Test, Retest and Combined Test+Retest Maximal Static Contractions (3 repetitions) of 4 Shoulder Girdle Movements Performed During a Test-retest Reliability Procedure for the Global Sample and Women and Men Sub-samples.

Movement	Test		Retest		Test and Retest		
	\bar{x} (N.m)	SD	\bar{x} (N.m)	SD	\bar{x} (N.m)	SD	
A.Elevation							
Global	n=20	115.80	37.77	125.21	38.11	120.50	38.08
Women	n=10	83.42	14.71	92.36	12.51	87.89	14.27
Men	n=10	148.18	22.74	158.05	23.80	153.12	23.61
B.Depression							
Global	n=19	56.15	20.36	55.70	16.43	55.93	17.88
Women	n=10	40.20	9.31	44.20	11.63	42.20	10.63
Men	n=9	73.88	12.70	68.48	10.06	71.18	10.15
C.Protraction							
Global	n=20	53.37	19.12	57.88	21.87	55.62	20.58
Women	n=10	38.33	8.79	41.96	9.27	40.15	9.14
Men	n=10	68.41	14.08	73.80	19.04	71.10	16.82
D.Retraction							
Global	n=19	43.66	14.75	47.00	17.12	45.33	15.25
Women	n=10	35.66	13.54	37.08	13.81	36.37	13.58
Men	n=9	52.55	10.52	58.03	13.30	55.29	9.98

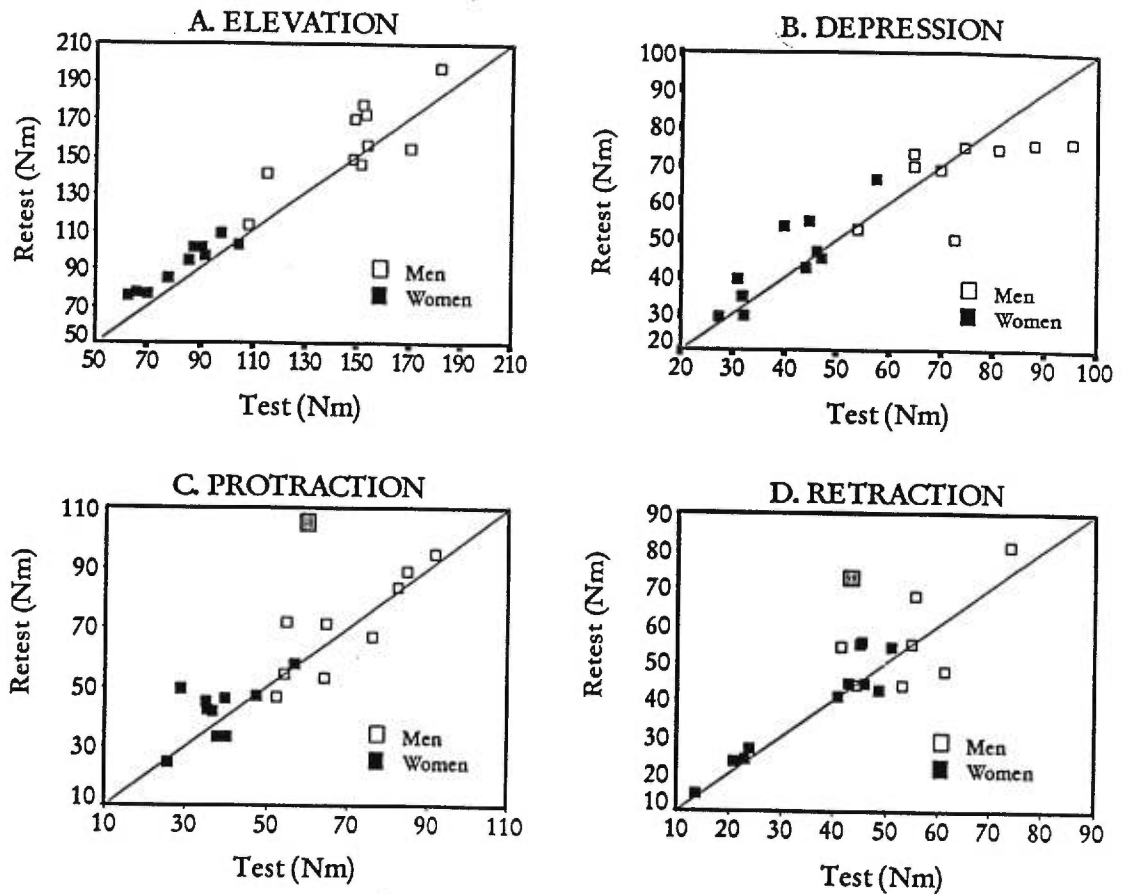


Figure 2.

Scatterplots of mean values recorded on the first occasion against the mean values of the second occasion for the 4 shoulder girdle movements. Values recorded by the men and women are represented by different symbols. The equality lines are drawn to emphasize the variation between the two occasions. The dotted squares in protraction and retraction represent the values recorded by male subjects with a large inter-occasion relative difference.

Table 3.

G-study Analysis of Variance with the Mean Squares (MS), Estimates of Variance Components ($\hat{\sigma}^2$) and Percentage (%) of the Total Variance for Each Factor and the Interactions for the 4 Shoulder Girdle Movements for the Global Sample and the Sub-samples of Men and Women.

A. Elevation	Global n=20				Women n=10				Men n=10			
	df	MS	$\hat{\sigma}^2$	%	df	MS	$\hat{\sigma}^2$	%	df	MS	$\hat{\sigma}^2$	%
Subject (s)	19	8556.8	1399.0	91.0	9	994.3	153.9	65.0	9	2888.2	431.5	69.0
Occasion (o)	1	2654.8	40.9	2.0	1	1199.4	35.7	15.0	1	1461.9	38.8	6.0
Repetition (r)	2	166.9	1.8	0.01	2	125.3	0.0	0.0	2	52.6	0.0	0.0
so	19	157.7	36.8	3.0	9	32.9	7.0	3.0	9	299.4	71.7	11.0
sr	38	52.5	2.5	0.2	18	49.4	18.8	8.0	18	60.1	0.0	0.0
or	2	88.7	2.1	0.1	2	106.5	9.5	4.0	2	18.3	0.0	0.0
sor	38	47.4	47.4	3.0	18	11.9	11.9	5.0	18	84.2	84.2	13.0

B. Depression	Global n=19				Women n=10				Men n=9			
	df	MS	$\hat{\sigma}^2$	%	df	MS	$\hat{\sigma}^2$	%	df	MS	$\hat{\sigma}^2$	%
Subject (s)	19	1918.1	297.0	84.0	9	634.3	97.1	77.0	9	618.3	74.9	48.0
Occasion (o)	1	5.8	0.0	0.0	1	240.3	6.3	5.0	1	393.2	8.3	5.0
Repetition (r)	2	11.7	0.0	0.0	2	11.2	0.2	0.1	2	2.9	0.0	0.0
so	19	135.9	40.5	12.0	9	51.5	14.7	12.0	9	169.2	48.9	32.0
sr	38	7.3	0.0	0.0	18	5.4	0.0	0.0	18	9.9	0.0	0.0
or	2	0.8	0.0	0.0	2	2.8	0.0	0.0	2	9.3	0.0	0.0
sor	38	14.4	14.4	4.0	18	7.5	7.5	5.9	18	22.4	22.4	15.0

Table 3. (Cont'd)

C. Protraction	Global n=20				Women n=10				Men n=10			
	Source	<i>df</i>	MS	$\hat{\sigma}^2$	%	<i>df</i>	MS	$\hat{\sigma}^2$	%	<i>df</i>	MS	$\hat{\sigma}^2$
Subject (s)	19	2329.8	346.1	78.0	9	406.2	50.9	56.0	9	1317.4	147.4	49.0
Occasion (o)	1	610.2	5.9	1.0	1	197.3	3.4	4.0	1	436.4	0.1	0.03
Repetition (r)	2	74.8	1.6	0.4	2	24.1	0.8	0.9	2	53.6	2.1	0.7
so	19	251.6	81.7	18.0	9	95.3	31.1	34.0	9	433.2	140.6	47.0
sr	38	8.1	0.8	0.2	18	7.6	2.8	3.0	18	9.1	0.0	0.0
or	2	9.5	0.2	0.03	2	1.0	0.0	0.0	2	12.1	0.1	0.02
sor	38	6.5	6.5	2.0	18	1.9	1.9	2.0	18	11.3	11.3	4.0

D. Retraction	Global n=19				Women n=10				Men n=9			
	Source	<i>df</i>	MS	$\hat{\sigma}^2$	%	<i>df</i>	MS	$\hat{\sigma}^2$	%	<i>df</i>	MS	$\hat{\sigma}^2$
Subject (s)	19	1395.6	209.8	78.0	9	1129.0	183.0	91.0	9	597.9	55.6	33.0
Occasion (o)	1	318.3	2.9	1.0	1	30.5	0.0	0.0	1	404.3	5.2	3.0
Repetition (r)	2	31.8	0.1	0.003	2	4.0	0.0	0.0	2	40.9	0.7	0.4
so	19	136.8	39.9	15.0	9	25.5	5.9	3.0	9	264.6	78.9	47.0
sr	38	15.9	0.0	0.0	18	13.5	2.8	1.0	18	19.0	0.0	0.0
or	2	31.5	0.8	0.003	2	33.7	2.6	1.0	2	14.7	0.0	0.0
sor	38	17.2	17.2	6.0	18	7.9	7.9	4.0	18	27.7	27.7	16.0

Table 4.

D-study Summary with the Index of Dependability (Φ) and the Estimate of the Standard Error of Measure ($\hat{\sigma}(\Delta)$), the Confidence Interval for a Measurement Result and the Smallest Detectable Difference Between 2 Measures for Each Decision for the 4 Shoulder Girdle Movements for the Global Sample and the Sub-samples of Men and Women.

A. Elevation	Φ	SEM $\hat{\sigma}(\Delta)$ (N.m)	95% Confidence interval (N.m)	Smallest detectable difference (N.m)
Global (n = 20)				
1 occasion, 1 repetition	0.91	11.47	± 22.48	31.79
1 occasion, 3 repetitions	0.94	9.78	± 19.17	27.11
2 occasions, 3 repetitions	0.97	6.97	± 13.66	19.32
Women (n = 10)				
1 occasion, 1 repetition	0.65	9.10	± 17.84	25.22
1 occasion, 3 repetitions	0.73	7.49	± 14.68	20.76
2 occasions, 3 repetitions	0.83	5.58	± 10.94	15.47
Men (n = 10)				
1 occasion, 1 repetition	0.69	13.95	± 27.34	38.67
1 occasion, 3 repetitions	0.76	11.77	± 23.07	32.62
2 occasions, 3 repetitions	0.86	8.32	± 16.31	23.06

B. Depression	Φ	SEM $\hat{\sigma}(\Delta)$ (N.m)	95% Confidence interval (N.m)	Smallest detectable difference (N.m)
Global (n = 19)				
1 occasion, 1 repetition	0.84	7.40	± 14.50	20.51
1 occasion, 3 repetitions	0.87	6.73	± 13.19	18.65
2 occasions, 3 repetitions	0.93	4.76	± 9.33	13.19
Women (n = 10)				
1 occasion, 1 repetition	0.77	5.35	± 10.49	14.83
1 occasion, 3 repetitions	0.80	4.85	± 9.51	13.44
2 occasions, 3 repetitions	0.89	3.43	± 6.72	9.51
Men (n = 9)				
1 occasion, 1 repetition	0.48	8.92	± 17.48	24.72
1 occasion, 3 repetitions	0.54	8.04	± 15.76	22.29
2 occasions, 3 repetitions	0.70	5.69	± 11.15	15.77

Table 4. (Cont'd)

C. Protraction	Φ	SEM $\hat{\sigma}$ (Δ) (N.m)	95% Confidence interval (N.m)	Smallest detectable difference (N.m)
Global (n = 20)				
1 occasion, 1 repetition	0.78	9.83	± 19.27	27.25
1 occasion, 3 repetitions	0.79	9.52	± 18.66	26.39
2 occasions, 3 repetitions	0.88	6.76	± 13.25	18.74
Women (n = 10)				
1 occasion, 1 repetition	0.56	6.33	± 12.41	17.55
1 occasion, 3 repetitions	0.58	6.03	± 11.82	16.71
2 occasions, 3 repetitions	0.73	4.34	± 8.51	12.03
Men (n = 10)				
1 occasion, 1 repetition	0.49	12.42	± 24.34	34.43
1 occasion, 3 repetitions	0.50	12.05	± 23.62	33.40
2 occasions, 3 repetitions	0.67	8.54	± 16.74	23.67

D. Retraction	Φ	SEM $\hat{\sigma}$ (Δ) (N.m)	95% Confidence interval (N.m)	Smallest detectable difference (N.m)
Global (n = 19)				
1 occasion, 1 repetition	0.78	7.79	15.27	21.59
1 occasion, 3 repetitions	0.81	6.98	13.68	19.35
2 occasions, 3 repetitions	0.90	4.94	9.68	13.69
Women (n = 10)				
1 occasion, 1 repetition	0.91	4.38	8.58	12.14
1 occasion, 3 repetitions	0.95	3.21	6.29	8.90
2 occasions, 3 repetitions	0.97	2.37	4.65	6.57
Men (n = 9)				
1 occasion, 1 repetition	0.33	10.61	20.80	29.41
1 occasion, 3 repetitions	0.37	9.67	18.95	26.80
2 occasions, 3 repetitions	0.54	6.85	13.43	18.99

Depression

One male subject was excluded from the analysis as he had an outlying value on the retest occasion, as confirmed by the Grubbs' statistics. The mean values recorded for the movement of depression were approximately 50% of that of elevation (Tab. 2B). As noted in Table 3B, the largest proportion of the total variance was attributable to the subject score variance for the global sample (84%) and the sub-sample of women (77%). However, this proportion was very low for the sub-sample of men, representing only 48% of the total variance. The second largest variance components were those associated with the subject-occasion interaction ($\hat{\sigma}^2(\text{so})$) with 12% of the total variance for the global and the women samples. For the men sample, this interaction reached 32% of the total variance.

As for the movement of elevation, the results of the D-study (Tab. 4B) indicated that combinations of repetitions and occasions improved the stability of the measurement particularly in the sub-sample of men where an acceptable level (0.70) was reached only by the addition of a second occasion. The smallest detectable difference using one repetition and one occasion as a reference (20.51 N.m) represented 37% of the combined test and retest mean of 55.93 N.m, which was a higher proportion than for the movement of elevation.

Protraction

For this movement, the percentages of the variance attributable to the subjects were lower than for the movements of elevation and depression, being 78%, 56%

and 49% for the global, women and men samples respectively (Tab. 3C). The variance attributable to the interaction subject-occasion ($\hat{\sigma}^2(\text{so})$) was the second largest, with proportions reaching 34% and 47% of the total variance in the sub-samples. Without being statistically confirmed as outliers, one male subject recorded values that were notably different between the test and retest occasions with a large relative difference (see dotted square value in Fig. 2C). The results of the D-study (Tab. 4C) demonstrated that the number of repetitions had no influence on the stability of the values while the addition of a second occasion increased the indices by 9% to 17%. However, for the sub-sample of men, the index remained quite poor being equal to 0.67 even with the addition of a second occasion. The smallest detectable difference based on one repetition and one occasion (27.25 N.m) corroborated the poor stability of the values since it represented 49% of the test and retest grand mean (55.62 N.m).

Retraction

For this movement, a male subject that generated values that were twice the maximal torque of the other male subjects was excluded from the analysis. The values were detected as outliers by the Grubbs' statistics. Another male subject recorded values on the first occasion that were lower than those on the second occasion, however he was not statistically considered an outlier (dotted square value in Fig. 2D). The variance attributable to the subjects represented 78% of the total variance for the global sample. This factor became even more important in

the sub-sample of women with a proportion of 91%. Conversely, the variance due to the subjects for the male sub-sample was the smallest of the four movements representing only 33% of the total variance. In this sub-sample, a large proportion of the variance was due to the subject-occasion interaction (47%). Results of the D-study indicated that adding a second occasion for the women sub-sample had practically no effect on reliability (Tab. 4D). The indices for the men sub-sample were still extremely poor even with the addition of a second occasion reaching only 0.54. The smallest detectable difference using one occasion, one repetition as a reference (21.59 N.m) represented 48% of the test and retest mean (45.33 N.m).

DISCUSSION

The purpose of this study was to verify the test-retest reliability of a procedure aimed at measuring forces generated by four shoulder girdle muscle groups. The generalizability theory, considered as an extension of the commonly used intra-class coefficient approach, and the SEM were chosen to verify the level of reliability.

The main findings of this study were that, for the global sample, the reliability of the measurements of the four shoulder girdle muscle groups was estimated to be good to excellent as expressed by indices of dependability (Φ) above 0.78. On the other hand, the analysis of gender sub-samples demonstrated that these indices were generally lower than those of the global sample. In general, the subjects

showed a consistent behavior from one repetition to the next as very low proportions of the total variance were associated with repetitions. The results also demonstrated the absence of systematic changes from one occasion to the next, as revealed by low variance components related to this factor ($\hat{\sigma}^2(o)$), except for the movement of elevation. The subject-occasion interaction ($\hat{\sigma}^2(so)$) was the second largest source of variance, while the variances associated to the interaction subject-repetition ($\hat{\sigma}^2(sr)$) and occasion-repetition ($\hat{\sigma}^2(or)$) were generally very low. The variance attributable to the interaction subject-occasion-repetition ($\hat{\sigma}^2(sor)$) represented the residual error related to unmeasured factors that had an effect on the stability of the values (Shavelson and Webb, 1991, p. 9). In the present study, this variance component represented an equal or smaller proportion than the variance due to the interaction subject-occasion. It was relatively larger for the sub-sample of men. Finally, the results clearly showed that the SEM, the confidence intervals and the smallest detectable difference are systematically larger for the men as compared to the women or to the global sample.

Malouin et al. (1989) suggested that an instrument is reliable when the variation attributable to the subjects ($\sigma^2(s)$) is large compared to the other sources of variation. The higher reliability of the global sample relative to those of the sub-samples can be explained by the inflation of subject variance when data of each gender are pooled. An exception to this common finding is the value of 91% calculated for the retraction movement performed by the women sub-sample. As observed in Figure 2D, the women's subject variance is large with force values

overlapping the lower part of the men's data. Another factor is the distribution of scores that appear bimodal. Such a distribution increases the variance across subjects and consequently increases the index of dependability. Considering the role of the subjects' variance in the computation of the indices of dependability, the analysis of outliers was imperative. The exclusion of outliers decreased the proportion of variance attributable to the subjects ($\hat{\sigma}^2(s)$) and conversely increased the variance due to subject-occasion interaction.

All proportions of variance attributable to the occasions ($\hat{\sigma}^2(o)$) were low except for the movement of elevation for the women sub-sample that had a proportion equal to 15%. The presence of systematically higher values on the second occasion for the women clearly explains this fact (Fig. 2A). The higher values on the second occasion could be attributed to a learning effect. A period of two weeks between the test and the retest has been shown to be sufficient to prevent any training or learning effects when assessing the static strength of the wrist flexors (Kroll, 1965) or the isokinetic force of the knee extensors (Mawdsley et Knapik, 1982). In the present study, the length of this period might have been too short to prevent a learning effect for the shoulder girdle elevators. Therefore, a longer period between the test and the retest may be advisable. Another alternative would be to add a familiarization session with the testing procedure to stabilize the values (Wadsworth et al., 1987).

The large variance attributable to the subject-occasion interaction ($\hat{\sigma}^2(so)$) indicated that some subjects record higher values on the first occasion and others

on the second occasion (Stratford et al., 1989; Shavelson and Webb, 1991, p. 35). For the movements of retraction and protraction, the very large inter-occasion difference of some subjects affected the subject-occasion variance. For example, the two subjects with dotted squares in Figure 2C and 2D obviously increase the proportion of this variance. In fact, analyzing the data without these subjects results in an improvement of the indices of dependability. It is our opinion that the results reported in Table 3C must be interpreted with caution considering the large inter-occasion variance of these two subjects.

The SEM represents, in the units of the measurements, the consistency between the repetitions or occasions (Stratford, 1989). These measures have a clinical significance as therapists may establish when there is a true difference in force rather than an error of measurement. The larger values of SEM, confidence intervals and smallest detectable differences for the men compared to the women were a consequence of the larger absolute variance in the former sub-sample (Tab. 2). As variance is often proportional to the mean, it is advisable to compare these statistics with the corresponding mean values. Expressed as a percentage of the mean, the SEM of the women are generally similar to those of men except for retraction. The same approach is applicable when comparing the SEM of the different movements. For example, the SEM of elevation are the highest, but they represent the lowest percentage ($\approx 10\%$) of the mean value. An important limit of the use of the SEM to estimate reliability occurs when the sample is small as an overestimation of the error may be occurring (Rothstein and Echterhach, 1993,

p. 94). Larger samples would be needed to stabilize the estimates and consequently obtain better indices of dependability and accurate SEM, especially when analyzing the data according to gender.

The results of the D-study clearly demonstrated the impact of the number of repetitions and occasions on the stability of the measures. The SEM, confidence interval and smallest detectable difference decrease as the number of repetitions and occasions increase. The addition of a second occasion has a bigger effect than increasing the number of repetitions, the indices of dependability being all above 0.88 for the global samples. These results confirm those of Stratford et al. (1989) who observed that the addition of occasions had a greater impact on the generalizability of grip strength measures than the addition of repetitions.

The results of this study indicated that some elements will need to be addressed in future studies in order to improve the reliability of force measurements of the shoulder girdle muscle groups. First, the presence of systematically lower values during the first occasion for the movement of elevation was attributed to a learning effect, however it is also possible that the subjects apprehended exerting a maximal effort for this very strong muscle group. The addition of a preliminary occasion would permit to verify if this effect decreases.

Secondly, the SEM and the derived confidence intervals represent a larger proportion of the mean for protraction and retraction. This can be explained by the difficulty to stabilize the subjects in these movements. The use of the trunk muscles and the compression of the soft tissues surrounding the shoulder allow

more displacement than in the movements of elevation and depression. The addition of a fixed sternal support instead of a strap may improve the stabilization.

CONCLUSION

The results of the present study indicated that fixed dynamometry was a relatively reliable method to assess the force of shoulder girdle muscle groups of healthy subjects. While the proposed installation made possible the recording of maximal force for elevation and depression, some difficulties were encountered for the other movements as expressed by the results of the G-study and SEM. The recordings were stable from one repetition to the next, but the presence of large subject-occasion variance components, especially for the sub-sample of men and women, were indicative of more instability between the occasions. The role of outliers on the statistical analysis was taken into consideration in the present study. Outliers' values can increase or decrease the reliability depending on how they affect the variance. The results of the D-study permit the appreciation of the impact of the number of repetitions and occasions on the estimated stability of the recordings. The indices of dependability improved as the number of repetitions increased to three, an increase that was even more notable when a second occasion was added. The SEM, confidence intervals and the smallest detectable difference corroborated this tendency. Their comparison with the corresponding means revealed that large differences are needed especially in the protraction and retraction movements, in order to detect changes associated with therapeutic

intervention. However, the relatively small sample size of the present study limits the significance of the SEM.

Further research will aim at the revision of the installation and the stabilization for the movements of protraction and retraction. Testing of more individuals without disability will allow more precise normative values and better SEM to be established.

CHAPITRE 4

DISCUSSION

La présente étude a permis d'estimer la fiabilité des mesures de la force statique des muscles de la ceinture scapulaire en utilisant la dynamométrie instrumentée. Ce chapitre complétera l'analyse de la fiabilité des mesures telle que décrite dans le manuscrit présenté au Chapitre 3. Pour ce faire, les résultats d'analyses statistiques complémentaires seront rapportés. Plus spécifiquement, il sera fait mention des différences révélées par l'analyse de variance (ANOVA) pour mesures répétées (voir annexe C), par les coefficients de variation inter-répétitions et par les pourcentages des différences inter-occasions et inter-gendre. Le deuxième point abordé dans cette discussion sera l'estimation de la fiabilité des mesures de force, exprimées en Newtons (N). Ces données sont celles mesurées au point d'appui et ne prennent pas en considération la distance inter-acromiale. Ainsi, les différences engendrées par les transformations biomécaniques pourront être jugées, différences qui tentent de prendre en considération l'influence des dimensions des individus. Finalement, les limites de l'étude et des suggestions en vue d'améliorer les positions d'évaluation et la stabilisation offerte seront mentionnées.

4.1 Analyse de la fiabilité des mesures dynamométriques

4.1.1 Rôle de la variance inter-répétitions

L'estimation de la stabilité des mesures inter-répétitions s'appuie sur l'évaluation de l'importance des composantes de variance attribuable aux répétitions, à l'interaction sujets-répétitions ainsi que sur les erreurs types de mesure (ETM), les intervalles de confiance et la plus petite différence décelable entre deux valeurs. Les composantes de variances dues aux répétitions et à l'interaction sujet-répétition représentaient une proportion très petite de la variance totale, démontrant que les valeurs étaient stables d'une répétition à l'autre. Les analyses de variance soutiennent ceci puisque, pour trois des mouvements, aucune différence significative n'a été trouvée. Toutefois, au niveau du mouvement de protraction, l'ANOVA (Tableau 2C-1 de l'annexe C) a détecté une différence significative entre les répétitions pour l'échantillon global ($p < .001$) et pour le sous-échantillon des hommes ($p < .01$). Un test de contraste a montré que la première répétition était systématiquement moins élevée que les deux autres répétitions ($p < .05$). Les études dynamométriques ne semblent pas confirmer de tendance claire quant aux différences systématiques de force entre les répétitions. Kroll (1962b ;1970) avait noté que la première répétition de mesure de force statique des fléchisseurs du poignet était significativement plus élevée que les troisième, quatrième et cinquième répétitions alors que Murray et al. (1980) observaient que la deuxième répétition était plus élevée dans 52% des cas pour des mesures statiques de flexion et d'extension du genou. Madwsley et Knapik (1982)

ont, quant à eux, observé une différence significative entre la première et la troisième répétition d'extension du genou lors d'une même occasion. Ils ont suggéré d'exécuter au moins une répétition maximale lors d'une période de réchauffement pré-test ce qui pourrait augmenter la stabilité des mesures de force.

Si les ETM et les plus petites différences décelables sont comparées aux valeurs moyennes de force, il est noté qu'une grande différence de force est nécessaire avant de pouvoir conclure qu'un changement est réel. Toutefois, les résultats de l'Étude-D indiquent que ces différences peuvent être diminuées en augmentant le nombre de répétitions lors des tests. Les travaux de Kroll (1970 ; Carlson et Kroll, 1970) avaient déjà établi l'importance du nombre de répétitions sur la variance due à l'erreur lors d'une étude de la fiabilité des mesures dynamométriques des fléchisseurs du poignet.

Les tableaux 1A à 1D de l'annexe C présentent les coefficients de variation calculés entre les répétitions lors d'une même occasion. Ces coefficients indiquent la variabilité relative entre les répétitions. Les CV moyens calculés pour les vingt sujets étaient tous inférieurs à 6% sauf pour le mouvement de rétraction qui avait un CV moyen de 8%. Les résultats de la présente étude corroborent ceux de Bohannon (1987c) qui avait calculé des CV moyens de 7,5% entre les répétitions lors d'efforts maximaux de flexion du coude et par Simonsen (1995), avec des CV moyens de 8,8% pour divers tests isométriques.

4.1.2 Rôle de la variance inter-occasions

L'analyse de la stabilité des mesures entre les deux occasions est fondée sur l'évaluation des composantes de variance attribuable aux occasions et aux interactions sujets-occasions. Les composantes de variances dues aux occasions étaient généralement très faibles démontrant l'absence d'erreur systématique alors que la variance de l'interaction sujets-occasion était la deuxième plus grande source de variance. Les analyses de variance n'indiquent aucune différence significative entre les occasions pour trois des mouvements corroborant ainsi les résultats de l'étude de fiabilité par les composantes de variance. Pour le mouvement d'élévation du sous-échantillon des femmes, la présence d'une grande variance attribuable aux occasions a été causée par des valeurs systématiquement moins élevées à la première occasion par rapport à la seconde. Cet effet est confirmé par l'ANOVA pour mesures répétées qui a indiqué une différence significative ($p < .001$) entre les occasions. Les mesures de la deuxième occasion semblent avoir été influencées par les mesures prises à la première occasion ce qui traduit possiblement la présence d'effets d'apprentissage ou d'entraînement. Kroll (1965) avait démontré qu'une période de deux semaines séparant deux occasions était suffisante pour prévenir les effets dans l'évaluation de la force des fléchisseurs du poignet. Mawdsley et Knapik (1982) ont fait la même observation pour l'évaluation de la force isocinétique des extenseurs du genou. Pour l'élévation, la durée de cette période est apparue trop courte pour prévenir l'effet d'apprentissage et il serait de mise d'allonger la période séparant les deux occasions. De plus, une période précédant la première occasion,

pendant laquelle les sujets peuvent se familiariser aux procédures, pourrait être envisagée (Wadsworth et al., 1987).

Les tableaux 1A à 1D de l'annexe C présentent pour chaque individu les différences absolues entre les moyennes des deux occasions exprimées sous forme de pourcentage. Ces différences individuelles sont généralement inférieures à 20%. Toutefois, pour les mouvements de protraction et de rétraction, certaines valeurs (sujets M2 et M10) étaient très élevées. Ces valeurs ne sont pas considérées comme étant des valeurs aberrantes par la statistique de Grubbs. Comme souligné dans le manuscrit au chapitre 3, leur présence diminue le niveau de fiabilité car elles augmentent la proportion de la variance sujets-occasions. Des analyses complémentaires (non présentées dans ce mémoire) ont montré que le retrait de ces sujets accroît les indices de *dépendabilité* pour l'échantillon global et les sous-échantillons des hommes.

4.1.3 Fiabilité des mesures de force des sous-échantillons des hommes et des femmes

L'évaluation des composantes de variance a démontré que la variance inter-sujets était moins élevée pour les sous-échantillons des hommes et des femmes que pour les échantillons globaux. Ceci était associé à une proportion plus grande de la variance due à l'interaction sujets-occasions, avec, conséquemment, une diminution des indices de *dépendabilité*. La variance sujets-occasions indique que certains sujets enregistrent de plus grandes valeurs de force lors de la première occasion alors que

d'autres les produisent lors de la deuxième occasion (Stratford et al., 1989; Shavelson and Webb, 1991, p.35). Les valeurs des hommes, spécialement après exclusion des valeurs extrêmes, démontrent une plus petite proportion de la variance inter-sujets que celles des femmes pour les mouvements de dépression, de protraction et de rétraction. Une difficulté à enregistrer des valeurs élevées semble expliquer cette plus faible variance. Lorsqu'en présence de forces élevées, l'installation ne permettait peut-être pas de maintenir une contraction statique. Par exemple, la déformation du coussin d'appui pouvait faire en sorte que les sujets les plus forts, au moment de l'effort, ne conservaient plus une position où les muscles ont leur pleine longueur empêchant l'enregistrement de la force maximale. De plus, la stabilisation visant à empêcher la rotation du tronc a été parfois déficiente car les courroies allouaient inévitablement un certain mouvement. Ces facteurs ont sûrement contribué à la faible variabilité des données des hommes.

Pour les différents mouvements, les hommes ont généré des valeurs de force significativement plus élevées que celles des femmes ($p < .01$) tel que démontré par une ANOVA contrastant les données des hommes et des femmes pour chaque mouvement. À l'exception du mouvement de rétraction, la force moyenne des femmes représentait environ 57% celle des hommes. Ceci corrobore les données de l'étude synthèse de Laubach (1976) qui conclut que la force moyenne des femmes se situe aux environs de 56% celle des hommes pour les groupes musculaires des membres supérieurs. Pour le mouvement de rétraction, un chevauchement des valeurs de force des hommes et des femmes a cependant été observé (Fig. 2D du

manuscrit). La force des femmes atteint 66% de celle des hommes. La présente méthode d'évaluation semble démontrer une sensibilité suffisante pour enregistrer des différences de force selon le sexe, même pour le mouvement de rétraction où les valeurs se distinguent de façon moins marquée.

Les ETM étaient systématiquement inférieurs pour le groupe des femmes en comparaison avec le groupe des hommes. Les groupes enregistrant les valeurs de force plus élevées ont les variances dues à l'erreur les plus élevées. Ces résultats sont corroborés par Kroll (1970) qui avait également constaté que la variance due à l'erreur était positivement reliée à la taille des mesures de force.

4.2 Fiabilité des valeurs de force exprimées en Newtons (N)

Une analyse globale des mesures de force exprimées en Newtons a démontré une moins bonne fiabilité des mesures (Annexe C). La variance attribuable aux occasions, aux répétitions et/ou aux interactions, associée à une plus petite proportion de variance attribuable aux sujets ($\hat{\sigma}^2_s$) explique ce résultat. La série de tableaux 2A-2 à 2D-2 de l'annexe C permet de constater que la variance attribuable aux sujets pour les échantillons globaux diminue d'environ 4% et que la variance attribuable à l'interaction sujets-occasion augmente d'environ la même proportion. Les indices de *dépendabilité* calculés sont conséquemment moins élevés que ceux mesurés pour les valeurs de moment (N.m). Ce changement dans les proportions des variances est également observé pour les sous-échantillons de femmes et d'hommes. La conversion des valeurs de force en valeurs de moment semble

normaliser les données en les rendant moins dépendante des dimensions physiques des sujets.

4.3 Limites de l'étude et recherches futures

La fiabilité des mesures dynamométriques s'estime à l'aide de diverses approches statistiques. Les approches choisies pour la présente étude étaient la théorie de la généralisabilité et l'évaluation de l'erreur type de la mesure et des intervalles de confiance. Bien que ces approches permettent une analyse complète des différentes sources d'erreur, certaines précautions doivent être prises en considération quant à l'interprétation des données. D'abord, la présence de valeurs très hétérogènes pour le groupe comprenant les hommes et les femmes a influencé grandement la variance attribuable aux sujets et, conséquemment, les indices de *dépendabilité*. Ainsi, ces derniers étaient plus faibles pour les groupes de sujets de même sexe. L'interprétation des indices et coefficients de fiabilité nécessite tant une analyse de leurs valeurs qu'un examen de la composition de l'échantillon (Kroll, 1970). Stratford (1990) avait d'ailleurs souligné l'importance de la stratégie d'échantillonnage dans la détermination de la fiabilité.

Une deuxième précaution au niveau des analyses statistiques a trait à la taille de l'échantillon. En présence d'un groupe de petite taille tel que les sous-échantillons de femmes et d'hommes de cette étude, les estimations de variance peuvent prendre des valeurs négatives (Carlson et Kroll, 1970). Ceci a été effectivement observé puisque des valeurs négatives ont été systématiquement

notées pour chaque sous-échantillon pour les quatre mouvements. Les auteurs suggèrent de remplacer ces valeurs par 0, ce qui crée des estimateurs biaisés de variance. Pour la présente étude, l'utilisation des valeurs négatives dans le calcul des estimations de variance a très peu modifié les valeurs de ces dernières. L'ETM est aussi influencé par la taille de l'échantillon puisque son calcul est également basé sur des estimations de variance. Elle ne peut être une bonne représentation de l'erreur de la mesure que si le groupe est suffisamment grand. De plus, lorsque utilisée pour estimer l'erreur d'un groupe hétérogène, l'ETM est sous-estimé pour les sujets les plus forts et surestimé pour les sujets les plus faibles du groupe (Kroll, 1970).

Les résultats de la présente étude démontrent que la dynamométrie fixe est une méthode relativement fiable pour l'évaluation des groupes musculaires de la ceinture scapulaire de sujets sans incapacité. Les valeurs les plus élevées ont été obtenues pour le mouvement d'élévation lequel était facile à stabiliser. Cette stabilisation a probablement permis aux sujets les plus forts de générer leur force maximale. Pour les trois autres mouvements, il y aurait lieu de réviser l'installation et la stabilisation pour les recherches futures. Dans le cas de la dépression, l'addition d'une stabilisation plus rigide prévenant tout déplacement du tronc vers le haut au moment de l'effort pourrait rendre possible l'enregistrement de valeurs plus hétérogènes pour les hommes. Quant aux mouvements de protraction et de rétraction, des appuis rigides dorsaux et sternaux, ne permettant pas de compensation du tronc, amélioreraient la prise de mesure. Toutefois, l'évaluation

de ces mouvements restera toujours problématique car les points d'appui antérieur et postérieur de l'épaule sont constitués de tissus mous contrairement à ceux de l'élévation et la dépression qui sont sur des surfaces osseuses. Malgré ces limites, la présente recherche est un premier pas dans l'étude de groupes musculaires qui ont été peu considérés jusqu'à maintenant.

INDEX ANALYTIQUE

- Ceinture scapulaire** La ceinture scapulaire fait référence à l'ensemble de sept articulations composant le complexe de l'épaule : les articulations sterno-claviculaire, acromio-claviculaire, gléno-humérale, costo-vertébrale et costo-sternale. De plus, Cailliet (1981) fait référence aux relations scapulo-costale et supra-humérale.
- Dépression** Mouvement de la ceinture scapulaire où l'épaule bouge en direction opposée de l'élévation. En position debout, la gravité abaisse la ceinture scapulaire au moment où les muscles élévateurs cessent de contracter. Le mouvement de dépression implique un mouvement résisté dans cette direction (Brunnstrom, 1962).
- Élévation** Mouvement de la ceinture scapulaire où l'épaule bouge en direction de l'oreille (Brunnstrom, 1962).
- Indice de dépendabilité** Coefficient de fiabilité défini pour les décisions absolues. Il est égal à la variance attribuable aux sujets divisée par la somme de la variance due à l'erreur absolue et de la variance attribuable aux sujets (Shavelson et Webb, 1991).
- Protraction** La ceinture scapulaire bouge vers l'avant, alors que la partie médiale de l'omoplate s'éloigne de la colonne vertébrale. Le mouvement est également appelé abduction de l'omoplate (Brunnstrom, 1962).

Rétraction	La ceinture scapulaire bouge vers l'arrière, alors que la partie médiale de l'omoplate s'approche de la colonne vertébrale. Le mouvement est également appelé adduction de l'omoplate (Brunnstrom, 1962).
$\hat{\sigma}^2(s)$	Composante de variance attribuable aux sujets appelé mesure universelle (universe-score) dans la théorie de la généralisabilité (Shavelson et Webb, 1991).
$\hat{\sigma}^2(o)$	Composante de variance attribuable aux occasions soit l'effet constant pour tous les sujets attribuable à leur comportement variable d'une occasion à l'autre (Shavelson et Webb, 1991).
$\hat{\sigma}^2(r)$	Composante de variance attribuable aux répétitions soit l'effet constant pour tous les sujets attribuable à leur comportement variable d'une répétition à l'autre (Shavelson et Webb, 1991).
$\hat{\sigma}^2(so)$	Composante de variance attribuable à l'interaction sujet-occasion qui décrit l'instabilité des mesures d'une occasion à une autre lors d'un comportement particulier d'un sujet (Shavelson et Webb, 1991).
$\hat{\sigma}^2(sr)$	Composante de variance attribuable à l'interaction sujet-répétition qui décrit l'instabilité des mesures d'une répétition à une autre lors d'un comportement particulier d'un sujet (Shavelson et Webb, 1991).
$\hat{\sigma}^2(or)$	Composante de variance attribuable à l'interaction occasion-répétition qui décrit l'effet constant pour tous les sujets attribuable à la différence entre les répétitions d'une occasion à l'autre (Shavelson et Webb, 1991).
$\hat{\sigma}^2(sor)$	Composante de variance attribuable à l'interaction sujets-occasions-répétitions qui décrit la variance attribuable aux autres sources non incluses dans les facteurs choisis et/ou à l'erreur aléatoire (Shavelson et Webb, 1991).

RÉFÉRENCES

1. Agre, J., Magness, J., Hull, S., Wright, K., Baxter, T., Patterson, R. et Stradel, L. (1987). Strength testing with a portable dynamometer: reliability for upper and lower extremities. *Arch Phys Med Rehabil.* 68: 454-458.
2. Asmussen, E., Heeboll-Nielsen, K. et Molbech, SV. (1959). Methods for evaluation of muscle strength. *Communications from the Testing and Observation Institute of the Danish National Association for Infantile Paralysis.* 5 : 3-13.
3. Asmussen, E. et Heeboll-Nielsen, K. (1961). Isometric muscle strength of adult men and women. *Communications from the Testing and Observation Institute of the Danish National Association for Infantile Paralysis.* 11 : 3-44.
4. Astrand, PO. et Rodahl, K. (1977). *Textbook of work physiology. Physiological bases of exercise.* Deuxième édition. McGraw-Hill Book Company. 681 pages.
5. Baltzopoulos, V., Williams, JG. et Brodie, DA. (1991). Sources of error in isokinetic dynamometry : effects of visual feedback on maximum torque measurements. *J Orthop Sports Phys Ther.* 13 : 138-142.
6. Barnes, WS. (1981). Isokinetic fatigue curves at different contractile velocities. *Arch Phys Med Rehabil.* 62: 66-69.
7. Beasley, WC. (1956). Influence of method on estimates of normal knee extensor force among normal and post-polio children. *Phys Ther Rev.* 36 : 21-41.
8. Beasley, WC. (1961). Quantitative muscle testing: principles and applications to research and clinical services. *Arch Phys Med Rehabil.* 42 : 398-425.
9. Bélanger, AY. et McComas, AJ. (1981). Extent of motor unit activation during effort. *J Appl Physiol.* 51: 1131-1135.

10. Birmingham, TB., Kramer, JF., Speechley, M., Chesworth, BM. et MacDermid, J. (1997). Test-retest reliability of the coefficient of variation as a measure of sincerity of effort during isometric testing. *Physiother Can.* 184-190.
11. Bohannon, RW. (1986). Test-retest reliability of hand-held dynamometry during a single session of strength assessment. *Phys Ther.* 66 :206-209.
12. Bohannon, RW. (1987a). The clinical measurement of strength. *Clin Rehabil.* 1: 5-16.
13. Bohannon, RW. (1987b). Hand-held dynamometry ; stability of muscle strength over multiple measurements. *Clin Biomech.* 2 : 74-77.
14. Bohannon, RW. (1987c). Differentiation of maximal from submaximal static elbow flexor efforts by measurement variability. *Am J Phys Med.* 66: 213-218.
15. Bohannon, RW. (1989). Objectives measures. *Phys Ther.* 69 : 590-593.
16. Bohannon, RW. (1990a). Testing isometric limb muscle strength with dynamometers. *Crit Rev Phys Rehab Med.* 2: 75-86.
17. Bohannon, RW. (1990b). Shoulder position influences elbow extension force in healthy individuals. *J Orthop Sports Phys Med.* 12 : 111-114.
18. Bohannon, RW. (1990-c). Muscle strength testing with hand-held dynamometers *dans* Muscle strength testing. Instrumented and non-instrumented systems. Louis R Amundsen ed. Churchill Livingstone. 75-86.
19. Bohannon, RW. et Saunders, N. (1990). Hand-held dynamometry : a single trial may be adequate for measuring muscle strength in healthy individuals. *Physiother Can.* 42 : 6-9 .
20. Brennan, RL. (1983). Elements of generalizability theory. American College of Testing. 145 pages.
21. Brennan, RL. et Kane MT. (1977). An index of dependability for mastery tests. *J Educ Measurem.* 14: 277-289.
22. Brunnstrom, S. (1962). Clinical kinesiology. F.A. Davis Company. 339 pages.

23. Buchthal, F. et Schmalbruch, H. (1980). Motor unit of mammalian muscle. *Physiol Rev.* 60 : 90-142.
24. Byl, NN., Richards, S. et Asturias, J. (1988). Intrarater and interrater reliability of strength measurements of the biceps and deltoid using a hand held dynamometer. *J Orthop Sports Phys Ther.* 9 : 399-405.
25. Cabri, JMH. (1991). Isokinetic strength aspects of human joints and muscles. *Crit Rev Biomed Eng.* 19: 231-259.
26. Cailliet, R. (1981). *Shoulder pain*. Deuxième édition. F.A. Davis Company. 160 pages.
27. Caldwell, LS., Chaffin, DB., Dukes-Dobos, FN., Kroemer, KHE., Laubach, LL., Snook, SH. et Wasserman, DE. (1974). A proposed standard procedure for static muscle strength testing. *Am Industrial Hygiene Assoc J.* 35: 201-206.
28. Capuano-Pucci, D., Clifford, JA., Gillan, MD., Pleva, DJ. et Seiler, JS. (1992). Elbow flexion and extension force during testing in different positions. *Isokinetics Exercise Science.* 2 : 124-132.
29. Carlson, BR. et Kroll, W. (1970). The use of analysis of variance in estimating reliability of isometric elbow flexion strength. *Res Quart.* 41: 129-134
30. Clarke, HH. (1948). Objective strength tests of affected muscle groups involved in orthopedic disabilities. *Res Quart.* 19: 118-147.
31. Clarke, HH. (1950). Improvement of objective strength tests of muscle groups by cable-tension methods. *Res Quart.* 21: 399-419.
32. Clarke, HH. et Bailey, TL. (1950). Strength curves for fourteen joint movements. *J Phys Mental Rehabil.* 4: 12-16.
33. Clarke, HH., Bailey, TL. et Shay, CT. (1952). New objective strength tests of muscle groups by cable-tension methods. *Res Quart.* 23: 136-148.
34. Constandriopoulos, AP., Champagne, F., Potvin, L., Denis, JL. et Boyle, P. (1990). *Savoir préparer une recherche. La définir, la structurer, la financer*. Les Presses de l'Université de Montréal. 197 pages.

35. Crick, JE. et Brennan, RL. (1983). Manual for Genova : A GENeralized analysis Of VAriance system. Version 2.1. American College Testing Program. 78 pages.
36. Cronbach, LJ., Gleser, GC., Nanda, H. et Rajaratnam, N. (1972). The dependability of behavioral measurements : theory of generalizability for scores and profiles. John Wiley & Sons, Inc. 410 pages.
37. Daniel, WW. (1991). Biostatistics: a foundation for analysis in the health sciences. Cinquième édition. Wiley series in probability and mathematical statistics-applied. 740 pages.
38. Daniels, L. et Worthingham, C. (1980). Muscle testing. Techniques of manual examination. Quatrième édition W.B. Saunders. 191 pages.
39. Decker, M. et Hall, A. (1986). Physical therapy in spinal cord injury *dans* Management of spinal cord injuries. Bloch, RF. et Basbaum, M. ed Williams & Wilkins. 320-347.
40. Ditunno, JF., Young, W., Donovan, WH. et Creasy, G. (1994). The international standards booklet for neurological and functional classification of spinal cord injury. Paraplegia. 32 : 70-80.
41. DiVeta, J., Walker, ML. et Skibinski, B. (1990). Relationship between performance of selected scapular muscles and scapular abduction in standing subjects. Phys Ther. 70 : 470-479.
42. Duchateau, J. et Hainaut, K. (1987). Electrical and mechanical changes in immobilized human muscle. J Appl Physiol. 62: 2168-2173.
43. Dudley, GA., Harris, RT., Duvoisin, MR., Hather, BM. et Buchanan, P. (1990). Effect of voluntary vs. artificial activation on the relationship of muscle torque to speed. J Appl Physiol. 69: 2215- 2221.
44. Duvall, EN., Houtz, SJ. et Hellebrandt, FA. (1947). Reliability of a single effort muscle test. Arch Phys Med. 28:213-218.
45. Edwards, RHT., Hill, DK. et Jones, DA. (1975). Heat production and chemical changes during isometric contractions of the human quadriceps muscle. J. Physiol (London). 251: 303-315.
46. Effgen, SK. et Brown, DA. (1992). Long-term stability of hand-held dynamometric measurements in children who have myelomeningocele. Phys Ther. 72 : 458-465.

47. Elkins, EC., Leden, UM. et Wakim, KG. (1951). Objective recording of the strength of normal muscles. *Arch Phys Med.* 32: 639-647.
48. Feldt, LS et Brennan, RL. (1989). Reliability *dans* Educational measurement. RL Linn, ed. Troisième édition. Macmillan publishing company. 105-146.
49. Feldt, LS. et McKee, ME. (1958). Estimation of the reliability of skill tests. *Res Quart.* 29: 279-293.
50. Frese, E., Brown, M. et Norton, BJ. (1987). Clinical reliability of manual muscle testing. Middle trapezius and Gluteus medius muscles. *Phys Ther.* 67: 1072-1076.
51. Gordon, T. et Mao, J. (1994). Muscle atrophy and procedures for training after spinal cord injury. *Phys Ther.* 74 : 56-66.
52. Gravel, D., Richards, CL. et Filion, M. (1988). Influence of contractile tension development on dynamic strength measurements of the plantarflexors in man. *J Biomech.* 21 : 89-96.
53. Gravel, D., Richards, CL. et Filion, M. (1990). Angle dependency in strength measurements of the ankle plantar flexors. *Eur J Appl Physiol.* 61 :182-187.
54. Gravel, D. (1993). Notes du cours REA 1100. Le système musculaire (deuxième partie) Morphologie et physiologie chez le vivant.
55. Green, HJ. (1986). Muscle power : fibre type. Recruitment, metabolism and fatigue. Dans: *Human Muscle Power.* Norman L. Jones, Neil McCartney and Alan J. McComas Editors. Human Kinetics Publishers. 65-79.
56. Griffin, JW. (1987). Differences in elbow flexion torque measured concentrically, eccentrically, and isometrically. *Phys Ther.* 67 :1205-1208.
57. Griffin, JW., McClure, MH. et Bertorini, TE. (1986). Sequential isokinetic and manual muscle testing in patients with neuromuscular disease: a pilot study. *Phys Ther.* 66 : 32-35.
58. Grimby, L. et Hannerz, J. (1977). Firing rate and recruitment order of the toe extensor units in different modes of voluntary contraction. *J Physiol (London).* 264 : 865-879.

59. Grindrod, S. Round, JM. et Rutherford, OM. (1987). Type 2 fibre composition and force cross-sectional area in the human quadriceps. *J Physiol (Lond)*. 390: 154P.
60. Hanten, WP. et Ramberg, CL. (1988). Effect of stabilization on maximal isokinetic torque of the quadriceps femoris muscle during concentric and eccentric contractions. *Phys Ther*. 68 :219-222.
61. Hart, DL., Stobbe, TJ., Till, CW. et Plummer, RW. (1984). Effect of trunk stabilization on quadriceps femoris muscle torque. *Phys Ther*. 64 :1375-1380.
62. Hayes, KW. (1993). *Commentaries de l'article* The application of generalizability theory to reliability assessment: an illustration using isometric force measurements. *Phys Ther*. 73 : 396-397.
63. Herbison, GJ., Isaac, S., Cohen, ME. et Ditunno, JF. (1996). Strength post-spinal cord injury: myometer *vs* manual muscle test. *Spinal Cord*. 34 : 543-548.
64. Hills, M. et Bohannon, RW. (1992). Shoulder extension strength is influenced by elbow position. *Isokinetics Exercise Science*. 2: 129-132.
65. Hislop, HJ. et Perrine, JJ. (1967). The isokinetic concept of exercise. *Phys Ther*. 47 : 114-117.
66. Hood, LB. et Forward, EM. (1965). Strength variations in two determinations of maximal isometric contractions. *J Am Phys Ther Ass*. 45 :1046-1053.
67. Hoffman, T., Stauffer, RW. et Jackson, AS. (1979). Sex difference in strength. *Am J Sports Med*. 7 : 265-267.
68. Howard, JD. et Enoka, RM. (1991). Maximum bilateral contractions are modified by neurally mediated interlimb effects. *J Appl Physiol*. 70: 306-316.
69. Hultman, E., Sjöholm, H., Sahlin, K. et Edström, L. (1981). Glycolytic and oxidative energy metabolism and contraction characteristics of intact human muscle. *tiré de Human muscle fatigue: physiological mechanisms*. Pitman Medical, Ciba Foundation Symposium 82. 19-40.

70. Ikai, M. et Fukunaga, T. (1968). Calculation of muscle strength per unit cross-sectional area of human muscle by means of ultrasonic measurement. *Int Z angew Physiol einschli Arbeitphysiol.* 26: 26-32.
71. Ikai, M. et Steinhaus, AH. (1961). Some factors modifying the expression of human strength. *J Appl Physiol.* 16: 157-163
72. Inman VT, Saunders JB de CM and Abbott LC (1944). Observations on the function of the shoulder joint. *J Bone Joint Surg.* 26: 1-30
73. Jensen, C. et Westgaard RH. (1996). Functional subdivision of the upper trapezius muscle during maximal isometric contractions. *J Electromyogr Kinesiol.* 5 : 227-237.
74. Johnson, BL. et Nelson, JK. (1967). Effect of different motivational techniques during training and in testing upon strength performance. *Res Quarterly.* 38: 630-636.
75. Johnson, J. et Siegel, D. (1978). Reliability of an isokinetic movement of the knee extensors. *Res Quart.* 49 :88-90.
76. Keating, JL. et Matyas, TA. (1996). The influence of subject and test design on dynamometric measurements of extremity muscles. *Phys Ther.* 76 : 866-889.
77. Knapik, JJ., Wright, JE., Mawdsley, RH. et Braun, JM. (1983). Isokinetic, isometric and isotonic strength relationships. *Arch Phys Med Rehabil.* 64: 77-80.
78. Koller, W. et Kase, S. (1986). Muscle strength testing in Parkinson's disease. *Eur Neurol.* 25 : 135-136.
79. Kroemer, KHE et Marras, WS. (1980). Towards an objective assessment of the « Maximal Voluntary Contraction » component in routine muscle strength measurements. *Eur J Appl Physiol.* 45 : 1-9.
80. Kroll, W. (1962a). Notes and Comments. A note on the coefficient of intraclass correlation as an estimate of reliability. *Res Quart.* 33: 313-316.
81. Kroll, W. (1962b). Reliability of a selected measure of human strength. *Res Quart.* 33 :410-417.
82. Kroll, W. (1963a). Reliability variations of strength in test-retest situations. *Res Quart.* 34 : 50-55.

83. Kroll, W. (1963b). A reliable method of assessing isometric strength. *Res Quart.* 34: 350-355.
84. Kroll, W. (1965). Application of an elementary model for assessing change to an isometric measurement schedule. *Res Quart.* 37 : 61-65.
85. Kroll, W. (1967). Reliability theory and research decision in selection of a criterion score. *Res Quart.* 38. 412-419.
86. Kroll, W. (1970). Test reliability and errors of measurement at several levels of absolute isometric strength. *Res Quart.* 41:155-163.
87. Laubach, LL. (1976). Comparative muscular strength of men and women: a review of the literature. *Aviat Space Environ Med.* 47: 534-542.
88. Le Veau, BF. (1992). Williams & Lissner's biomechanics of human motion. Troisième édition. WB Saunders Company. 326 pages.
89. Lieber, RL. (1992). Skeletal muscle structure and function. Implications for rehabilitation and sports medicine. Williams & Wilkins. 303 pages.
90. Lieber, RL. et Bodine-Fowler, SC. (1993). Skeletal muscle mechanics: implications for rehabilitation. *Phys Ther.* 78: 844-856.
91. Lindquist, EF. (1953). Design and analysis of experiments in psychology and education. Houghton Mifflin Company. The Riverside press.
92. Lovett, RW et Martin EG. (1916). Certain aspects of infantile paralysis and a description of a method of muscle testing. *J Am Med Assoc.* 66 : 729-733.
93. Lynch, L. (1990). Manual muscle strength testing of the distal muscles *in* Muscle strength testing: instrumented and non-instrumented systems. Louis R. Amundsen, ed. 25-67.
94. Malouin, F., Boiteau, M., Bonneau, C., Pichard, L. et Bravo, G. (1989). Use of a hand-held dynamometer for the evaluation of spasticity in a clinical setting: a reliability study. *Physiother Can.* 41: 126-134.
95. Mathiowetz, V., Weber, K, Volland, G. et Kashman, N. (1984). Reliability and validity of grip and pinch strength evaluations. *J Hand Surg.* 9A : 222-226.

96. Matyas, T.A., Keating, J.L. et Greenwood, K.M. (1993). Commentaries *de l'article* The application of generalizability theory to reliability assessment : an illustration using isometric force measurements. *Phys Ther.* 73: 397-399.
97. Mawdsley, R.H. et Knapik, J.J. (1982). Comparison of isokinetic measurements with test repetitions. *Phys Ther.* 62 :169-172.
98. McClay, I. (1983). Electric wheelchair propulsion using a hand control in C4 quadriplegia. A case report. *Phys Ther.* 63: 221-223.
99. McGarvey, S.R., Morrey, B.F., Askew, L.J. et An, K.N. (1984). Reliability of isometric strength testing. Temporal factors and strength variation. *Clin Orthop.* 185: 301-306.
100. Mendler, H.M. (1967). Effect of stabilization on maximum isometric knee extensor force. *Phys Ther.* 47 : 375-379.
101. Mizukami, M., Kawai, N., Iwasaki, Y., Yamamoto, Y., Yoshida, Y., Koyama, N., Sekiguchi, S., Kimura, T. et Nihei, R. (1995). Relationship between functional levels and movement in tetraplegic patients. A retrospective study. *Paraplegia.* 33:189-194.
102. Moffroid, M.T., Whipple, R., Hofkosh, J., Lowman, E. et Thistle, H. (1969). A study of isokinetic exercise. *Phys Ther.* 49: 735-746.
103. Monster, A.W., Chan, H.C. et O'Connor, D. (1978). Activity patterns of human skeletal muscles: relation to muscle fiber type composition. *Science.* 200: 314-317.
104. Morris, A.F., Clarke, D.H. et Dainis, A. (1983). Time to maximal voluntary isometric contraction (MVC) for five different muscle groups in college adults. *Res Quart.* 54: 163-168.
105. Murray, M.P., Gardner, G.M., Mollinger, L.A. et Sepic, S.B. (1980). Strength of isometric and isokinetic contractions. Knee muscles of men aged 20 to 86. *Phys Ther.* 60 :412-419.
106. Newman, L.B. (1949). A new device for measuring muscle strength. *Arch Phys Med.* 30 : 234-237.
107. Ohtsuki, T. (1981). Inhibition of individual fingers during grip strength exertion. *Ergonomics.* 24 : 21-36.

108. Ohtsuki, T. (1983). Decrease in human voluntary isometric arm strength induced by simultaneous bilateral exertion. *Behav Brain Res.* 7 : 165-178.
109. Olson, VL., Smidt, GL. et Johnston, RC. (1972). The maximum torque generated by the eccentric, isometric, and concentric contractions of the hip abductor muscles. *Phys Ther.* 52 : 149-157.
110. Osternig, LR., Bates, BT. et James, SL. (1977). Isokinetic and isometric torque force relationships. *Arch Phys Med Rehabil.* 58: 254-257.
111. Ottenbacher, KJ. (1995). An examination of reliability in developmental research. *J Dev Behav Pediatr.* 16: 177-182.
112. Peacock, B. Westers, T., Walsh, S. et Nicholson, K. (1981). Feedback and maximum voluntary contraction. *Ergonomics.* 24: 223-228.
113. Pearn, J. (1978). Two early dynamometers. An historical account of the earliest measurements to study human muscular strength. *J Neurol Sci.* 37: 127-134.
114. Perry, J., Gronley, JK., Newsam, CJ., Reyes, ML. et Mulroy, SJ. (1996). Electromyographic analysis of the shoulder muscles during depression transfers in subjects with low-level paraplegia. *Arch Phys Med Rehabil.* 77: 350-355.
115. Roebroek, ME., Harlaar, J. et Lankhorst, GJ. (1993). The application of generalizability theory to reliability assessment: an illustration using isometric force measurements. *Phys Ther.* 73 : 386-401.
116. Rothstein, JM. et Echternach, JL. (1993). Primer on measurement: an introductory guide to measurement issues. American Physical Therapy Association. 51 pages.
117. Royce, J. (1962). Force-time characteristics of the exertion and release of hand grip strength under normal and fatigued conditions. *Res Quart.* 33: 444-450.
118. Sapega, AA. (1990). Current concepts review. Muscle performance evaluation in orthopaedic practice. *J Bone Joint Surg.* 72: 1562-1574.
119. Schantz, PG., Moritani, T., Karlson, E., Johansson, E. et Lundh, A. (1989). Maximal voluntary force of bilateral and unilateral leg extension. *Acta Physiol Scand.* 136 : 185-192.

120. Schenck, JM et Forward, EM. (1965). Quantitative strength changes with test repetitions. *J Am Phys Ther Assoc.* 45 : 562-569.
121. Schwartz, S., Cohen, ME., Herbison, GJ. et Shah, A. (1992). Relationship between two measures of upper extremity strength: manual muscle test compared to hand-held myometry. *Arch Phys Med Rehabil.* 73: 1063-1068.
122. Secher, NH., Rossgaard, S. et Secher, O. (1978). Contralateral influence on recruitment of curarized muscle fibres during maximal voluntary extension of the legs. *Acta Physiol Scand.* 103: 456-462.
123. Secher, NH., Rube, N. et Elers, J. (1988). Strength of two- and one-leg extension in man. *Acta Physiol Scand.* 134: 333-339.
124. Shavelson, RJ. et Webb, NM. (1991). *Generalizability Theory A primer. Volume 1.* Sage Publications. 137 pages.
125. Shrout, PE. et Fleiss, JL. (1979). Intraclass correlations: uses in assessing rater reliability. *Psychol Bull.* 86 : 420-428.
126. Simonsen, JC. (1995). Coefficient of variation as a measure of subject effort. *Arch Phys Med Rehabil.* 76 : 516-520
127. Smidt, GL. (1984). *Muscle strength testing : a system based on mechanics.* Spark ed. 150 pages
128. Smidt, GL. et Rogers, MW. (1982). Factors contributing to the regulation and clinical assessment of muscular strength. *Phys Ther.* 62: 1283-1290..
129. Somers, MF. (1992). *Spinal cord injury. Functional rehabilitation.* Appleton & Lange. 365 pages.
130. Spencer, JD. Hayes, KC. et Alexander, IJ. (1984). Knee joint effusion and quadriceps reflex inhibition in man. *Arch Phys Med Rehabil.* 65: 171-177.
131. Stratford, P. (1989). Reliability: consistency or differentiating among subjects? *Phys Ther.* 69: 299-300.
132. Stratford, PW., Norman, GR. et McIntosh, JM. (1989). Generalizability of grip strength measurements in patients with tennis elbow. *Phys Ther.* 69 : 276-281.
133. Stratford, P. (1990). Correspondence. Thinking beyond a single measurement. *Physiother Can.* 42: 260-261.

134. Stratford, PW., Bruulsema, A., Maxwell, B., Black, T. et Harding, B. (1990). The effect of inter-trial rest interval on the assessment of isokinetic thigh muscle torque. *J Orthop Sports Phys Ther.* 11: 362-366.
135. Strube, MJ. et Delitto, A. (1995). Reliability and measurement theory *dans* Gait analysis. Theory and application. Craik, RL. et Oatis, CA ed. Mosby. 88-111.
136. Tornvall, G. (1963). Assessment of physical capabilities. Part II Evaluation of muscle strength. *Acta Physiol Scand.* 58 (Supp. 201) : 19-55.
137. Tietjen, GL. et Moore, RH. (1972). Some Grubbs-type statistics for the detection of several outliers. *Technometrics.* 14: 583-597.
138. Trossman, PB et Li, PW. (1989). The effect of the duration of intertrial rest periods on isometric grip strength performance in young adults. *Occup Ther J Res.* 9 :362.
139. Van der Ploeg, RJO., Oosterhuis, HJGH. et Reuvekamp, J. (1984). Measuring muscle strength. *J Neurol.* 231: 200-203.
140. Van der Ploeg, RJO., Fidler, V. et Oosterhuis, HJGH. (1991). Hand-held myometry : reference values. *J Neurol Neurosurg Psychiatry.* 54: 244-247.
141. Vandervoort, AA., Sale, DG. et Moroz, J. (1984). Comparison of motor unit activation during unilateral and bilateral leg extension. *J Appl Physiol.* 56: 46-51.
142. Velsher, E. (1977). Performance feedback effect on results of isometric exercise. *Physiother Can.* 29: 185-189.
143. Wadsworth, CT., Krishnan, R., Sear, M., Harrold, J. et Nielsen, DH. (1987). Intrarater reliability of manual muscle testing and hand-held dynamometric muscle testing. *Phys Ther.* 67: 1342-1347.
144. Wadsworth, CT., Nielsen, DH., Corcoran, DS., Phillips, CE. et Sannes, TL. (1992). Interrater reliability of hand-held dynamometry: effects of rater gender, body weight, and grip strength. *J Orthop Sports Phys Ther.* 16: 74-81.
145. Weiss-Lambrou, R. et Dutil, R. (1986). The effect of feedback conditions on grip strength: A pilot study. *Occup Ther J Res.* 6: 95-103.

146. Westing, SH., Seger, JY. et Thorstensson, A. (1990). Effects of electrical stimulation on eccentric and concentric torque-velocity relationships during knee extension in man. *Acta Physiol Scand.* 140: 17-22.
147. Westing, SH., Cresswell, AG., et Thorstensson, A. (1991). Muscle activation during maximal voluntary eccentric and concentric knee extension. *Eur J Appl Physiol.* 62: 104-108.
148. Wikhom, JB. et Bohannon, RW. (1991). Hand-held dynamometer measurements: tester strength makes a difference. *J Orthop Sports Phys Ther.* 13: 191-198.
149. Wiles, CM. et Karni, Y. (1983). The measurement of muscle strength in patients with peripheral neuromuscular disorders. *J Neurol Neurosurg Psychiatry.* 46: 1006-1013.
150. Williams, M. et Stutzman, L. (1959). Strength variation through the range of joint motion. *Phys Ther Rev.* 39:145-152.
151. Winter, DA. (1990). *Biomechanics and motor control of human movement.* Deuxième édition. John Wiley & Sons, Inc. 277 pages.
152. Winter, DA., Wells, RP. et Orr, GW. (1981). Errors in the use of isokinetic dynamometers. *Eur J Appl Physiol.* 46 : 397-408.
153. Wirhed, R. (1985). *Anatomie et science du geste sportif.* Éditions Vigot. 103 pages.
154. Young, A. (1984). The relative isometric strength of type I and type II muscle fibers in the human quadriceps. *Clin Physiol.* 4: 23-32.

ANNEXE A

FORMULAIRE DE CONSENTEMENT

INSTITUT DE RÉADAPTATION DE MONTRÉAL
CENTRE DE RECHERCHE

FORMULE DE CONSENTEMENT DU SUJET

Par la présente, je soussigné (e) _____ accepte de participer au projet de recherche supervisé par Dr Denis Gravel et Dr Luc Noreau, qui est intitulé:

Applicabilité de la dynamométrie instrumentée dans l'évaluation de la force musculaire des personnes blessées médullaires.

Je reconnais avoir été informé(e) de façon satisfaisante sur la nature de ma participation au projet qui est brièvement décrit ci-dessous:

Notre programmation de recherche a comme objectif de mettre en évidence les facteurs qui empêchent la mesure objective de la force musculaire chez la personne blessée médullaire. Dans cette partie de l'étude, nous étudierons les mesures de la force maximale des groupes musculaires de la ceinture scapulaire chez des sujets sains. La mesure sera prise grâce à un dynamomètre permettant de stabiliser correctement le corps lors des efforts. Deux séries de test seront faites, séries séparées par deux semaines d'intervalle. Les résultats de cette étude nous permettront de vérifier la reproductibilité des mesures et de connaître les problèmes pratiques qui limitent l'utilisation du dynamomètre. Ainsi, nous pourrons quantifier précisément la force musculaire des groupes de la ceinture scapulaire. Ultérieurement, notre but est de mesurer la force de ces groupes chez des personnes blessées médullaires. Il n'y a aucun risque particulier associé à l'utilisation des dynamomètres. Cette étude ne constitue pas un traitement en soi.

J'accepte que l'information recueillie puisse être utilisée pour fins de communication scientifique et professionnelle. Il est entendu que l'anonymat sera respecté à mon égard. Je reconnais n'avoir aucun problèmes au niveau des épaules et du cou et n'avoir aucun problème cardiaque.

Il est aussi entendu que je peux me retirer en tout temps du projet en avisant le responsable.

Signature du sujet

Signature du chercheur

Date

Il se peut que les efforts demandés provoquent des douleurs musculaires dans les jours suivants les tests. Il s'agit de douleurs post-exercices que vous avez probablement déjà ressenties par suite d'efforts non habituels.

ANNEXE B

**FORMULAIRES D'ÉVALUATION CLINIQUE DE LA
FORCE DES MUSCLES DE LA CEINTURE SCAPULAIRE**

ÉTUDE DE FIABILITÉ DES MUSCLES
DE LA CEINTURE SCAPULAIRE

NOM: _____

SEXE : F __ / M __

DATE: _____

SUJET NO: _____

HEURE DU TEST : _____

DATE DE NAISSANCE: __ / __ / __

ÂGE: _____

DOMINANCE : _____

OCCUPATION ET LOISIRS ET NOUVELLES ACTIVITÉS DEPUIS
TEST: _____

TAILLE : _____

POIDS: _____

DISTANCE INTERACROMIALE : _____

Sujet no: _____

Date d'évaluation: _____

ÉLÉVATION DE L'OMOPLATE

Chaise d'évaluation:

Hauteur: _____

Position antéro-post.: _____

Dynamomètre:

Position du bras du dynamomètre: _____

Longueur de T no2: 35 cm (4 sur pièce no 2)

Hauteur de T no 3: 4.5 pouces soit juste au dessus du dynamomètre.

Pièce no 4: complètement collée dans la pièce no 3

Pièce no 5: à 90°

Hauteur du dynamomètre: _____

Position latérale du dynamomètre: _____

Sujet no: _____

Date d'évaluation: _____

DÉPRESSION DE L'OMOPLATE

Chaise d'évaluation:

Hauteur: _____

Position antéro-post.: _____

Dynamomètre:

Position du bras du dynamomètre: _____

Longueur de pièce no 6: 35 cm (14 sur pièce no 6)

Hauteur du dynamomètre: _____

Position latérale du dynamomètre: _____

Sujet no: _____

Date d'évaluation: _____

PROTRACTION DE L'OMOPLATE

Chaise d'évaluation:

Hauteur: _____

Position antéro-post.: _____

Dynamomètre:

Position du bras du dynamomètre: _____

Longueur de no6: 35 cm (14 sur pièce no 6)

Hauteur du dynamomètre: _____

Position latérale du dynamomètre: _____

Sujet no: _____

Date d'évaluation: _____

RÉTRACTION DE L'OMOPLATE

Chaise d'évaluation:

Hauteur: _____

Position antéro-post.: _____

Dynamomètre:

Position du bras du dynamomètre: _____

Longueur de T no2: 35 cm (4 sur pièce no 2)

Pièce no 4: complètement collée dans la pièce no 2

Pièce no 5: avec un angle: _____

Hauteur du dynamomètre: _____

Position latérale du dynamomètre: _____

MESURE DE MOMENTS

SUJET NO: _____

CÔTÉ TESTÉ: _____

ORDRE DE TEST: _____

POSITION DU DOSSIER DE LA CHAISE: _____

	élévation	dépression	protraction	rétraction
Poids segment sans sujet				
Poids segment avec sujet				
Répétition 1				
Répétition 2				
Répétition 3				

test 1: rép. 1

rép. 2

rép. 3

test 2: avec Suj

Sans Suj

sans Eq

ANNEXE C

RÉSULTATS DES ANALYSES STATISTIQUES

Tableau 1A Élévation: Données des mesures de moments maximaux des 3 répétitions et moyennes des 2 occasions pour les groupes d'hommes (M) et de femmes (F). Coefficients de variation (CV) calculés pour les 3 répétitions pour chaque occasion. Différence absolue exprimée sous forme de pourcentage entre les moyennes des deux occasions.

SUJETS	TEST			RETEST			CV	CV*	Répét.3 (N.m)	Répét.2 (N.m)	Répét.1 (N.m)	Répét.2 (N.m)	Répét.3 (N.m)	CV	Moy T (N.m)	Moy R (N.m)	Diff (%)**
	Répét.1 (N.m)	Répét.2 (N.m)	Répét.3 (N.m)	Répét.1 (N.m)	Répét.2 (N.m)	Répét.3 (N.m)											
M1	105,87	102,64	110,42	111,74	111,89	109,83	1,03	3,68	110,42	111,89	111,74	111,89	109,83	1,03	106,31	111,15	4,46
M2	146,05	151,65	158,89	190,51	189,60	153,38	11,91	4,23	158,89	189,60	190,51	189,60	153,38	11,91	152,20	177,83	15,53
M3	151,41	178,75	181,45	149,69	155,83	160,33	3,44	9,74	181,45	155,83	149,69	155,83	160,33	3,44	170,54	155,28	9,36
M4	154,81	141,43	157,18	146,36	149,23	144,14	1,74	5,62	157,18	149,23	146,36	149,23	144,14	1,74	151,14	146,58	3,07
M5	174,32	191,79	179,37	190,14	197,01	206,29	4,10	4,95	179,37	197,01	190,14	197,01	206,29	4,10	181,83	197,81	8,42
M6	112,61	116,22	117,12	140,29	143,65	142,59	1,21	2,07	117,12	143,65	140,29	143,65	142,59	1,21	115,32	142,18	20,86
M7	154,73	145,46	146,49	169,55	169,00	173,04	1,28	3,41	146,49	169,00	169,55	169,00	173,04	1,28	148,89	170,53	13,54
M8	160,14	159,58	140,52	166,33	178,15	174,45	3,49	7,28	140,52	178,15	166,33	178,15	174,45	3,49	153,41	172,98	11,99
M9	155,66	148,83	156,99	152,32	156,69	160,33	2,56	2,85	156,99	156,69	152,32	156,69	160,33	2,56	153,83	156,45	1,69
M10	152,49	145,10	147,46	140,00	151,19	158,05	6,08	2,54	147,46	151,19	140,00	151,19	158,05	6,08	148,35	149,75	0,94
F1	65,09	64,70	67,50	78,68	76,80	78,48	1,32	2,30	67,50	76,80	78,68	76,80	78,48	1,32	65,76	77,99	17,01
F2	58,16	60,51	69,41	78,45	76,10	74,32	2,71	9,46	69,41	76,10	78,45	76,10	74,32	2,71	62,69	76,29	19,57
F3	91,91	89,80	93,25	95,99	97,87	97,40	1,01	1,90	93,25	97,87	95,99	97,87	97,40	1,01	91,65	97,08	5,76
F4	77,73	85,41	93,57	86,83	97,68	99,16	7,12	9,26	93,57	97,68	86,83	97,68	99,16	7,12	85,57	94,56	9,98
F5	71,44	74,59	87,56	85,24	86,36	85,54	0,68	10,97	87,56	86,36	85,24	86,36	85,54	0,68	77,87	85,71	9,59
F6	83,66	89,70	89,83	103,89	105,81	95,46	5,42	4,02	89,83	105,81	103,89	105,81	95,46	5,42	87,73	101,72	14,77
F7	91,28	89,66	91,13	100,40	106,35	97,70	4,36	0,99	91,13	106,35	100,40	106,35	97,70	4,36	90,69	101,48	11,23
F8	95,03	99,79	97,83	107,70	110,50	109,24	1,29	2,45	97,83	110,50	107,70	110,50	109,24	1,29	97,55	109,15	11,23
F9	89,12	100,21	124,13	90,44	110,49	107,94	10,60	17,12	124,13	110,49	90,44	110,49	107,94	10,60	104,49	102,96	1,48
F10	70,36	74,55	65,67	79,73	79,44	70,85	6,58	6,32	65,67	79,44	79,73	79,44	70,85	6,58	70,19	76,68	8,83
Moyenne							3,90	5,56									9,96

* Coefficient de variation = (Écart-type/moyenne) x 100

** Différence absolue entre les moyennes du test et du retest sous forme de % (Moy.R-Moy. T) / [(MoyR. + moy T)/2] x 100

Tableau 1B Dépression: Données des mesures de moments maximaux des 3 répétitions et moyennes de 2 occasions pour les groupes d'hommes (M) et de femmes (F). Coefficients de variation (CV) calculés pour les 3 répétitions pour chaque occasion. Différence absolue exprimée sous forme de pourcentage entre les moyennes des deux occasions.

SUJETS	TEST			RETEST			CV	CV*	CV	Diff (%)**	
	Répét.1 (N.m)	Répét.2 (N.m)	Répét.3 (N.m)	Répét.1 (N.m)	Répét.2 (N.m)	Répét.3 (N.m)					
M1	75,84	70,99	71,36	48,60	51,25	50,58	2,74	3,71	72,73	50,14	36,77
M2	62,82	64,79	66,44	71,30	70,39	67,43	2,90	2,80	64,68	69,70	7,47
M3	84,55	101,32	78,24	78,49	70,39	79,14	6,42	13,55	88,04	76,01	14,67
M4	100,74	106,73	107,06	109,19	110,42	103,20	3,59	3,39	104,84	107,61	2,60
M5	70,14	69,65	70,56	67,82	68,57	70,72	2,18	0,65	70,11	69,04	1,55
M6	65,38	61,77	66,45	70,06	75,32	74,41	3,84	3,80	64,53	73,26	12,68
M7	93,89	99,51	92,14	80,26	76,46	71,70	5,63	4,05	95,18	76,14	22,23
M8	55,71	53,06	53,06	53,70	52,82	51,05	2,57	2,84	53,94	52,52	2,67
M9	74,19	72,41	77,31	70,71	74,12	80,13	6,36	3,32	74,64	74,98	0,46
M10	81,61	81,23	80,24	71,79	75,52	76,21	3,19	0,87	81,03	74,51	8,39
F1	41,67	39,60	38,47	51,05	55,32	55,00	4,42	4,06	39,91	53,79	29,62
F2	29,26	34,88	32,68	29,76	31,61	26,91	8,04	8,78	32,27	29,43	9,23
F3	46,47	46,47	48,19	42,16	49,37	43,57	8,48	2,11	47,04	45,03	4,37
F4	27,23	32,56	35,80	33,10	37,08	33,71	6,19	13,57	31,86	34,63	8,32
F5	45,21	48,65	44,68	50,08	44,16	45,43	6,69	4,67	46,18	46,55	0,81
F6	25,17	25,78	31,06	28,80	30,93	27,91	5,31	11,86	27,34	29,21	6,63
F7	60,67	56,42	55,57	67,71	61,76	69,64	6,19	4,75	57,56	66,37	14,22
F8	42,58	45,94	45,66	53,85	57,07	53,36	3,68	4,17	44,72	54,76	20,18
F9	43,18	43,61	45,07	40,70	44,20	42,74	4,13	2,26	43,95	42,54	3,26
F10	31,95	31,17	30,24	37,13	40,54	41,32	5,61	2,74	31,12	39,66	24,14
Moyenne							4,91	4,90			11,51

* Coefficient de variation = (Écart-type/moyenne) x 100

** Différence absolue entre les moyennes du test et du retest sous forme de % (Moy.R-Moy. T) / [(MoyR + moy T)/2] x 100

Tableau 1C Protraction: Données des mesures de moments maximaux des 3 répétitions et moyennes de 2 occasions pour les groupes d'hommes (M) et de femmes (F). Coefficients de variation (CV) calculés pour les 3 répétitions pour chaque occasion. Différence absolue exprimée sous forme de pourcentage entre les moyennes des deux occasions.

SUJETS	TEST			RETEST			CV	Moy T (N.m)	Moy R (N.m)	Diff (%)*
	Répét.1 (N.m)	Répét.2 (N.m)	Répét.3 (N.m)	Répét.1 (N.m)	Répét.2 (N.m)	Répét.3 (N.m)				
M1	55,87	51,98	49,56	44,93	46,55	47,87	3,17	52,47	46,45	12,17
M2	53,68	62,08	60,92	103,16	109,17	107,85	2,96	58,89	106,73	57,76
M3	88,72	91,91	94,04	92,65	97,15	94,61	2,38	91,56	94,80	3,48
M4	80,07	88,60	85,48	86,47	88,60	92,21	3,26	84,72	89,09	5,03
M5	69,89	77,18	81,57	68,32	66,50	66,08	1,78	76,22	66,97	12,92
M6	48,95	51,66	63,90	54,70	53,80	56,18	2,19	54,84	54,89	0,10
M7	53,64	55,70	55,14	71,46	72,89	70,28	1,83	54,83	71,54	26,46
M8	62,87	64,47	64,47	50,16	50,89	57,56	7,71	63,94	52,87	18,95
M9	64,70	60,99	67,66	68,33	73,60	72,12	3,81	64,45	71,35	10,16
M10	79,94	83,13	83,44	88,84	79,63	81,46	5,85	82,17	83,31	1,38
F1	33,51	35,75	35,90	45,03	45,48	43,93	1,78	35,05	44,82	24,45
F2	40,01	40,65	39,87	35,52	29,76	34,31	9,16	40,17	33,20	19,02
F3	30,40	24,37	31,26	49,68	46,07	51,56	5,68	28,68	49,10	52,52
F4	37,28	34,65	34,52	42,27	44,16	41,05	3,68	35,48	42,49	17,98
F5	35,31	42,88	40,56	41,83	48,05	48,20	7,90	39,58	46,03	15,06
F6	46,56	46,56	49,44	45,12	47,59	45,88	2,74	47,52	46,20	2,83
F7	54,88	56,42	59,13	57,27	57,43	59,44	2,08	56,81	58,05	2,15
F8	33,61	36,41	39,50	39,01	42,09	43,63	5,66	36,51	41,57	12,97
F9	36,17	38,29	39,24	30,85	35,96	32,75	7,78	37,90	33,18	13,27
F10	22,58	27,26	26,98	23,14	24,99	26,69	7,12	25,61	24,94	2,62
Moyenne							4,42			15,56

* Coefficient de variation = (Écart-type/moyenne) x 100

** Différence absolue entre les moyennes du test et du retest sous forme de % (Moy.R-Moy. T) / [(MoyR + moy T)/2] x 100

Tableau 1D Rétraction: Données des mesures de moments maximaux des 3 répétitions et moyennes des 2 occasions pour les groupes d'hommes (M) et de femmes (F). Coefficients de variation (CV) calculés pour les 3 répétitions pour chaque occasion. Différence absolue exprimée sous forme de pourcentage entre les moyennes des deux occasions.

SUJETS	TEST			RETEST			CV	Moy T (N.m)	Moy R (N.m)	Diff (%)**
	Répét.1 (N.m)	Répét.2 (N.m)	Répét.3 (N.m)	Répét.1 (N.m)	Répét.2 (N.m)	Répét.3 (N.m)				
M1	54,70	52,79	52,42	49,41	41,77	41,33	10,28	53,30	44,17	18,73
M2	138,07	155,02	149,59	141,44	158,24	132,38	9,11	147,56	144,02	2,43
M3	59,26	48,53	59,26	60,40	69,40	74,56	10,52	55,68	68,12	20,10
M4	70,88	73,75	76,79	79,82	85,57	78,35	4,70	73,81	81,24	9,59
M5	55,65	52,17	57,47	51,76	55,57	56,15	4,38	55,10	54,49	1,11
M6	38,44	44,60	41,15	53,72	51,74	57,00	4,90	41,40	54,15	26,71
M7	39,54	44,92	51,02	53,00	55,06	56,97	3,60	45,16	55,01	19,67
M8	66,56	61,18	56,11	38,35	46,31	58,52	21,30	61,29	47,73	24,88
M9	45,03	46,82	41,62	41,40	52,01	38,13	16,54	44,49	43,85	1,46
M10	37,46	46,67	44,16	70,12	72,63	77,65	5,22	42,76	73,47	52,84
F1	39,47	42,86	46,44	41,34	47,04	44,51	6,44	42,93	44,30	3,14
F2	44,99	47,34	44,42	59,09	61,44	47,34	13,50	45,59	55,96	20,43
F3	55,16	44,66	46,39	42,55	44,43	41,29	3,69	48,74	42,76	13,07
F4	34,38	43,28	45,10	38,83	43,01	40,58	5,14	40,92	40,81	0,28
F5	14,77	13,64	12,67	13,04	14,39	17,02	13,64	13,69	14,82	7,89
F6	25,44	19,41	24,21	22,42	24,96	22,84	5,82	23,02	23,41	1,67
F7	51,55	51,17	50,01	53,72	56,96	52,17	4,51	50,91	54,28	6,41
F8	49,09	38,94	49,44	42,72	46,57	43,98	4,42	45,82	44,42	3,10
F9	21,59	22,61	27,57	26,11	25,75	28,30	5,17	23,92	26,72	11,04
F10	19,74	21,87	21,44	21,51	24,78	23,71	7,14	21,01	23,33	10,45
Moyenne							8,00			12,75

* Coefficient de variation = (Écart-type/moyenne) x 100

** Différence absolue entre les moyennes du test et du retest sous forme de % (Moy.R-Moy. T) / [(MoyR + moy T)/2] x 100

Tableau 2A-1: Tableau d'analyse de variance pour le mouvement d'élévation (N·m) et estimations des composantes de variance ($\hat{\sigma}^2$) et proportions de la variance totale. Résultats pour 20 sujets.

Global	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	19	162578,72	8556,78	1399,00	0,91		
Occasion (o)	1	2654,84	2654,84	40,93	0,02	16,83	0,001
Répétition (r)	2	333,90	166,95	1,83	0,001	3,18	0,053
so	19	2997,07	157,74	36,78	0,03		
sr	38	1993,09	52,45	2,52	0,002		
or	2	177,34	88,67	2,06	0,001	1,87	0,17
sor	38	1801,84	47,42	47,42	0,03		
Moyenne Total	119	1742538,45 172536,81	1742538,45	1530,53		203,64	0,00

Femmes	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	9	8948,54	994,28	153,97	0,65		
Occasion (o)	1	1199,39	1199,39	35,73	0,15	36,41	0,00
Répétition (r)	2	250,57	125,29	(0,0)	(0,0)	2,54	0,11
so	9	296,43	32,94	7,01	0,03		
sr	18	889,30	49,41	18,75	0,08		
or	2	212,95	106,48	9,46	0,04	8,94	0,002
sor	18	214,25	11,90	11,90	0,05		
Moyenne Total	59	463482,64 12011,42	463482,64	236,83		466,15	0,00

Hommes	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	9	25993,99	2888,22	431,48	0,69		
Occasion (o)	1	1461,94	1461,94	38,75	0,06	4,88	0,054
Répétition (r)	2	105,20	52,60	(0,0)	(0,0)	0,88	0,43
so	9	2694,15	299,35	71,72	0,11		
sr	18	1081,92	60,11	(0,0)	(0,0)		
or	2	36,65	18,33	(0,0)	(0,0)	0,22	0,81
sor	18	1515,33	84,19	84,19	0,13		
Moyenne Total	59	1406692,00 34175,88	1406692,00	626,14		487,03	0,00

Tableau 2B-1: Tableau d'analyse de variance pour le mouvement de dépression (N·m) et estimations des composantes de variance ($\hat{\sigma}^2$) et proportions de la variance totale. Résultats pour 19 sujets (Sujet M-4 exclus).

Global	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	18	34525,18	1918,07	297,04	0,84		
Occasion (o)	1	5,77	5,77	(0,0)	(0,0)	0,04	0,84
Répétition (r)	2	23,36	11,68	(0,0)	(0,0)	1,61	0,21
so	18	2445,32	135,85	40,50	0,12		
sr	36	260,86	7,25	(0,0)	(0,0)		
or	2	1,64	0,82	(0,0)	(0,0)	0,06	0,95
sor	36	561,49	14,35	14,35	0,04		
Moyenne Total	113	356548,16 37778,62	356548,16	351,88		185,89	0,00

Femmes	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	9	5709,10	634,35	97,14	0,77		
Occasion (o)	1	240,32	240,32	6,29	0,05	4,66	0,06
Répétition (r)	2	22,30	11,15	0,18	0,001	2,08	0,15
so	9	463,77	51,53	14,67	0,12		
sr	18	96,36	5,35	(0,0)	(0,0)		
or	2	5,53	2,77	(0,0)	(0,0)	0,37	0,70
sor	18	135,27	7,52	7,52	0,06		
Moyenne Total	59	106838,58 6672,65	106838,58	125,80		168,42	0,00

Hommes	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	8	4946,75	618,34	74,85	0,48		
Occasion (o)	1	393,23	393,23	8,30	0,05	2,32	0,17
Répétition (r)	2	5,84	2,90	(0,0)	(0,0)	0,29	0,75
so	8	1353,77	169,22	48,94	0,32		
sr	16	159,75	9,98	(0,0)	(0,0)		
or	2	18,67	9,34	(0,0)	(0,0)	0,42	0,67
sor	16	358,66	22,42	22,42	0,15		
Moyenne Total	53	273578,91 7236,64	273578,91	154,50		424,44	0,00

Tableau 2C-1: Tableau d'analyse de variance pour le mouvement de protraction (N·m) et estimations des composantes de variance ($\hat{\sigma}^2$) et proportions de la variance totale. Résultats pour 20 sujets.

Global	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	19	44266,61	2329,82	346,10	0,78		
Occasion (o)	1	610,20	610,20	5,93	0,01	2,43	0,14
Répétition (r)	2	149,63	74,82	1,59	0,004	9,27	0,001
so	19	4780,53	251,61	81,71	0,18		
sr	38	306,58	8,07	0,80	0,002		
or	2	19,06	9,53	0,15	0,0003	1,47	0,24
sor	38	245,78	6,47	6,47	0,02		
Moyenne Total	119	371287,98 50378,40	371287,98	442,75		159,37	0,00

Femmes	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	9	3656,01	406,22	50,87	0,56		
Occasion (o)	1	197,25	197,25	3,40	0,04	2,07	0,18
Répétition (r)	2	48,26	24,13	0,83	0,009	3,18	0,07
so	9	858,04	95,34	31,14	0,34		
sr	18	136,26	7,57	2,82	0,03		
or	2	2,08	1,04	(0,0)	(0,0)	0,54	0,60
sor	18	34,80	1,93	1,93	0,02		
Moyenne Total	59	96696,46 4932,70	96696,46	90,99		238,05	0,00

Hommes	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	9	11856,81	1317,42	147,37	0,49		
Occasion (o)	1	436,38	436,38	0,08	0,0003	1,01	0,34
Répétition (r)	2	107,24	53,62	2,08	0,007	5,87	0,01
so	9	3899,07	433,23	140,64	0,47		
sr	18	164,45	9,14	(0,0)	(0,0)		
or	2	24,10	12,05	0,07	0,0002	1,07	0,37
sor	18	203,87	11,33	11,33	0,04		
Moyenne Total	59	303345,31 16691,91	303345,31	301,56		230,26	0,00

Tableau 2D-1: Tableau d'analyse de variance pour le mouvement de rétraction (N·m) et estimations des composantes de variance ($\hat{\sigma}^2$) et proportions de la variance totale. Résultats pour 19 sujets (sujet M-2 exclus).

Global	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	18	25120,95	1395,61	209,80	0,78		
Occasion (o)	1	318,34	318,34	2,94	0,01	2,33	0,14
Répétition (r)	2	63,50	31,75	0,01	0,00003	1,99	0,15
so	18	2462,15	136,79	39,86	0,15		
sr	36	573,82	15,94	(0,0)	(0,0)		
or	2	62,91	31,45	0,75	0,003	1,83	0,18
sor	36	619,47	17,21	17,21	0,06		
Moyenne Total	113	234255,47 29221,14	234255,47	270,56		167,85	0,00

Femmes	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	9	10161,30	1129,03	182,99	0,90		
Occasion (o)	1	30,46	30,46	(0,0)	(0,0)	1,20	0,30
Répétition (r)	2	8,067	4,03	(0,0)	(0,0)	0,30	0,75
so	9	229,35	25,48	5,86	0,03		
sr	18	243,35	13,52	2,80	0,01		
or	2	67,47	33,73	2,58	0,01	4,261	0,03
sor	18	142,52	7,92	7,92	0,04		
Moyenne Total	59	79355,70 10882,50	79355,70	202,15		70,28	0,00

Hommes	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	8	4783,38	597,92	55,56	0,33		
Occasion (o)	1	404,26	404,26	5,17	0,03	1,53	0,25
Répétition (r)	2	81,78	40,89	0,73	0,004	2,15	0,15
so	8	2116,42	264,55	78,96	0,47		
sr	16	304,13	19,01	(0,0)	(0,0)		
or	2	29,42	14,71	(0,0)	(0,0)	0,53	0,59
sor	16	442,97	27,69	27,69	0,16		
Moyenne Total	53	165076,04 8162,36	165076,04	168,11		276,11	0,00

Tableau 2A-2: Tableau d'analyse de variance pour le mouvement d'élévation (N) et estimations des composantes de variance ($\hat{\sigma}^2$) et proportions de la variance totale. Résultats pour 20 sujets.

Global	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	19	2906824,38	152990,76	24847,26	0,88		
Occasion (o)	1	69923,44	69923,44	1082,81	0,04	18,97	0,00
Répétition (r)	2	8965,69	4482,85	46,60	0,002	3,32	0,05
so	19	70047,32	3686,70	852,16	0,03		
sr	38	51327,69	1350,73	110,25	0,004		
or	2	4796,95	2398,48	63,41	0,002	2,12	0,13
sor	38	42948,81	1130,23	1130,23	0,04		
Moyenne Total	119	44737648,43 3154834,29	44737648,43	28132,71		292,42	0,00

Femmes	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	9	241813,77	26868,20	4116,55	0,62		
Occasion (o)	1	36139,08	36139,08	1077,99	0,16	33,94	0,00
Répétition (r)	2	7380,38	3690,19	(0,0)	(0,0)	2,56	0,11
so	9	9582,07	1064,68	242,47	0,04		
sr	18	25946,69	1441,48	552,11	0,08		
or	2	6143,68	3071,84	273,46	0,04	9,11	0,002
sor	18	6070,78	337,27	337,27	0,05		
Moyenne Total	59	13570361,42 333076,44	13570361,42	6599,85		505,07	0,00

Hommes	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	9	477732,50	53081,39	7727,53	0,64		
Occasion (o)	1	33803,86	33803,86	902,92	0,07	5,03	0,052
Répétition (r)	2	2389,63	1194,81	(0,0)	(0,0)	0,88	0,43
so	9	60445,76	6716,20	1597,00	0,13		
sr	18	24576,69	1365,37	(0,0)	(0,0)		
or	2	931,67	465,84	(0,0)	(0,0)	0,24	0,79
sor	18	34599,64	1922,20	1922,20	0,16		
Moyenne Total	59	33354565,12 634479,75	33354565,12	12150,65		628,37	0,00

Tableau 2B-2: Tableau d'analyse de variance pour le mouvement de dépression (N) et estimations des composantes de variance ($\hat{\sigma}^2$) et proportions de la variance totale. Résultats pour 19 sujets (sujet M4 exclus)

Global	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	18	686522,16	38140,12	5740,02	0,80		
Occasion (o)	1	41,05	41,05	(0,0)	(0,0)	0,01	0,92
Répétition (r)	2	678,31	339,15	(0,0)	(0,0)	1,80	0,18
so	18	66600,34	3700,02	1115,21	0,15		
sr	36	6772,35	188,12	(0,0)	(0,0)		
or	2	24,45	12,23	(0,0)	(0,0)	0,03	0,97
sor	36	12758,44	354,40	354,40	0,05		
Moyenne Total	113	9263611,92 773397,09	9263611,92	7209,62		242,88	0,00

Femmes	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	9	136778,74	15197,64	2260,23	0,72		
Occasion (o)	1	7586,33	7586,33	198,34	0,06	4,64	0,06
Répétition (r)	2	715,00	357,50	6,94	0,002	2,37	0,12
so	9	14726,16	1636,24	472,52	0,15		
sr	18	2712,61	150,70	(0,0)	(0,0)		
or	2	182,87	91,44	(0,0)	(0,0)	0,42	0,67
sor	18	3936,29	218,68	218,68	0,07		
Moyenne Total	59	3105779,96 166638,01	3105779,96	3156,71		204,36	0,00

Hommes	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	8	130279,50	16284,94	2003,67	0,50		
Occasion (o)	1	10225,33	10225,33	220,83	0,06	2,40	0,16
Répétition (r)	2	126,74	63,37	(0,0)	(0,0)	0,26	0,77
so	8	34103,57	4262,95	1249,62	0,31		
sr	16	3896,30	243,52	(0,0)	(0,0)		
or	2	438,34	219,17	(0,0)	(0,0)	0,43	0,66
sor	16	8225,39	514,09	514,09	0,13		
Moyenne Total	53	6577295,88 187295,17	6577295,88	3988,20		403,89	0,00

Tableau 2C-2: Tableau d'analyse de variance pour le mouvement de protraction (N) et estimations des composantes de variance ($\hat{\sigma}^2$) et proportions de la variance totale. Résultats pour 20 sujets.

Global	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	19	842149,69	44323,67	6403,79	0,74		
Occasion (o)	1	15173,10	15173,10	154,11	0,02	2,59	0,12
Répétition (r)	2	3675,81	1837,90	39,38	0,004	9,21	0,001
so	19	111403,45	5863,34	1900,47	0,22		
sr	38	7582,99	199,55	18,81	0,002		
or	2	450,49	225,25	3,17	0,0004	1,39	0,26
sor	38	6153,67	161,94	161,94	0,02		
Moyenne Total	119	9521505,10 986589,20	9521505,10	8681,65		214,82	0,00

Femmes	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	9	94905,95	10545,11	1299,97	0,54		
Occasion (o)	1	5597,20	5597,20	100,01	0,04	2,16	0,18
Répétition (r)	2	1355,99	677,99	23,55	0,01	3,28	0,06
so	9	23371,95	2596,88	846,11	0,35		
sr	18	3724,76	206,93	74,19	0,03		
or	2	66,52	33,26	(0,0)	(0,0)	0,57	0,58
sor	18	1053,77	58,55	58,54	0,02		
Moyenne Total	59	2829731,16 130076,13	2829731,16	2402,39		268,35	0,00

Hommes	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	9	247768,61	27529,85	2963,69	0,46		
Occasion (o)	1	9877,82	9877,82	4,34	0,0007	1,01	0,34
Répétition (r)	2	2392,97	1196,48	46,03	0,007	5,69	0,01
so	9	87729,60	9747,73	3157,31	0,49		
sr	18	3785,08	210,28	(0,0)	(0,0)		
or	2	519,35	259,67	(0,0)	(0,0)	0,94	0,41
sor	18	4964,53	275,81	275,81	0,04		
Moyenne Total	59	7191259,48 357037,94	7191259,48	6447,17		261,22	0,00

Tableau 2D-2: Tableau d'analyse de variance pour le mouvement de rétraction (N) et estimations des composantes de variance ($\hat{\sigma}^2$) et proportions de la variance totale. Résultats pour 19 sujets (sujet M2 exclus).

Global	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	18	536313,26	29795,18	4393,05	0,74		
Occasion (o)	1	7984,65	7984,65	72,61	0,01	2,32	0,15
Répétition (r)	2	1674,37	837,18	(0,0)	(0,0)	1,94	0,16
so	18	61864,06	3436,89	1001,62	0,17		
sr	36	15553,68	431,49	(0,0)	(0,0)		
or	2	1682,31	841,16	21,53	0,004	1,95	0,16
sor	36	15553,24	432,03	432,03	0,07		
Moyenne		6125134,20	6125134,20			205,58	0,00
Total	113	640605,56		5920,84			

Femmes	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	9	294761,18	32751,24	5310,98	0,91		
Occasion (o)	1	938,60	938,60	(0,0)	(0,0)	1,32	0,28
Répétition (r)	2	304,58	152,29	(0,0)	(0,0)	0,37	0,69
so	9	6400,99	711,22	159,54	0,03		
sr	18	7321,27	406,74	87,07	0,01		
or	2	2016,52	1008,26	77,57	0,03	4,33	0,03
sor	18	4186,66	232,59	232,59	0,04		
Moyenne		2333503,10	2333503,10			71,25	0,00
Total	59	315929,81		5867,75			

Hommes	Degrés de liberté	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)	Composantes de variance $\hat{\sigma}^2$	Proportion de variance	Ratio F	p-value
Sujet (s)	8	90035,66	11254,46	771,67	0,22		
Occasion (o)	1	9513,79	9513,79	107,01	0,03	1,44	0,27
Répétition (r)	2	1843,15	921,58	15,14	0,004	1,91	0,18
so	8	52995,32	6624,42	1991,81	0,56		
sr	16	7739,04	483,69	(0,0)	(0,0)		
or	2	648,42	324,21	(0,0)	(0,0)	0,50	0,62
sor	16	10383,95	649,00	649,00	0,18		
Moyenne		3943147,52	3943147,52			350,36	0,00
Total	53	173129,33		3534,63			

ANNEXE D

EXEMPLE NUMÉRIQUE

Tableau 1 Valeurs de moments (N·m) enregistrées pour le mouvement d'élevation pour 5 sujets. Mesures des 3 répétitions enregistrées en 2 occasions (test-retest).

Sujets (s)	Test: o(1)			Retest: o(2)			Moyenne des répétitions (\bar{X}_r)			Moyenne des occasions (\bar{X}_o)			Moyenne des sujets (\bar{X})	
	1	2	3	1	2	3	Moy. r(1)	Moy. r(2)	Moy. r(3)	Moy. o(1)	Moy. o(2)	Moy. o(3)	Moy. o(4)	Moy. o(5)
1	105,87	102,64	110,42	111,74	111,89	109,83	108,81	107,27	110,13	106,31	111,15	111,15	108,73	
2	146,05	151,65	158,89	190,51	189,60	153,38	168,28	170,63	156,14	152,20	177,83	177,83	165,01	
3	151,41	178,75	181,45	149,69	155,83	160,33	150,55	167,29	170,89	170,54	155,28	155,28	162,91	
4	154,81	141,43	157,18	146,36	149,23	144,14	150,59	145,33	150,66	151,14	146,58	146,58	148,86	
5	174,32	191,79	179,37	190,14	197,01	206,29	182,23	194,40	192,83	181,83	197,81	197,81	189,82	
Moyenne des sujets	146,49	153,25	157,46	157,69	160,71	154,79	152,09	156,98	156,13	152,40	157,73	157,73	155,07	(μ)

Tableau 2 Moyennes et mesures de dispersion soit écarts types (ET = s) et coefficients de variation (CV) pour les 3 répétitions(r) lors des 2 occasions (o)

	Sujet 1		Sujet 2		Sujet 3		Sujet 4		Sujet 5	
	o(1)	o(2)	o(1)	o(2)	o(1)	o(2)	o(1)	o(2)	o(1)	o(2)
1 ^{ère} répétition	105,87	111,74	146,05	190,51	151,41	149,69	154,81	146,36	174,32	190,14
2 ^{ème} répétition	102,64	111,89	151,65	189,60	178,75	155,83	141,43	149,23	191,79	197,01
3 ^{ème} répétition	110,42	109,83	158,89	153,38	181,45	160,33	157,18	144,14	179,37	206,29
Moyenne (\bar{x})	106,31	111,15	152,20	177,83	170,54	155,28	151,14	146,58	181,83	197,81
ET (s)	3,91	1,15	6,44	21,18	16,62	5,34	8,49	2,55	8,99	8,10
CV	3,68	1,03	4,23	11,91	9,75	3,44	5,62	1,74	4,94	4,09

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n - 1}}$$

$$CV = \frac{s \times 100}{\bar{x}}$$

Tableau 3 Coefficients de corrélation de Pearson et de détermination calculés en utilisant les valeurs moyennes obtenues à chaque occasion sur les 5 sujets du tableau 1.

Sujets	Moy. o(1) \bar{x}	Moy. o(2) \bar{y}	\bar{x}^2	\bar{y}^2	$\bar{x} \bar{y}$
1	106,31	111,15	11301,82	12355,06	11816,71
2	152,20	177,83	23163,83	31623,51	27065,13
3	170,54	155,28	29082,75	24112,91	26481,50
4	151,14	146,58	22843,30	21484,72	22153,60
5	181,83	197,81	33060,94	39130,11	35967,74
Total	762,01	788,66	119452,63	128706,32	123484,68

Coefficient de Pearson (r)

$$\text{Somme de carrés (SC) pour } xy \quad C_{xy} = \sum_{i=1}^n x_i y_i - \frac{(\sum_{i=1}^n x_i)(\sum_{i=1}^n y_i)}{n}$$

$$\text{Somme de carrés (SC) pour } x \quad S C_x = \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n x_i)^2}{n}$$

$$\text{Somme de carrés (SC) pour } y \quad S C_y = \sum_{i=1}^n y_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n y_i)^2}{n}$$

$$r = \frac{SC_{xy}}{\sqrt{SC_x SC_y}} = \frac{(123484,68 - [(762,01)(788,66)/5]}{\sqrt{[119452,63 - (762,01)^2/5][128706,32 - (788,66)^2/5]}}$$

$$r = 0,87$$

Coefficient de détermination (r^2)

$$r^2 = \frac{SC_y - [SC_y - \frac{(SC_{xy})^2}{SC_x}]}{SC_y} = \frac{[\frac{(128706,32)(788,66)^2}{5} - [(128706,32)(788,66)/5 - \frac{[123484,68 - [(762,01)(788,66)/5]}{119452,63 - (762,01)^2/5}]]}{(128706,32)(788,66)/5}$$

$$r^2 = 0,76$$

Tableau 4 Tableau de l'analyse de variance (ANOVA) à 2 facteurs aléatoires (occasions et répétitions) pour les données du tableau 1.

A. Équations pour calculer les sommes de carrés et les moyennes des sommes de carrés pour chaque facteur et chaque interactions.

Effet	Degrés de liberté	Valeurs des sommes de carrés moyens (T)	Sommes de carrés (SC)	Moyennes des sommes de carrés (MC)
<i>s</i>	<i>s</i> -1	$nr no [\Sigma \bar{X}^2 s]$	$SC (s) = T (s) - T (\mu)$	$MC (s) = SC (s) / (s-1)$
<i>o</i>	<i>o</i> -1	$ns nr [\Sigma \bar{X}^2 o]$	$SC (o) = T (o) - T (\mu)$	$MC (o) = SC (o) / (o-1)$
<i>r</i>	<i>r</i> -1	$nr no [\Sigma \bar{X}^2 r]$	$SC (r) = T (r) - T (\mu)$	$MC (r) = SC (r) / (r-1)$
<i>so</i>	$(s-1)(o-1)$	$nr [\Sigma \Sigma \bar{X}^2 so]$	$SC (so) = T(so) - T(s) - T(o) + T(\mu)$	$MC (so) = SC (so) / (s-1)(o-1)$
<i>sr</i>	$(s-1)(r-1)$	$no [\Sigma \Sigma \bar{X}^2 sr]$	$SC (sr) = T(sr) - T(s) - T(r) + T(\mu)$	$MC (sr) = SC (sr) / (s-1)(r-1)$
<i>or</i>	$(o-1)(r-1)$	$ns [\Sigma \Sigma \bar{X}^2 or]$	$SC (or) = T(or) - T(o) - T(r) + T(\mu)$	$MC (or) = SC (or) / (o-1)(r-1)$
<i>sor</i>	$(s-1)(o-1)(r-1)$	$\Sigma \Sigma \Sigma \bar{X}^2 sor$	$SC (sor) = T(sor) - T(so) - T(sr) - T(or) + T(s) + T(o) + T(r) - T(\mu)$	$MC (sor) = SC (sor) / (s-1)(o-1)(r-1)$
moyenne		$ns no nr \bar{X}^2$		

B. Résolution des différentes équations

Valeurs moyennes des sommes de carrés (T)	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)
$T (s) = (3)(2)[(108,73)^2 + (165,01)^2 + (162,91)^2 + (148,86)^2 + (189,82)^2]$	$SC (s) = 742692,48 - 721370,13$	$MC (s) = 21322,34 / 4$
$T (o) = (5)(3)[(152,40)^2 + (157,73)^2]$	$SC (o) = 721583,15 - 721370,13$	$MC (o) = 213,01 / 1$
$T (r) = (5)(2)[(152,09)^2 + (156,98)^2 + (156,13)^2]$	$SC (r) = 721506,69 - 721370,13$	$MC (r) = 136,55 / 2$
$T (so) = (3)[(106,31)^2 + (152,20)^2 + \dots + (197,81)^2]$	$SC (so) = 744476,86 - 742692,48 - 721583,15 + 721370,13$	$MC (so) = 1571,37 / (4)(1)$
$T (sr) = (2)[(108,81)^2 + (168,28)^2 + \dots + (192,83)^2]$	$SC (sr) = 743626,56 - 742692,48 - 721506,69 + 721370,13$	$MC (sr) = 797,52 / (4)(2)$
$T (or) = (5)[(157,69)^2 + (160,71)^2 + \dots + (156,13)^2]$	$SC (or) = 721976,99 - 721583,15 - 721506,69 + 721370,13$	$MC (or) = 257,29 / (1)(2)$
$T (sor) = (105,87)^2 + (146,05)^2 + (151,41)^2 + \dots + (206,29)^2$	$SC (sor) = 746549,78 - 744476,86 - 743626,56 - 721976,99 + 742692,48$	$MC (sor) = 881,56 / (4)(1)(2)$
$T (\mu) = (5)(3)(2)(155,07)^2$	$+ 721583,15 + 721506,69 - 721370,13$	

Tableau 4 (Suite)

C. Tableau d'ANOVA avec les valeurs des termes pour calculer les sommes et moyennes de carrés.

Effet	degrés de liberté	T	Sommes de carrés (SC)	Moyennes de carrés (MC)
<i>s</i>	4	742692,48	21322,34	5330,59
<i>o</i>	1	721583,15	213,01	213,01
<i>r</i>	2	721506,69	136,55	68,28
<i>so</i>	4	744476,86	1571,37	392,84
<i>sr</i>	8	743626,56	797,52	99,69
<i>or</i>	2	721976,99	257,29	128,64
<i>sor</i>	8	746549,78	881,56	110,19
moyenne		721370,13		

Tableau 5 Équations utilisées dans les estimations de variance ($\hat{\sigma}^2$) pour les facteurs et les interactions de la présente étude et résultats obtenus à partir des données du tableau 4. Ces estimations servent au calcul des coefficients de corrélation intra-classe et de l'erreur type de mesure de même que pour l'étude-G.
Devis croisé sujet (s) \times occasion (o) \times répétition (r).

Effet	Équations des moyennes de carrés	Équations des moyennes de carrés attendues pour obtenir les estimations de variance	Résultats des équations des estimations de variance utilisant les données du tableau 4c	$\hat{\sigma}^2$ *	$\hat{\sigma}^2$ **
	attendus (expected mean squares) pour les facteurs et interactions E (MC)	de carrés attendues pour obtenir les estimations de variance			
s	$\sigma^2(\text{sor}) + nr\sigma^2(\text{so}) + n\sigma^2(\text{sr}) + no\ nr\sigma^2(\text{s})$	$[\text{MC}(\text{s}) - \text{MC}(\text{so}) - \text{MC}(\text{sr}) + \text{MC}(\text{sor})] / \text{no nr}$	$[5330,59 - 392,84 - 99,69 + 110,19] / (2)(3)$	824,71	822,96
o	$\sigma^2(\text{sor}) + n\sigma^2(\text{sr}) + ns\ \sigma^2(\text{or}) + ns\ nr\ \sigma^2(\text{o})$	$[\text{MC}(\text{o}) - \text{MC}(\text{so}) - \text{MC}(\text{or}) + \text{MC}(\text{sor})] / \text{ns nr}$	$[213,01 - 392,84 - 99,69 + 110,19] / (5)(3)$	-11,29	0,00
r	$\sigma^2(\text{sor}) + nr\ \sigma^2(\text{so}) + ns\ \sigma^2(\text{or}) + ns\ no\sigma^2(\text{r})$	$[\text{MC}(\text{r}) - \text{MC}(\text{sr}) - \text{MC}(\text{or}) + \text{MC}(\text{sor})] / \text{ns no}$	$[68,28 - 99,69 - 128,64 + 110,19] / (5)(2)$	-4,99	0,00
so	$\sigma^2(\text{sor}) + nr\ \sigma^2(\text{so})$	$[\text{MC}(\text{so}) - \text{MC}(\text{sr})] / \text{nr}$	$[392,84 - 110,19] / (3)$	94,22	94,22
sr	$\sigma^2(\text{sor}) + no\ \sigma^2(\text{sr})$	$[\text{MC}(\text{sr}) - \text{MC}(\text{so})] / \text{no}$	$[99,69 - 110,19] / (2)$	-5,25	0,00
or	$\sigma^2(\text{sor}) + ns\ \sigma^2(\text{or})$	$[\text{MC}(\text{or}) - \text{MC}(\text{so})] / \text{ns}$	$[128,64 - 110,19] / (5)$	3,69	3,69
sor	$\sigma^2(\text{sor})$	MC(sor)	110,19	110,19	110,19

* = les valeurs négatives sont conservées dans la résolution des équations des moyennes de carrés attendues E(MC).

** = les valeurs négatives sont remplacées par la valeur 0 dans la résolution des équations des moyennes de carrés attendues E(MC).

Tableau 6 Équation utilisée pour le calcul des coefficients de corrélation intra-classes et résultats obtenus à partir des données du tableau 5.

$$\text{ICC} = \frac{\sigma^2(s)}{\sigma^2(\text{sor}) + \sigma^2(\text{so}) + \sigma^2(\text{sr}) + \sigma^2(\text{or}) + \sigma^2(\text{r}) + \sigma^2(\text{o}) + \sigma^2(\text{s})}$$

$$\text{ICC} = \frac{824,71}{110,19 + 3,69 + 0 + 94,22 + 0 + 0 + 824,71}$$

$$\text{ICC} = 0,80$$

Tableau 7 Équations utilisées dans l'Étude-D et résultats obtenus à partir des données du tableau 5 . Cette étude-D porte sur diverses conditions qui combinent un nombre déterminé d'occasion (no) et de répétitions (nr).

	Estimations des variances selon l'Étude-G $\hat{\sigma}^2$	Équations des estimateurs de variance pour chaque décision de l'Étude-D	no		nr		Résultats obtenus du tableau 5							
			1	2	1	2	1	2	1	2	1	2		
$\hat{\sigma}^2(s)$	= 822,96	$\hat{\sigma}^2(s)$	822,96	822,96	822,96	822,96	822,96	822,96	822,96	822,96	822,96	822,96	822,96	822,96
$\hat{\sigma}^2(o)$	= 0,00	$\hat{\sigma}^2(o) = \hat{\sigma}^2(o) / no$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
$\hat{\sigma}^2(r)$	= 0,00	$\hat{\sigma}^2(r) = \hat{\sigma}^2(r) / nr$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
$\hat{\sigma}^2(so)$	= 94,22	$\hat{\sigma}^2(so) = \hat{\sigma}^2(so) / no$	94,22	94,22	94,22	94,22	94,22	94,22	94,22	94,22	94,22	94,22	94,22	94,22
$\hat{\sigma}^2(sr)$	= 0,00	$\hat{\sigma}^2(sr) = \hat{\sigma}^2(sr) / nr$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
$\hat{\sigma}^2(or)$	= 3,69	$\hat{\sigma}^2(or) = \hat{\sigma}^2(or) / no nr$	3,69	1,84	1,23	1,84	1,23	1,84	1,23	1,84	1,23	1,84	1,23	1,84
$\hat{\sigma}^2(sor)$	= 110,19	$\hat{\sigma}^2(sor) = \hat{\sigma}^2(sor) / no nr$	110,19	55,10	36,73	55,10	36,73	55,10	36,73	55,10	36,73	55,10	36,73	55,10
Variance due à l'erreur relative $\hat{\sigma}^2(\delta) = \hat{\sigma}^2(sO) + \hat{\sigma}^2(sR) + \hat{\sigma}^2(sOR)$			$\hat{\sigma}^2(\delta)$	204,41	149,31	130,95	102,20	74,66	65,47					
Variance due à l'erreur absolue $\hat{\sigma}^2(\Delta) = \hat{\sigma}^2(O) + \hat{\sigma}^2(R) + \hat{\sigma}^2(sO) + \hat{\sigma}^2(sR) + \hat{\sigma}^2(OR) + \hat{\sigma}^2(sOR)$			$\hat{\sigma}^2(\Delta)$	208,10	151,16	132,18	104,05	75,58	66,09					
Coefficient de généralisabilité = $\hat{\sigma}^2(s) / E \hat{\sigma}^2(X)$			$E\mu^2$	0,80	0,85	0,86	0,89	0,92	0,93					
Indice de dépendabilité = $\hat{\sigma}^2(s) / \hat{\sigma}^2(\Delta) + \hat{\sigma}^2(s)$			Φ	0,80	0,85	0,86	0,89	0,92	0,93					

Tableau 8 Équations utilisées pour le calcul de l'erreur type de mesure, des intervalles de confiance et les plus petites différences décelables et résultats obtenus à partir des données des tableaux 5 et 7.

	n_o	n_r	Conditions expérimentales choisies					
			1	1	1	2	2	2
Variance due à l'erreur absolue	208,10	151,16	132,18	104,05	75,58	66,09		
Erreur-type de la mesure	14,43	12,29	11,50	10,20	8,69	8,13		
Intervalle de confiance à 95% = $\pm 1.96 \times \hat{\sigma}(\Delta)$	± 28.27	± 24.10	± 22.53	± 19.99	± 17.04	± 15.93		
Différence décelable = $1.96 \times \sqrt{2} \times \hat{\sigma}(\Delta)$ ($\alpha = .05$)	39,99	34,08	31,87	28,27	24,10	22,53		

CONTROL CARD INPUT LISTING

COLUMN 1111111122222222333333334444444455555555666666667777777788
 1234567890123456789012345678901234567890123456789012345678901234567890
 GSTUDY DATA SET 1 - RANDOM MODEL - P X I X O DESIGN - RUN 1

COMMENT # RECORDS = 5
 COMMENT # VALUES PER RECORD = 6
 COMMENT RECORDS ALL CORRELATION
 OPTIONS * P 5 0
 EFFECT + O 2 0
 EFFECT + I 3 0
 FORMAT (6F7.2)
 PROCESS

DATA SET 1 - RANDOM MODEL - P X I X O DESIGN - RUN 1

EXPANDED MAIN AND INTERACTION EFFECT TABLE

	(** = INFINITE)	P	O	I	TOTAL DEGREES
	SAMPLE SIZE	5	2	3	
	UNIVERSE SIZE	****	****	****	PRIMARY NUMBER OF INDICES INDICES FREEDOM
+	* P	* 1	* 0	* 0	* 1 1 4
+	* O	* 0	* 1	* 0	* 1 1 1
+	* I	* 0	* 0	* 1	* 1 1 2
+	* PO	* 1	* 1	* 0	* 2 2 4
+	* PI	* 1	* 0	* 1	* 2 2 8
+	* OI	* 0	* 1	* 1	* 2 2 2
+	* POI	* 1	* 1	* 1	* 3 3 8

+ GENOVA VERSION 2.2
G STUDY

DATA SET 1 - RANDOM MODEL - P X I X O DESIGN - RUN 1

INPUT RECORD LISTING WITH RECORD MEANS

ORECORD #	1	105.87000	102.64000	110.42000	111.74000	111.89000	109.83000	108.73167
ORECORD #	2	146.05000	151.65000	158.89000	190.51000	189.60000	153.38000	165.01333
ORECORD #	3	151.41000	178.75000	181.45000	149.69000	155.83000	160.33000	162.91000
ORECORD #	4	154.81000	141.43000	157.18000	146.36000	149.23000	144.14000	148.85833
ORECORD #	5	174.32000	191.79000	179.37000	190.14000	197.01000	206.29000	189.82000

+ GENOVA VERSION 2.2
G STUDY

DATA SET 1 - RANDOM MODEL - P X I X O DESIGN - RUN 1

CELL MEAN SCORES

0*****

*** GRAND MEAN = 155.0666667 ***

0*****

0 MEAN SCORES FOR EFFECT: O SUBSCRIPT NOTATION: (O)

(1) = 152.402000

(2) = 157.731333

0 MEAN SCORES FOR EFFECT: I SUBSCRIPT NOTATION: (I)

(1) = 152.090000

(2) = 156.982000

(3) = 156.128000

0 MEAN SCORES FOR EFFECT: OI SUBSCRIPT NOTATION: (O,I)

(1,1) = 146.492000

(1,2) = 153.252000

(1,3) = 157.462000

(2,1) = 157.688000

(2,2) = 160.712000

(2,3) = 154.794000

1

DATA SET 1 - RANDOM MODEL - P X I X O DESIGN - RUN 1

GENOVA VERSION 2.2
G STUDY

ANOVA TABLE

EFFECT	DEGREES OF FREEDOM	P	SUNS OF SQUARES FOR		SUNS OF SQUARES FOR SCORE EFFECTS	MEAN SQUARES	F STATISTIC	(QF = QUASI F RATIO)	
			MEAN SCORES	SCORES				F-TEST NUMERATOR	DEGREES OF FREEDOM DENOMINATOR
P	4	742692.47650	21322.34317	5330.58579	13.94208	4	QF	4	QF
O	1	721583.14679	213.01345	213.01345	.51791	1	QF	3	QF
I	2	721506.68808	136.55475	68.27737	.57794	2	QF	1	QF
PO	4	744476.85753	1571.36758	392.84189	3.56498	4		8	
PI	8	743626.55670	797.52545	99.69068	.90468	8		8	
OI	2	721976.98868	257.28715	128.64357	1.16742	2		8	
POI	8	746549.78280	881.55792	110.19474					
MEAN		721370.13333							
TOTAL	29		25179.64947						

NOTE: FOR GENERALIZABILITY ANALYSES, F-STATISTICS SHOULD BE IGNORED

GENOVA VERSION 2.2
G STUDY DATA SET 1 - RANDOM MODEL - P X I X O DESIGN - RUN 1

G STUDY RESULTS

(** = INFINITE) P O I
SAMPLE SIZE 5 2 3
UNIVERSE SIZE **** *
QFM = QUADRATIC FORM

EFFECT	DEGREES OF FREEDOM	MODEL VARIANCE COMPONENTS		STANDARD ERROR
		USING ALGORITHM	USING EMS EQUATIONS	
P	4	824.7079925	822.9573161	514.4461090
O	1	(0.0)	(0.0)	20.2643163
I	2	(0.0)	(0.0)	12.2563073
PO	4	94.2157183	94.2157183	77.3664878
PI	8	(0.0)	(0.0)	33.2273327
OI	2	3.6897667	3.6897667	20.6912161
POI	8	110.1947400	110.1947400	49.2805859

NOTE: THE "ALGORITHM" AND "EMS" ESTIMATED VARIANCE COMPONENTS WILL BE IDENTICAL IF THERE ARE NO NEGATIVE ESTIMATES

GENOVA VERSION 2.2
G STUDY

DATA SET 1 - RANDOM MODEL - P X I X O DESIGN - RUN 1

EXPECTED MEAN SQUARE EQUATIONS

(** = INFINITE)	P	O	I
SAMPLE SIZE	5	2	3
UNIVERSE SIZE	****	****	****
O			
OEMS (P)	= 1.00*VC(POI) + 2.00*VC(PI) + 3.00*VC(PO) + 6.00*VC(P)		
OEMS (O)	= 1.00*VC(POI) + 5.00*VC(OI) + 3.00*VC(PO) + 15.00*VC(O)		
OEMS (I)	= 1.00*VC(POI) + 5.00*VC(OI) + 2.00*VC(PI) + 10.00*VC(I)		
OEMS (PO)	= 1.00*VC(POI) + 3.00*VC(PO)		
OEMS (PI)	= 1.00*VC(POI) + 2.00*VC(PI)		
OEMS (OI)	= 1.00*VC(POI) + 5.00*VC(OI)		
OEMS (POI)	= 1.00*VC(POI)		

GENOVA VERSION 2.2
G STUDY

DATA SET 1 - RANDOM MODEL - P X I X O DESIGN - RUN 1

VARIANCE - COVARIANCE MATRIX FOR ESTIMATED VARIANCE COMPONENTS (V)

	P	O	I	PO	PI	OI	POI
O							
P	264654.7991151						
O	598.5573441	410.6425170					
I	73.6037091	71.3544042	150.2170688				
PO	-2992.7867204	-1197.1146882	-80.9525382	5985.5734408			
PI	-368.0185456	-80.9525382	-220.8111273	404.7626908	1104.0556367		
OI	-80.9525382	-142.7088083	-214.0632125	161.9050763	242.8576145	428.1264250	
POI	404.7626908	161.9050763	242.8576145	-809.5253816	-1214.2880724	-485.7152289	2428.5761447

GENOVA VERSION 2.2
G STUDY

DATA SET 1 - RANDOM MODEL - P X I X O DESIGN - RUN 1

CORRELATION MATRIX FOR ESTIMATED VARIANCE COMPONENTS

	P	O	I	PO	PI	OI	POI
O							
P	1.0000000						
O	.0574161	1.0000000					
I	.0116735	.2872957	1.0000000				
PO	-.0751940	-.7635736	-.0853725	1.0000000			
PI	-.0215295	-.1202273	-.5422079	.1574534	1.0000000		
OI	-.0076051	-.3403555	-.8441048	.1011397	.3532403	1.0000000	
POI	.0159656	.1621260	.4020835	-.2123253	-.7415670	-.4763431	1.0000000

+ GENOVA VERSION 2.2
D STUDY

#1 -- P X I X O DESIGN -- I, O -- RANDOM

D STUDY DESIGN NUMBER 001-001

VARIANCE - COVARIANCE MATRIX FOR ESTIMATED VARIANCE COMPONENTS (FOR MEAN SCORES) IN UNIVERSE OF GENERALIZATION (W)

	P	O	PO	PI	OI	POI
P	264654.7991151					
O	598.5573441	410.6425170				
I	73.6037091	71.3544042	150.2170688			
PO	-2992.7867204	-1197.1146882	-80.9525382	5985.5734408		
PI	-368.0185456	-80.9525382	-220.8111273	404.7626908	1104.0556367	
OI	-80.9525382	-142.7088083	-214.0632125	161.9050763	242.8576145	428.1264250
POI	404.7626908	161.9050763	242.8576145	-809.5253816	-1214.2880724	-485.7152289

1+ GENOVA VERSION 2.2
D STUDY

#1 -- P X I X O DESIGN -- I, O -- RANDOM

D STUDY DESIGN NUMBER 001-002

OBJECT OF MEASUREMENT : P FACETS : O I
 G STUDY POPULATION SIZE : INFINITE G STUDY UNIVERSE SIZES : INFINITE INFINITE
 D STUDY POPULATION SIZE : INFINITE D STUDY UNIVERSE SIZES : INFINITE INFINITE
 D STUDY SAMPLE SIZE : 5 D STUDY SAMPLE SIZES : 1 2

EFFECT	G STUDY UNIVERSE (OF ADMISSIBLE OBSERVATIONS) SIZES				D STUDY UNIVERSE (OF GENERALIZATION) SIZES			
	VARIANCE COMPONENTS FOR SINGLE OBSERVATIONS	FINITE UNIVERSE COR- RECTIONS	D STUDY FRE- QUENCIES	ESTIMATES	VARIANCE COMPONENTS FOR SINGLE OBSERVATIONS	FINITE UNIVERSE COR- RECTIONS	D STUDY FRE- QUENCIES	ESTIMATES
P	822.95732	1.0000	1	822.95732	514.44611	1.0000	1	822.95732
O	0.00000	1.0000	1	0.00000	20.26432	1.0000	1	0.00000
I	0.00000	1.0000	2	0.00000	6.12815	1.0000	2	0.00000
PO	94.21572	1.0000	1	94.21572	77.36649	1.0000	1	94.21572
PI	0.00000	1.0000	2	0.00000	16.61367	1.0000	2	0.00000
OI	3.68977	1.0000	2	3.68977	10.34561	1.0000	2	1.84488
POI	110.19474	1.0000	2	55.09737	24.64029	1.0000	2	55.09737

QFM = QUADRATIC FORM

	VARIANCE	STANDARD DEVIATION	STANDARD ERROR OF VARIANCE
UNIVERSE SCORE	822.95732	28.68723	514.44611
OBSERVED SCORE	972.27040	31.18125	514.35668
LOWER CASE DELTA	149.31309	12.21937	76.52989
UPPER CASE DELTA	151.15797	12.29463	62.37738
MEAN	196.29896	14.01067	

GENERALIZABILITY COEFFICIENT = .84643 (5.51162)
 PHI = .84483 (5.44435)

#1 -- P X I X O DESIGN -- I, O - RANDOM

D STUDY DESIGN NUMBER 001-002
 VARIANCE - COVARIANCE MATRIX FOR ESTIMATED VARIANCE COMPONENTS (FOR MEAN SCORES) IN UNIVERSE OF GENERALIZATION (W)

	P	O	I	PO	PI	OI	POI
P	264654.7991151						
O	598.5573441	410.6425170					
I	36.8018546	35.6772021	37.5542672				
PO	-2992.7867204	-1197.1146882	-40.4762691	5985.5734408			
PI	-184.0092728	-40.4762691	-55.2027818	202.3813454	276.0139092		
OI	-40.4762691	-71.3544042	-53.5158031	80.9525382	60.7144036	107.0316062	
POI	202.3813454	80.9525382	60.7144036	-404.7626908	-303.5720181	-121.4288072	607.1440362

#1 -- P X I X O DESIGN -- I, O - RANDOM

D STUDY DESIGN NUMBER 001-003
 FACETS : I
 OBJECT OF MEASUREMENT : P
 G STUDY POPULATION SIZE : INFINITE
 D STUDY POPULATION SIZE : INFINITE
 D STUDY SAMPLE SIZE : 5
 D STUDY SAMPLE SIZES : 1

VARIANCE COMPONENTS IN TERMS OF
 G STUDY UNIVERSE (OF ADMISSIBLE OBSERVATIONS) SIZES
 D STUDY UNIVERSE (OF GENERALIZATION) SIZES

EFFECT	VARIANCE COMPONENTS FOR MEAN SCORES			VARIANCE COMPONENTS FOR MEAN SCORES		
	VARIANCE COMPONENTS FOR SINGLE OBSERVATIONS	FINITE UNIVERSE COR-RECTIONS	RECTIONS QUENCIES	VARIANCE COMPONENTS FOR SINGLE OBSERVATIONS	FINITE UNIVERSE COR-RECTIONS	RECTIONS QUENCIES
P	822.95732	1.0000	1	822.95732	1.0000	1
O	0.00000	1.0000	1	0.00000	1.0000	1
I	0.00000	1.0000	3	0.00000	1.0000	3
PO	94.21572	1.0000	1	94.21572	1.0000	1
PI	0.00000	1.0000	3	0.00000	1.0000	3
OI	3.68977	1.0000	3	3.68977	1.0000	3
POI	110.19474	1.0000	3	110.19474	1.0000	3

QFM = QUADRATIC FORM

EFFECT	VARIANCE COMPONENTS FOR MEAN SCORES		VARIANCE COMPONENTS FOR MEAN SCORES	
	STANDARD DEVIATION	ERROR OF VARIANCE	STANDARD DEVIATION	ERROR OF VARIANCE
UNIVERSE SCORE	822.95732	28.68723	514.44611	514.44611
EXPECTED OBSERVED SCORE	953.90461	30.88535	514.32687	20.26432
LOWER CASE DELTA	130.94730	11.44322	76.40945	4.08544
UPPER CASE DELTA	132.17722	11.49684	62.31217	77.36649
MEAN	192.01085	13.85680		11.07578

NOTE: SIGNAL/NOISE RATIOS ARE IN PARENTHESES

GENERALIZABILITY COEFFICIENT = .86272 (6.28465)
 PHI = .86161 (6.22617)

1 + GENOVA VERSION 2.2 PAGE 16

D STUDY
 #1 -- P X I X O DESIGN -- I, O -- RANDOM
 D STUDY DESIGN NUMBER 001-003
 0 VARIANCE - COVARIANCE MATRIX FOR ESTIMATED VARIANCE COMPONENTS (FOR MEAN SCORES) IN UNIVERSE OF GENERALIZATION (W)

	P	O	I	PO	PI	OI	POI
P	264654.79911151						
O	598.5573441	410.6425170					
I	24.5345697	23.7848014	16.6907854				
PO	-2992.7867204	-1197.1146882	5985.5734408				
PI	-122.6728485	-26.9841794	134.9208969	122.6728485			
OI	-26.9841794	-47.5696028	-23.7848014	53.9683588	26.9841794	47.5696028	
POI	134.9208969	53.9683588	26.9841794	-269.8417939	-134.9208969	-53.9683588	269.8417939

1+ GENOVA VERSION 2.2 PAGE 17
 D STUDY

#1 -- P X I X O DESIGN -- I, O -- RANDOM
 D STUDY DESIGN NUMBER 001-004

OBJECT OF MEASUREMENT : P
 G STUDY POPULATION SIZE : INFINITE
 D STUDY POPULATION SIZE : INFINITE
 D STUDY SAMPLE SIZE : 5
 FACETS : O
 G STUDY UNIVERSE SIZES : INFINITE INFINITE
 D STUDY UNIVERSE SIZES : INFINITE INFINITE
 D STUDY SAMPLE SIZES : 2 1

EFFECT	VARIANCE COMPONENTS IN TERMS OF G STUDY UNIVERSE (OF ADMISSIBLE OBSERVATIONS) SIZES				VARIANCE COMPONENTS IN TERMS OF D STUDY UNIVERSE (OF GENERALIZATION) SIZES			
	VARIANCE COMPONENTS FOR SINGLE OBSERVATIONS	FINITE UNIVERSE COR- RECTIONS	D STUDY FRE- QUENCIES	ESTIMATES	VARIANCE COMPONENTS FOR SINGLE OBSERVATIONS	FINITE UNIVERSE COR- RECTIONS	D STUDY FRE- QUENCIES	ESTIMATES
P	822.95732	1.0000	1	822.95732	514.44611	822.95732	1	822.95732
O	0.00000	1.0000	2	0.00000	10.13216	0.00000	2	0.00000
I	0.00000	1.0000	1	0.00000	12.25631	1.00000	1	0.00000
PO	94.21572	1.0000	2	47.10786	38.68324	1.00000	2	47.10786
PI	0.00000	1.0000	1	0.00000	33.22733	0.00000	1	0.00000
OI	3.68977	1.0000	2	1.84488	10.34561	3.68977	2	1.84488
POI	110.19474	1.0000	2	55.09737	24.64029	110.19474	2	55.09737

QFM = QUADRATIC FORM

	UNIVERSE SCORE	822.95732	28.68723	514.44611
EXPECTED OBSERVED SCORE	925.16255	30.41648	513.15109	
LOWER CASE DELTA	102.20523	10.10966	44.64644	
UPPER CASE DELTA	104.05011	10.20050	36.63099	
MEAN	186.87739	13.67031		

GENERALIZABILITY COEFFICIENT = .88953 (8.05201)
 PHI = .88776 (7.90924)

NOTE: SIGNAL/NOISE RATIOS ARE IN PARENTHESES

#1 -- P X I X O DESIGN -- I, O - RANDOM

VARIANCE - COVARIANCE MATRIX FOR ESTIMATED VARIANCE COMPONENTS (FOR MEAN SCORES) IN UNIVERSE OF GENERALIZATION (W)
D STUDY DESIGN NUMBER 001-004

	P	O	I	PO	PI	OI	POI
P	264654.7991151						
O	299.2786720	102.6606292					
I	73.6037091	35.6772021	150.2170688				
PO	-1496.3933602	-299.2786720	-40.4762691	1496.3933602			
PI	-368.0185456	-40.4762691	-220.811273	202.3813454	1104.0556367		
OI	-40.4762691	-35.6772021	-107.0316062	40.4762691	121.4288072	107.0316062	
POI	202.3813454	40.4762691	121.4288072	-202.3813454	-607.1440362	-121.4288072	607.1440362

1+ GENOVA VERSION 2.2
D STUDY

#1 -- P X I X O DESIGN -- I, O - RANDOM

D STUDY DESIGN NUMBER 001-005

OBJECT OF MEASUREMENT : P FACETS : O I
 G STUDY POPULATION SIZE : INFINITE G STUDY UNIVERSE SIZES : INFINITE INFINITE
 D STUDY POPULATION SIZE : INFINITE D STUDY UNIVERSE SIZES : INFINITE INFINITE
 D STUDY SAMPLE SIZE : 5 D STUDY SAMPLE SIZES : 2 2

VARIANCE COMPONENTS IN TERMS OF G STUDY UNIVERSE (OF ADMISSIBLE OBSERVATIONS) SIZES VARIANCE COMPONENTS IN TERMS OF D STUDY UNIVERSE (OF GENERALIZATION) SIZES

EFFECT	VARIANCE COMPONENTS FOR MEAN SCORES				VARIANCE COMPONENTS FOR MEAN SCORES				
	VARIANCE COMPONENTS FOR SINGLE OBSERVATIONS	FINITE RECTIONS	D STUDY UNIVERSE SIZES	STANDARD ERRORS	VARIANCE COMPONENTS FOR SINGLE OBSERVATIONS	FINITE RECTIONS	D STUDY UNIVERSE SIZES	STANDARD ERRORS	
P	822.95732	1.0000	1	822.95732	514.44611	1.0000	1	822.95732	514.44611
O	0.00000	1.0000	2	0.00000	10.13216	1.0000	2	0.00000	10.13216
I	0.00000	1.0000	2	0.00000	6.12815	1.0000	2	0.00000	6.12815
PO	94.21572	1.0000	2	47.10786	38.68324	1.0000	2	47.10786	38.68324
PI	0.00000	1.0000	2	0.00000	16.61367	1.0000	2	0.00000	16.61367
OI	3.68977	1.0000	4	0.92244	5.17280	1.0000	4	0.92244	5.17280
POI	110.19474	1.0000	4	27.54868	12.32015	1.0000	4	27.54868	12.32015

QFM = QUADRATIC FORM

	VARIANCE SCORE	STANDARD DEVIATION	STANDARD ERROR OF VARIANCE
EXPECTED OBSERVED SCORE	822.95732	28.68723	514.44611
LOWER CASE DELTA	897.61386	29.96020	512.94931
UPPER CASE DELTA	74.65654	8.64040	40.25694
MEAN	75.57899	8.69362	32.95193
	180.44521	13.43299	

GENERALIZABILITY COEFFICIENT = .91683 (11.02324)
 PHI = .91589 (10.88871)

NOTE: SIGNAL/NOISE RATIOS ARE IN PARENTHESES

+ GENOVA VERSION 2.2
D STUDY

#1 -- P X I X O DESIGN - I, O - RANDOM
D STUDY DESIGN NUMBER 001-005

VARIANCE - COVARIANCE MATRIX FOR ESTIMATED VARIANCE COMPONENTS (FOR MEAN SCORES) IN UNIVERSE OF GENERALIZATION (W)

	P	O	I	PO	PI	OI	POI
P	264654.7991151						
O	299.2786720	102.6606292					
I	36.8018546	17.8386010	37.5542672				
PO	-1496.3933602	-299.2786720	-20.2381345	1496.3933602			
PI	-184.0092728	-20.2381345	-55.2027818	101.1906727	276.0139092		
OI	-20.2381345	-17.8386010	-26.7579016	20.2381345	30.3572018	26.7579016	
POI	101.1906727	20.2381345	30.3572018	-101.1906727	-151.7860090	-30.3572018	151.7860090

+ GENOVA VERSION 2.2
D STUDY

#1 -- P X I X O DESIGN -- I, O - RANDOM
D STUDY DESIGN NUMBER 001-006

OBJECT OF MEASUREMENT : P FACETS : O I
G STUDY POPULATION SIZE : INFINITE G STUDY UNIVERSE SIZES : INFINITE INFINITE
D STUDY POPULATION SIZE : INFINITE D STUDY UNIVERSE SIZES : INFINITE INFINITE
D STUDY SAMPLE SIZE : 5 D STUDY SAMPLE SIZES : 2 3

VARIANCE COMPONENTS IN TERMS OF VARIANCE COMPONENTS IN TERMS OF
G STUDY UNIVERSE (OF ADMISSIBLE OBSERVATIONS) SIZES D STUDY UNIVERSE (OF GENERALIZATION) SIZES

EFFECT	VARIANCE COMPONENTS FOR MEAN SCORES			VARIANCE COMPONENTS FOR MEAN SCORES		
	FINITE COR-	D STUDY FRE-	UNIVERSE SAMPLING	FINITE COR-	D STUDY FRE-	UNIVERSE SAMPLING
P	822.95732	1.0000	1	822.95732	1.0000	1
O	0.00000	1.0000	2	0.00000	1.0000	2
I	0.00000	1.0000	3	0.00000	1.0000	3
PO	94.21572	1.0000	2	94.21572	1.0000	2
PI	0.00000	1.0000	3	0.00000	1.0000	3
OI	3.68977	1.0000	6	3.68977	1.0000	6
POI	110.19474	1.0000	6	110.19474	1.0000	6

QFM = QUADRATIC FORM

STANDARD ERROR OF VARIANCE DEVIATION VARIANCE

UNIVERSE SCORE	822.95732	28.68723	514.44611
EXPECTED OBSERVED SCORE	888.43097	29.80656	512.93586
LOWER CASE DELTA	65.47365	8.09158	39.39043
UPPER CASE DELTA	66.08861	8.12949	32.22456
MEAN	178.30115	13.35295	

GENERALIZABILITY COEFFICIENT = .92630 (12.56929)
PHI = .92566 (12.45233)

NOTE: SIGNAL/NOISE RATIOS ARE IN PARENTHESES

