

Rapports sur la santé

Mise en correspondance de la mesure de l'incapacité du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités selon le Health Utilities Index Mark 3 : élaboration et validation d'un modèle prédictif multivarié dans un échantillon issu de la population générale

par Thomas Charters, Dafna Kohen et Julie Bernier

Date de diffusion : le 15 janvier 2025



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

- | | |
|---|----------------|
| • Service de renseignements statistiques | 1-800-263-1136 |
| • Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants | 1-800-363-7629 |
| • Télécopieur | 1-514-283-9350 |

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « [Normes de service à la clientèle](#) ».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre de l'Industrie, 2025

L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'[entente de licence ouverte](#) de Statistique Canada.

Une [version HTML](#) est aussi disponible.

This publication is also available in English.

Mise en correspondance de la mesure de l'incapacité du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités selon le Health Utilities Index Mark 3 : élaboration et validation d'un modèle prédictif multivarié dans un échantillon issu de la population générale

par Thomas Charters, Dafna Kohen et Julie Bernier

DOI : <https://www.doi.org/10.25318/82-003-x202500100001-fra>

RÉSUMÉ

Contexte

Statistique Canada recueille régulièrement des données sur la santé fonctionnelle et les concepts associés. Récemment, la mesure de l'incapacité du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités a été introduite dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC). La mesure du Groupe de Washington est utilisée comme outil pour élaborer des données sur l'incapacité comparables à l'échelle internationale. Dans un cycle sur deux de l'ESCC, elle remplace le Health Utilities Index Mark 3 (HUI3), une mesure générique de la qualité de vie liée à la santé fondée sur les préférences. Le HUI3 est utilisé pour obtenir des mesures d'évaluation de la santé courantes dans les évaluations économiques et de la santé de la population. Comme la mesure du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités ne repose pas sur les préférences, elle ne permet pas d'obtenir ces mesures. Pour combler les lacunes statistiques qui en résultent, la présente étude propose une mise en correspondance empirique des valeurs d'utilité de l'état de santé du score du HUI3 à partir de la mesure du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités.

Données et méthodologie

Cette mise en correspondance empirique a consisté en une comparaison directe du sous-échantillon de l'ESCC de 2017 pour laquelle les mesures du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités et du HUI3 ont été recueillies auprès des mêmes répondants âgés de 40 ans et plus. La mise en correspondance empirique s'est appuyée sur des modèles de régression pour estimer la relation statistique entre les mesures du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités et du HUI3, en plus des variables démographiques et de la santé. La performance prédictive hors échantillon a été évaluée au moyen de statistiques descriptives, de l'erreur absolue moyenne ainsi que d'autres mesures de l'exactitude prédictive.

Résultats

La stratégie d'estimation privilégiée a donné lieu à des estimations du score du HUI3 assez précises, correspondant aux tendances de l'ensemble des caractéristiques de la santé et démographiques et reflétant les propriétés de distribution du score du HUI3. L'inclusion des différentes composantes de la mesure du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités a eu une incidence sur l'exactitude prédictive.

Interprétation

La mise en correspondance empirique offre une méthode potentielle pour estimer les scores d'utilité de l'état de santé à partir des mesures du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités et combler les lacunes statistiques des mesures de la qualité de vie liées à la santé de l'ESCC lorsque le HUI3 n'est pas recueilli.

Mots clés

adulte, qualité de vie, indicateurs de l'état de santé, interprétation des données, modèles statistiques, cadre théorique, enquêtes et statistiques sur la santé et données numériques, Canada

AUTEURS

Thomas Charters, Dafna Kohen et Julie Bernier travaillent à la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada.

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Le Health Utilities Index Mark 3 (HUI3) fait partie de diverses enquêtes sociales et de santé de Statistique Canada depuis plusieurs décennies. Les renseignements sur l'état de santé obtenus grâce au HUI3 ont été largement utilisés dans les analyses de l'économie et de la santé de la population.
- La mesure de l'incapacité du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités ne peut pas être utilisée pour générer des scores d'utilité nécessaires aux mesures communes d'évaluation de la santé, puisqu'elle n'a pas de fonctions de notation fondées sur les préférences. Cependant, elle est utile en tant que mesure comparable à l'échelle internationale.
- La mise en correspondance empirique est une méthode courante pour prédire les valeurs d'utilité de l'état de santé à partir de mesures qui n'ont pas de fonctions de notation fondées sur les préférences, mais qui présentent un chevauchement conceptuel suffisant.
- Des travaux antérieurs ont permis de mettre en correspondance, sur le plan conceptuel, les mesures du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités et du HUI3 et ont permis de constater un chevauchement suffisant entre les attributs et l'approche de mesure entre les mesures pour justifier une mise en correspondance empirique.

Ce qu'apporte l'étude

- La mise en correspondance empirique fournit un moyen réaliste d'estimer les scores d'utilité de l'état de santé du HUI3 à partir de la mesure du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités. Cette approche est vérifiée au moyen de tests d'exactitude prédictive et de validation des caractéristiques de l'échantillon.
- Une formule prédictive pour estimer les scores d'utilité de l'état de santé provenant de la mesure du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités ainsi que des variables démographiques et de santé dans le contenu de base de l'ESCC.
- Les résultats de la présente étude fournissent un moyen d'obtenir et de valider des mesures de la qualité de vie liée à la santé au sein de la population canadienne générale âgée de 40 ans et plus, comme l'année de vie ajustée en fonction de la qualité (AVAQ) et l'espérance de vie ajustée en fonction de la santé (EVAS).

Les enquêtes sur la santé de la population permettent généralement de recueillir des renseignements sur l'état de santé représenté par les capacités fonctionnelles. Les questions évaluent les niveaux de capacité des répondants à accomplir diverses tâches ou activités en plus des états de santé qui peuvent nuire à ce fonctionnement. L'incapacité est un concept connexe qui comporte des interactions entre ces éléments de l'état fonctionnel et des facteurs environnementaux limitant la participation à la société^{1,2}. La mesure de l'incapacité du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités a été élaborée par un consortium international et parrainée par la Commission de statistique des Nations Unies. L'objectif du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités était d'élaborer une mesure de l'incapacité fondée sur la population comparable à l'échelle internationale, à utiliser dans les recensements ou les enquêtes nationales, au moyen d'une mesure des limites fonctionnelles dans des domaines étroitement associés à la participation sociale². Pour faciliter la comparabilité entre différents pays et contextes culturels, la mesure du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités évalue la santé fonctionnelle en fonction des difficultés rencontrées dans le cadre d'activités de base universelles. Bien que les mesures du Groupe de Washington

sur les statistiques des incapacités aient été élaborées dans le cadre de la Classification internationale du fonctionnement, du handicap et de la santé^{3,4}, elles n'incluent pas de facteurs sociaux ou environnementaux implicites dans ce cadre pour des raisons de concision et de comparabilité. Les mesures du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités sont conçues pour être utilisées conjointement avec d'autres sources de renseignements pour souligner les inégalités entre les limites en matière de santé et de fonctionnement et l'inclusion sociale, et par conséquent mettre l'accent sur des cibles d'intervention conformément aux objectifs de développement durable à l'horizon 2030 des Nations Unies⁵⁻⁷. La validité et la fiabilité de la mesure du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités ont été démontrées dans des contextes internationaux^{3,8}, et la mesure du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités a été adoptée dans des recensements ou des enquêtes dans plus de 80 pays⁶.

De nombreuses enquêtes et mesures sont depuis longtemps utilisées par Statistique Canada pour estimer les niveaux d'incapacité au moyen de mesures de la déficience, de la santé fonctionnelle ou des limitations des activités. Parmi celles-ci, le Health Utilities Index® (HUI) Mark 3⁹ a été intégré à plusieurs

enquêtes sociales et de santé depuis plusieurs décennies¹⁰. Le système HUI a été élaboré pour fournir une mesure normalisée permettant d'évaluer et de comparer la santé et la qualité de vie liée à la santé (QVLS) au sein de groupes de patients et de la population générale, et dans le cadre de l'évaluation d'interventions en santé¹¹. De plus, le HUI3 a été utilisé pour obtenir des mesures communes d'évaluation de la santé, comme l'espérance de vie ajustée en fonction de la santé (EVAS)¹² et les années de vie ajustées en fonction de la qualité (AVAQ), mesures couramment utilisées dans les évaluations économiques et de la santé de la population¹³. La validité, la

fiabilité et la réactivité du système HUI3 sont bien établies dans les milieux cliniques et relatifs à la santé de la population^{9,14-16}.

Depuis 2000, l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) est administrée par Statistique Canada en vue de fournir des renseignements complets sur la santé de la population canadienne¹⁷. Le HUI3 fait partie de l'ESCC depuis sa création. En 2015, l'ESCC a fait l'objet d'un remaniement important qui a entraîné la mise à jour de son contenu, de ses méthodes d'échantillonnage et de son administration¹⁸. À la suite de ce remaniement, le HUI3 et la version courte de

Tableau 1
Caractéristiques descriptives de l'échantillon de comparaison directe et de l'échantillon général de la population adulte ne vivant pas en établissement âgée de 40 ans et plus, Canada, 2017

	Sous-échantillon de réponse rapide ¹			Échantillon annuel de l'ESCC – Personnes âgées de 40 ans et plus ²		
	Pourcentage	Intervalle de confiance à 95 %		Pourcentage	Intervalle de confiance à 95 %	
		de	à		de	à
Sexe						
Hommes	48,3	45,3	51,3	48,6	48,3	48,9
Femmes	51,7	48,7	54,7	51,4	51,1	51,7
Âge						
40 à 49 ans	25,9	22,9	28,9	25,8	25,4	26,2
50 à 59 ans	28,1	25,2	31,1	28,1	27,5	28,7
60 à 69 ans	23,3	20,9	25,8	24,7	24,0	25,4
70 à 79 ans	16,7	14,6	18,8	14,5	14,1	14,9
80 ans ou plus	5,9	4,8	7,0	6,9	6,6	7,3
Plus haut niveau de scolarité						
Sans diplôme d'études secondaires	12,2	10,3	14,0	14,3	13,7	14,8
Diplôme d'études secondaires	21,9	19,5	24,3	22,4	21,7	23,1
Certificat ou diplôme d'études postsecondaires	63,2	60,3	66,1	61,1	60,4	61,9
Donnée manquante	2,8	1,5	4,0 ^E	2,2	1,9	2,5
État matrimonial						
Marié ou en union libre	73,8	71,3	76,3	70,7	69,8	71,6
Veuf, séparé, divorcé ou jamais marié	26,1	23,6	28,5	29,2	28,2	30,1
Donnée manquante	F	...	...	0,1	0,1	0,2 ^E
Santé autoévaluée						
Mauvaise	2,7	1,9	3,4	4,6	4,3	5,0
Passable	9,2	7,6	10,8	10,4	9,9	10,9
Bonne	30,6	27,8	33,5	30,9	30,1	31,7
Très bonne	36,9	34,1	39,8	33,7	32,9	34,4
Excellente	20,5	18,0	23,0	20,2	19,5	20,9
Non déclaré	F	...	...	0,2	0,1	0,2 ^E
Santé mentale autoévaluée						
Mauvaise	0,8	0,4	1,2 ^E	1,4	1,2	1,6
Passable	4,1	3,0	5,2	4,9	4,6	5,3
Bonne	23,3	20,5	26,1	22,0	21,3	22,7
Très bonne	38,0	35,0	41,0	36,3	35,4	37,2
Excellente	31,8	28,8	34,8	31,4	30,6	32,2
Non déclaré	2,0	1,3	2,7 ^E	4,0	3,7	4,3
Nombre de problèmes de santé chroniques						
Aucun	24,7	22,2	27,2	26,0	25,3	26,7
Un	30,0	27,1	33,0	26,8	26,1	27,6
Deux	16,8	14,6	19,1	18,6	18,0	19,3
Trois ou plus	25,5	22,9	28,1	24,9	24,2	25,6
Donnée manquante	3,0	1,9	4,0 ^E	3,7	3,4	4,0

... n'ayant pas lieu de figurer

E à utiliser avec prudence

F trop peu fiable pour être publié

¹ N = 2 597; pondération N = 1 247 600

² N = 37 609; pondération N = 18 148 700

Note : ESCC = Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2017 – enquête annuelle et sous-échantillon de réponse rapide.

l'ensemble de questions sur le fonctionnement du Groupe de Washington (WG-SS) ont été ajoutés comme contenu thématique sur deux ans, recueillis un cycle sur deux pour optimiser la collecte des données. L'inclusion de la mesure WG-SS répond aux engagements de collecte de données intégrées sur l'incapacité à l'échelle internationale⁶. Les deux mesures décrivent les capacités fonctionnelles (ce que vous pouvez faire) intrinsèques à la personne (à l'intérieur ou près de la peau) plutôt que le rendement (ce que vous faites) pour éviter l'influence de facteurs environnementaux en fonction du contexte^{19,20}. Contrairement au HUI3, la mesure du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités ne peut pas générer de valeurs d'utilité de l'état de santé, puisque ces dernières sont obtenues d'une fonction de notation fondée sur les préférences^{21,22}. Ainsi, la mesure du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités ne permet pas de calculer les EVAS ni les AVAQ.

La collecte des données du HUI3 une année sur deux entraîne des lacunes statistiques. Bien que les mesures du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités et du HUI3 jouent un rôle complémentaire dans la mesure de la santé fonctionnelle, la mesure du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités ne convient pas au calcul de mesures importantes de la santé utilisées dans les évaluations de la santé

de la population et des programmes. La mise en correspondance fournit une solution potentielle pour estimer les valeurs d'utilité de l'état de santé à partir de la mesure du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités. La mise en correspondance comprend l'estimation d'une relation entre une mesure cible (HUI3) et une mesure source (Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités)²¹. La relation peut être estimée au moyen d'un modèle statistique ou d'un algorithme²³ ou en faisant l'équivalence ou le couplage de valeurs équivalentes entre des instruments²⁴. Fait important, la validité et la faisabilité de la mise en correspondance reposent sur un chevauchement conceptuel suffisant des mesures^{21,25,26}. Les études de mise en correspondance sont courantes^{21,27} et comprennent plusieurs exemples de mise en correspondance réussie du HUI à partir d'autres mesures²⁸⁻³³. L'estimation du score d'utilité de l'état de santé du HUI3 comblerait les lacunes statistiques pour les années de non-collecte et peut optimiser les ressources utilisées dans le cadre de collectes de données. La présente étude vise à mettre en correspondance, de manière empirique, les valeurs d'utilité de l'état de santé du score du HUI3 à partir des mesures du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités et à valider les résultats. Ce rapport s'appuie sur des recherches antérieures, qui ont établi les niveaux nécessaires de chevauchement conceptuel entre ces deux mesures (disponibles sur demande)³⁴.

Tableau 2

Mesure de la concordance entre les catégories observées et prédites du score Health Utilities Index Mark 3 (1, 0,973, moins de 0,973)

Modèle	Régression logistique ordonnée					Régression logistique multinomiale				
	Pourcentage HUI3 < 0,973	Pourcentage HUI3 = 0,973	Pourcentage HUI3 = 1,00	Kappa	Pourcentage de concordance observée	Pourcentage HUI3 < 0,973	Pourcentage HUI3 = 0,973	Pourcentage HUI3 = 1,00	Kappa	Pourcentage de concordance observée
HUI3	59,5	24,5	16,1	...	...	59,5	24,5	16,1	...	...
Mises en correspondance										
1	99,8	0,2	0,0	-0,003	59,2	99,7	0,2	0,1	-0,005	59,1
2	64,8	35,1	0,1	0,323	64,2	62,7	37,0	0,3	0,322	63,6
3	63,5	36,4	0,1	0,305	62,9	63,2	36,8	0,0	0,308	63,0
4	82,2	12,6	5,2	0,124	58,7	65,2	25,5	9,2	0,253	60,0
5	63,9	29,7	6,5	0,353	65,2	62,8	29,0	8,2	0,361	65,4
6	62,8	30,0	7,2	0,332	63,9	62,2	28,8	9,0	0,354	64,8
7	82,6	11,9	5,5	0,137	59,4	64,0	27,4	8,7	0,252	59,7
8	64,1	29,3	6,6	0,352	65,2	62,8	28,6	8,5	0,374	66,1
9	62,8	30,3	6,9	0,332	63,9	61,8	29,0	9,2	0,354	64,7
10	62,9	30,6	6,5	0,327	63,6	63,3	28,2	8,5	0,328	63,6
11	63,4	28,9	7,7	0,318	63,2	61,8	29,7	8,5	0,353	64,7
12	64,8	27,1	8,1	0,316	63,4	61,9	30,1	8,0	0,327	63,3

... n'ayant pas lieu de figurer

Notes : WG-SS = version courte de l'ensemble de questions sur le fonctionnement du Groupe de Washington; WG-ES-F = version longue de l'ensemble de questions sur le fonctionnement du Groupe de Washington; HUI3 = Health Utilities Index Mark 3

Modèle 1 : WG-SS

Modèle 2 : WG-SS, WG-ES-F (douleur, anxiété)

Modèle 3 : WG-SS, WG-ES-F (douleur, dépression)

Modèle 4 : WG-SS, sexe, âge, âge², âge³

Modèle 5 : WG-SS, WG-ES-F (douleur, anxiété), sexe, âge, âge², âge³

Modèle 6 : WG-SS, WG-ES-F (douleur, dépression), sexe, âge, âge², âge³

Modèle 7 : WG-SS, sexe, âge, âge², âge³, état matrimonial

Modèle 8 : WG-SS, WG-ES-F (douleur, anxiété), sexe, âge, âge², âge³, état matrimonial

Modèle 9 : WG-SS, WG-ES-F (douleur, dépression), sexe, âge, âge², âge³, état matrimonial

Modèle 10 : WG-SS, sexe, âge, âge², âge³, état matrimonial, santé générale, santé mentale

Modèle 11 : WG-SS, WG-ES-F (douleur, anxiété), sexe, âge, âge², âge³, état matrimonial, santé générale, santé mentale

Modèle 12 : WG-SS, WG-ES-F (douleur, dépression), sexe, âge, âge², âge³, état matrimonial, santé générale, santé mentale

Source : Sous-échantillon de réponse rapide de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2017.

Tableau 3

Performance du modèle de mise en correspondance empirique à deux étapes du HUI3 avec transformation par fonction arc sinus et imputation des scores discrets du Health Utilities Index Mark 3 à l'aide de la version longue de l'ensemble de questions sur le fonctionnement du Groupe de Washington

Modèle	Moyenne : score	Moyenne : limite inférieure de l'intervalle de confiance à 95 %	Moyenne : limite supérieure de l'intervalle de confiance à 95 %	Minimum	25 ^e centile	50 ^e centile	75 ^e centile	Maximum	Erreur absolue moyenne	Racine carrée de l'erreur quadratique moyenne	Coefficient de Kendall	Différence en pourcentage +/- 0,03 unité ou plus	R ² du modèle
HUI3	0,848	0,828	0,869	-0,160	0,744	0,919	0,973	1,000	...	...	...	...	...
Mises en correspondance													
1	0,878	0,862	0,894	-0,223	0,816	0,922	0,973	1,000	0,095	0,172	0,459	60,8	0,423
2	0,875	0,857	0,893	-0,202	0,837	0,925	0,973	1,000	0,087	0,163	0,476	60,6	0,526
3	0,873	0,854	0,892	-0,291	0,839	0,934	0,973	1,000	0,086	0,161	0,484	57,9	0,539
4	0,878	0,863	0,894	-0,208	0,823	0,919	0,973	1,000	0,095	0,170	0,452	61,5	0,425
5	0,876	0,858	0,893	-0,194	0,825	0,930	0,973	1,000	0,086	0,163	0,479	59,4	0,533
6	0,874	0,855	0,892	-0,296	0,834	0,929	0,973	1,000	0,086	0,160	0,486	57,6	0,543
7	0,878	0,862	0,894	-0,208	0,823	0,919	0,973	1,000	0,095	0,170	0,452	61,4	0,425
8	0,876	0,859	0,894	-0,198	0,825	0,931	0,973	1,000	0,086	0,163	0,479	59,6	0,533
9	0,874	0,856	0,892	-0,298	0,835	0,929	0,973	1,000	0,086	0,160	0,486	57,8	0,543
10	0,879	0,863	0,895	-0,267	0,811	0,936	0,973	1,000	0,092	0,163	0,473	59,5	0,493
11	0,878	0,860	0,895	-0,215	0,824	0,943	0,973	1,000	0,087	0,160	0,487	57,2	0,577
12	0,876	0,859	0,894	-0,255	0,829	0,940	0,973	1,000	0,086	0,158	0,486	57,8	0,581

... n'ayant pas lieu de figurer

Note : WG-SS = version courte de l'ensemble de questions sur le fonctionnement du Groupe de Washington; WG-ES-F = version longue de l'ensemble de questions sur le fonctionnement du groupe de Washington; HUI3 = Health Utilities Index Mark 3; IC = intervalle de confiance; EAM = erreur absolue moyenne; la méthode à deux étapes : 1) impute des scores discrets du HUI3 (1,00, 0,973) à l'aide des prévisions de la régression de modèle multinomial selon la WG-SS, la WG-ES-F (douleur et anxiété), l'âge, l'âge², l'âge³, le sexe, l'état matrimonial; 2) régression linéaire du score du HUI3 transformé par fonction arc sinus.

Modèle 1 : WG-SS

Modèle 2 : WG-SS, WG-ES-F (douleur, anxiété)

Modèle 3 : WG-SS, WG-ES-F (douleur, dépression)

Modèle 4 : WG-SS, sexe, âge, âge², âge³

Modèle 5 : WG-SS, WG-ES-F (douleur, anxiété), sexe, âge, âge², âge³

Modèle 6 : WG-SS, WG-ES-F (douleur, dépression), sexe, âge, âge², âge³

Modèle 7 : WG-SS, sexe, âge, âge², âge³, état matrimonial

Modèle 8 : WG-SS, WG-ES-F (douleur, anxiété), sexe, âge, âge², âge³, état matrimonial

Modèle 9 : WG-SS, WG-ES-F (douleur, dépression), sexe, âge, âge², âge³, état matrimonial

Modèle 10 : WG-SS, sexe, âge, âge², âge³, état matrimonial, santé générale, santé mentale

Modèle 11 : WG-SS, WG-ES-F (douleur, anxiété), sexe, âge, âge², âge³, état matrimonial, santé générale, santé mentale

Modèle 12 : WG-SS, WG-ES-F (douleur, dépression), sexe, âge, âge², âge³, état matrimonial, santé générale, santé mentale

Source : Sous-échantillon de réponse rapide de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2017.

Documents et méthodes

Données

La composante annuelle de l'ESCC de 2017 a été utilisée dans la présente étude. L'ESCC est une enquête transversale représentative qui couvre un éventail de sujets liés à l'état de santé, aux comportements qui influent sur la santé et aux profils démographiques de la population canadienne âgée de 12 ans et plus vivant dans des logements privés. Les personnes vivant dans des réserves, sur des terres de la Couronne, dans des établissements, dans des régions éloignées ou qui servent dans les Forces canadiennes sont exclues de l'échantillon. De plus, les personnes résidant dans les territoires sont exclues des cycles d'enquête d'un an. Environ 98 % de la population canadienne âgée de 12 ans et plus est représentée dans l'ESCC³⁵. Les variables relatives à la santé, démographiques et socioéconomiques recueillies dans le cadre de l'ESCC de 2017 comprenaient le sexe et l'âge des répondants, le plus haut niveau de scolarité atteint, l'état matrimonial, l'autoévaluation de la santé générale et mentale, les problèmes de santé chroniques et la WG-SS.

Pour la mise en correspondance, on a utilisé un sous-échantillon unique de l'ESCC de 2017 en comparaison directe, comprenant des mesures du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités et du HUI3 pour les mêmes répondants âgés de 40 ans et plus. Le sous-échantillon contient trois variables supplémentaires provenant de la version longue de l'ensemble de questions sur le fonctionnement du Groupe de Washington (WG-ES-F), en plus du questionnaire du système de classification de l'état de santé en fonction de plusieurs attributs et l'obtention d'un score total et d'un score propres aux attributs du HUI3. Le fichier de réponse rapide de l'ESCC comprenait 2 837 répondants ayant reçu les modules du HUI3 et de la WG-ES-F, dont 2 597 répondants n'ayant pas de réponses manquantes à la mesure cible du HUI3.

Mesures de la santé fonctionnelle

Tous les domaines de la version courte de l'ensemble de questions sur le fonctionnement du Groupe de Washington (WG-SS) ont été inclus dans le contenu de base de l'ESCC annuelle de 2017. La WG-SS comprend six attributs, soit la vue, l'audition, la mobilité, la cognition, les autosoins et la communication. Chaque attribut a été évalué au moyen d'une seule question contenant quatre options de réponse : « Aucune

Tableau 4

Performance du modèle de mise en correspondance empirique à deux étapes au moyen du HUI3 avec transformation par fonction arc sinus et imputation des scores discrets du HUI3 sans utiliser la version longue de l'ensemble de questions sur le fonctionnement du Groupe de Washington

Modèle	Moyenne : score	Moyenne : Limite inférieure de l'intervalle de confiance à 95 %	Moyenne : Limite supérieure de l'intervalle de confiance à 95 %	Minimum	25 ^e centile	50 ^e centile	75 ^e centile	Maximum	Erreur absolue moyenne	Racine carrée de l'erreur quadratique moyenne	Coefficient de Kendall	Différence en pourcentage +/- 0,03 unité ou plus	R ² du modèle
HUI3	0,848	0,828	0,869	-0,160	0,744	0,919	0,973	1,000	...	...	...	...	...
Mises en correspondance													
1	0,882	0,866	0,897	-0,220	0,829	0,933	0,973	1,000	0,095	0,176	0,443	59,8	0,438
4	0,882	0,867	0,897	-0,208	0,834	0,928	0,973	1,000	0,094	0,174	0,434	60,1	0,441
7	0,883	0,867	0,898	-0,214	0,836	0,927	0,973	1,000	0,094	0,174	0,435	60,5	0,442
10	0,881	0,866	0,897	-0,274	0,825	0,936	0,973	1,000	0,096	0,169	0,439	61,9	0,500

... n'ayant pas lieu de figurer

Notes : WG-SS = version courte de l'ensemble de questions sur le fonctionnement du Groupe de Washington; WG-ES-F = version longue de l'ensemble de questions sur le fonctionnement du Groupe de Washington; HUI3 = Health Utilities Index Mark 3; IC = intervalle de confiance; EAM = erreur absolue moyenne

Modèle 1 : WG-SS

Modèle 4 : WG-SS, sexe, âge, âge², âge³

Modèle 7 : WG-SS, sexe, âge, âge², âge³, état matrimonial

Modèle 10 : WG-SS, sexe, âge, âge², âge³, état matrimonial, santé générale, santé mentale

Source : Sous-échantillon de réponse rapide de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2017.

difficulté », « Une certaine difficulté », « Beaucoup de difficulté » et « Ne peut pas du tout / Incapable de faire »⁴. Le sous-échantillon de réponse rapide de l'ESCC de 2017 comprenait trois attributs supplémentaires de la WG-ES-F (douleur, anxiété, dépression). Les catégories de réponse pour chaque attribut ont été calculées à partir d'une question mesurant la fréquence de l'attribut et d'une seconde sur son intensité³. Toutes les mesures du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités comprenaient une catégorie de réponse « non déclarée » supplémentaire, combinant les catégories de réponse « Ne sait pas » et « Refuse de répondre ». L'annexe I présente la dérivation des catégories de la WG-ES-F.

Le système de classification selon plusieurs attributs du HUI3 comprend huit attributs, soit la vision, l'audition, la parole, la mobilité, la dextérité, les émotions, la cognition et la douleur, dont chacun comporte cinq ou six options de réponse^{9,11}. Les fonctions de notation fondées sur les préférences convertissent ces renseignements descriptifs en scores d'utilité de base décrivant les préférences à l'égard de divers états de santé. La fonction de notation selon plusieurs attributs génère des scores globaux d'utilité du HUI3 au moyen de modèles multiplicatifs et décrit jusqu'à 972 000 états de santé différents. Ces scores varient de -0,36 (ce qui sous-entend un état pire que la mort) à 1,00 (santé fonctionnelle parfaite) et 0,00 représentant la mort.

Techniques d'analyse

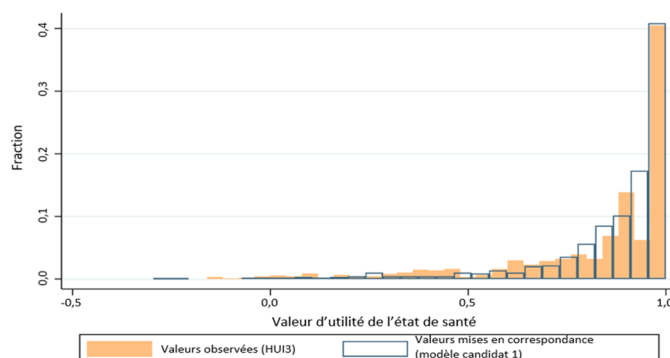
Les statistiques descriptives du sous-échantillon de réponse rapide de l'ESCC et de l'ensemble de la population âgée de 40 ans et plus de l'ESCC ont été estimées pour des variables clés de santé, sociodémographiques et socioéconomiques. Des poids d'échantillonnage ont été utilisés pour estimer les moyennes de l'échantillon et les erreurs types ont été obtenues au moyen de répliques bootstrap répétées.

Des techniques de régression ont été utilisées pour estimer la relation statistique entre les mesures du Groupe de Washington

sur les statistiques des incapacités et du HUI3, permettant de prédire le score HUI3 global dans le sous-échantillon de comparaison directe. Le score du HUI3 global continu (mesure cible) a fait l'objet d'une régression pour les variables du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités catégoriques en plus des variables d'intérêt démographiques, socioéconomiques et de santé (mesure cible). Les caractéristiques démographiques et de santé des répondants ont été incluses, étant donné qu'on s'attendait à ce qu'elles aient des liens avec le HUI3 indépendamment de celles des mesures du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités, et que leur inclusion avait le potentiel d'améliorer l'exactitude prédictive globale. Les caractéristiques ont été sélectionnées en raison de leur inclusion dans le contenu de base annuel de l'ESCC, du fait de leurs associations indépendantes au score du HUI3 et de leur présence dans d'autres études de mise en correspondance²⁸⁻³³. L'absence de données dans les variables catégoriques indépendantes a été permise³⁶; elles ont été traitées comme des scores d'éléments distincts.

Les réponses aux questions du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités ont été entrées dans le modèle comme variables nominales discrètes, la réponse « Aucune difficulté » étant la catégorie de référence. L'utilisation de scores d'éléments dans les modèles de régression a été choisie en raison de la possibilité d'améliorer la souplesse du modèle²¹. Trois ensembles différents d'éléments du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités ont été mis à l'essai ensemble : la WG-SS seulement (25 coefficients potentiels) et les deux ensembles comprenant à la fois la WG-SS et la WG-ES-F, y compris les mesures de la douleur dans les deux et, d'autre part, l'anxiété ou la dépression pour l'affect (33 coefficients potentiels chacun). L'âge, le sexe, l'état matrimonial (marié ou en union libre; célibataire, veuf, séparé ou divorcé; donnée manquante) et la santé générale et mentale autoévaluée (pour chacune d'elles : mauvaise, passable, bonne, très bonne, excellente, non déclarée) ont été inclus successivement dans 12 ensembles de modèles de prédiction.

Figure 1
Répartition des valeurs d'utilité de l'état de santé observées et prédites



Note : HUI3 = Health Utilities Index Mark 3

Source : Statistique Canada, sous-échantillon de réponse rapide de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2017.

Il a été démontré que l'autoévaluation de la santé était une mesure fiable³⁷, corrélée positivement aux évaluations de santé faites par les médecins³⁸, à l'incidence de maladies chroniques³⁹ et à la mortalité⁴⁰. L'inclusion de la santé autoévaluée a été choisie compte tenu de l'utilisation courante de mesures cliniques ou de l'état de santé supplémentaires dans les études de mise en correspondance^{21,27}. L'âge a été centré sur 62 ans (âge moyen non pondéré), afin d'améliorer l'intelligibilité des coefficients. Conforme aux résultats d'études antérieures^{28,41,42}, l'âge a été introduit sous forme linéaire, quadratique et cubique, pour tenir compte des déclin de la santé fonctionnelle à un âge avancé, en supposant une relation fonctionnelle non linéaire. Toutes les autres variables ont été insérées dans le modèle comme variables nominales catégoriques.

Un modèle ajusté à un ensemble de données peut prédire des caractéristiques aléatoirement uniques à cet ensemble de données et ne montre pas nécessairement de validité prédictive comparable s'il est reproduit pour d'autres sources de données. L'ensemble de données de comparaison directe a été réparti aléatoirement en un ensemble de données « analytique » représentant les deux tiers du sous-échantillon ($N = 1\,731$) utilisé pour prédire statistiquement les scores du HUI3 et un ensemble de données « test » représentant le tiers des données ($N = 866$) utilisées pour évaluer l'exactitude des prévisions. L'attente était que les modèles prédisant avec exactitude les mesures cibles hors échantillons fonctionnent bien lors d'une utilisation courante et permettent d'éviter les problèmes inhérents au surajustement³⁶. Dans l'ensemble de données « test », l'exactitude prédictive a été évaluée au moyen de statistiques descriptives des scores d'utilité de l'état de santé prédit (moyenne, médiane, écart interquartile, minimum, maximum) en plus de plusieurs statistiques prévisionnelles, y compris l'erreur absolue moyenne (EAM), la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (REQM), le coefficient de corrélation de Kendall et le R^2 ajusté au modèle (à partir de

l'ensemble de données analytique). Les proportions des scores prédits qui s'éloignaient des valeurs observées de $\pm 0,03$ unité ou plus (la plus faible variation du HUI3 considérée comme importante sur le plan clinique)¹¹ ont été calculées.

Les caractéristiques du score du HUI3 ont posé des défis à la mise en correspondance empirique. On sait que la répartition de la population du score du HUI3 global est très asymétrique, la plupart des répondants ayant une santé fonctionnelle parfaite ou presque parfaite^{15,42,43}. En raison de la nature asymétrique de la distribution du HUI3, la normalité de l'hypothèse résiduelle peut ne pas être respectée en cas d'utilisation de techniques de régression lors de la mise en correspondance empirique. De plus, puisque les scores du HUI3 sont étalonnés entre -0,36 et 1,00^{9,11}, la modélisation doit veiller à ce que les résultats prédits se situent entre ces limites théoriques pour pouvoir être interprétés. Plusieurs méthodes différentes de modélisation de la régression et de transformations des résultats ont été explorées, afin d'améliorer l'exactitude des prévisions, d'atteindre une répartition plus normale des valeurs résiduelles et de mieux reproduire les propriétés de distribution du score du HUI3 (voir⁴⁴ pour l'enregistrement complet des procédures de mise en correspondance testées).

La validité des modèles sélectionnés a été évaluée en comparant les répartitions des scores moyens du HUI3 observés et des scores prévus pour les principales caractéristiques des répondants dans le sous-échantillon complet de réponse rapide de l'ESCC. Des comparaisons ont été effectuées selon les groupes d'âge (40 à 49 ans, 50 à 59 ans, 60 à 69 ans, 70 à 79 ans, 80 ans et plus), le sexe et la présence de problèmes de santé chroniques (aucun problème de santé chronique, un problème de santé chronique, deux problèmes de santé chroniques, trois problèmes de santé chroniques ou plus, non déclaré). Une mise en correspondance empirique exacte supposerait peu de différence entre les variables observées et prédites quant aux principales caractéristiques démographiques et de santé.

Tableau 5

Comparaison du score du HUI3 et des valeurs mises en correspondance à partir des modèles candidats par rapport aux caractéristiques démographiques et de santé

	HUI3			Modèle candidat 1 ¹						Modèle candidat 2 ²					
	Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %		
	Moyenne	de	à	Moyenne	de	à	Différence	de	à	Moyenne	de	à	Différence	de	à
a) Âge															
40 à 49 ans	0,889	0,866	0,911	0,924	0,907	0,941	0,035	0,019	0,052	0,933	0,919	0,947	0,044	0,027	0,061
50 à 59 ans	0,860	0,838	0,881	0,890	0,871	0,909	0,030	0,015	0,046	0,896	0,881	0,912	0,037	0,021	0,053
60 à 69 ans	0,842	0,817	0,866	0,871	0,851	0,890	0,029	0,014	0,044	0,873	0,851	0,895	0,031	0,015	0,048
70 à 79 ans	0,852	0,828	0,877	0,858	0,835	0,880	0,005	-0,010	0,020	0,867	0,847	0,888	0,015	-0,002	0,032
80 ans ou plus	0,773	0,728	0,818	0,799	0,762	0,837	0,027	0,007	0,047	0,796	0,761	0,832	0,024	-0,006	0,053
b) Sexe															
Hommes	0,871	0,855	0,887	0,892	0,878	0,906	0,021	0,010	0,031	0,901	0,887	0,915	0,030	0,018	0,041
Femmes	0,843	0,827	0,859	0,875	0,862	0,889	0,033	0,022	0,043	0,879	0,867	0,891	0,036	0,025	0,047
c) Problèmes de santé chroniques															
Aucun	0,933	0,922	0,944	0,954	0,947	0,961	0,021	0,012	0,030	0,952	0,945	0,959	0,019	0,008	0,030
Un	0,890	0,870	0,910	0,928	0,917	0,939	0,038	0,022	0,053	0,920	0,907	0,934	0,030	0,016	0,045
Deux	0,858	0,835	0,880	0,880	0,862	0,897	0,022	0,005	0,040	0,893	0,878	0,908	0,035	0,017	0,054
Trois ou plus	0,755	0,729	0,781	0,780	0,755	0,806	0,025	0,008	0,043	0,805	0,783	0,826	0,050	0,031	0,068
Non déclaré	0,748	0,652	0,844	0,754	0,648	0,861	0,006	-0,029	0,041	0,769	0,648	0,890	0,021	-0,050	0,093

¹ La méthode en deux étapes : 1) impute des scores discrets du HUI3 (1,00, 0,973) à l'aide de prévisions de la régression du modèle multinomial selon la WG-SS, la WG-ES-F (douleur et anxiété), l'âge, l'âge², l'âge³, le sexe, l'état matrimonial; 2) régression linéaire du score du HUI3 transformé par fonction arc sinus.

² La méthode en deux étapes : 1) impute des scores discrets du HUI3 (1,00, 0,973) à l'aide de prévisions de la régression du modèle multinomial selon la WG-SS, l'âge, l'âge², l'âge³, le sexe, l'état matrimonial, la santé générale autoévaluée, la santé mentale autoévaluée; 2) régression linéaire du score du HUI3 transformé par fonction arc sinus.

Note : N = 2 597; pondération N = 1 247 600; HUI3 = Health Utilities Index Mark 3; la différence représente la différence entre les moyennes par rapport aux scores du HUI3 mis en correspondance.

Source : Sous-échantillon de réponse rapide de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2017.

Résultats

Les caractéristiques d'échantillon du sous-échantillon de comparaison directe (N = 2 597) sont comparées à celles de l'enquête principale (N = 37 609) pour les répondants âgés de 40 ans et plus (tableau 1). Le sous-échantillon avait une moyenne d'âge de 59 ans, comptait 52 % de femmes, avait principalement fait des études postsecondaires (63 %) et était principalement marié ou en union libre (74 %). Les répondants étaient plus susceptibles de déclarer être en très bonne santé autoévaluée (37 %), en très bonne santé mentale autoévaluée (38 %) et avoir un problème de santé chronique (30 %). Dans l'ensemble, les caractéristiques démographiques, socioéconomiques et de santé du sous-échantillon de réponse rapide de l'ESCC correspondaient étroitement à celles de l'échantillon complet.

Au total, neuf stratégies de modélisation variant selon l'utilisation du modèle de régression, la transformation et l'estimation de scores discrets très répandus ont été mises à l'essai sur 12 ensembles de covariables. Aucun critère prédéterminé n'a établi le succès du modèle. Deux observations générales ont été tirées de la mise à l'essai du modèle, ce qui a mené à la sélection de l'ensemble final de modèles candidats. Premièrement, les méthodes de régression ont permis de mettre en correspondance des estimations de la variabilité réduite, ce qui ne correspondait pas adéquatement aux propriétés de la distribution du HUI3. Deuxièmement, la régression du score du HUI3 non transformé a donné des scores mis en correspondance

un peu moins précis et ayant tendance à dépasser la limite supérieure théorique du score du HUI3 (pour en savoir plus sur les procédures de modélisation et les résultats des essais de modèle, voir⁴⁴).

Les modèles candidats ont atténué ces limites en appliquant une procédure en deux étapes pour mise en correspondance empirique du score du HUI3. Premièrement, une régression logistique ordinaire ou multinomiale a été utilisée pour prédire des scores discrets très répandus de la variable 1,00 du HUI3, 0,973 et tous les scores inférieurs à 0,973 pour les mesures sources par régression sur une variable à trois catégories représentant ces scores. Après la détermination des probabilités prédites pour chaque catégorie de la variable à trois niveaux, des catégories mises en correspondance ont été attribuées en fonction de la probabilité prédite la plus élevée de chaque répondant. Le tableau 2 montre que 16,1 % de l'échantillon avaient un score HUI3 de 1,00, 24,5 %, un score de 0,973 et 59,5 %, un score inférieur à 0,973. Une plus grande exactitude dans la prédiction de ces catégories a été obtenue, grâce à une régression logistique multinomiale dans les modèles tenant compte de la WG-SS, de la WG-ES-F (douleur et anxiété), de l'âge, de l'âge², de l'âge³, du sexe et de l'état matrimonial (modèle 8) ayant la plus forte concordance entre les catégories (66 %, kappa = 0,374). En ce qui concerne les modèles n'utilisant pas la WG-ES-F, la concordance la plus élevée était enregistrée dans le modèle 10 (64 %, kappa = 0,328), comprenant également la santé générale et mentale autoévaluées.

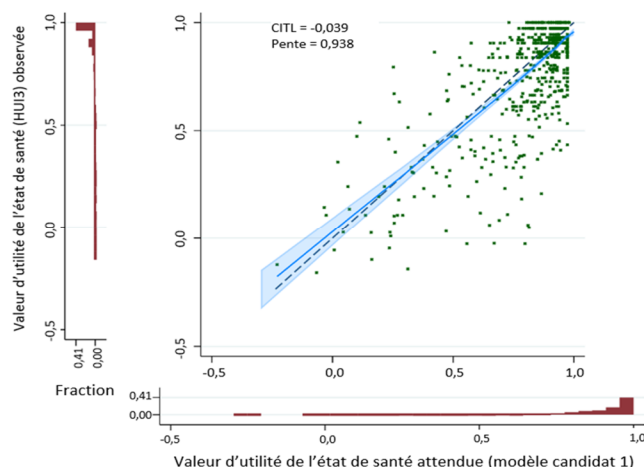
L'étape suivante a consisté à effectuer une régression du score du HUI3 selon une transformation arc sinus pour les mesures sources pour les 63 % de l'échantillon « test » devant donner des scores du HUI3 inférieurs à 0,973. La transformation en arc

sinus prend la forme suivante :
$$\arcsin \left[2 * \left(\frac{HUI3 + 0,36}{1 + 0,36} \right) - 1 \right]$$
 qui lie d'abord le score du HUI3 à l'intervalle [-1, 1] nécessaire pour faciliter la transformation par la fonction arc sinus. Les scores mis en correspondance ont été calculés à partir d'une transformation inverse des scores prédits et en imputant autrement des scores discrets de 1,00 ou 0,973 en fonction des catégories projetées à la première étape d'estimation. Le tableau 3 présente des statistiques descriptives et prévisionnelles issues de cette approche en deux étapes, dans le cadre de laquelle des scores discrets de 1,00 et de 0,973 ont été calculés à partir du modèle 8 (tableau 2) de la première étape d'estimation. Le score du HUI3 dans l'échantillon « test » avait une moyenne de 0,848 (intervalle de confiance à 95 % = 0,828, 0,869), une médiane et un écart interquartile de 0,919 et 0,744 à 0,973 respectivement, et une fourchette de -0,16 à 1,00. Les modèles comprenant la WG-ES-F à la deuxième étape d'estimation enregistraient régulièrement de meilleurs résultats que ceux ne l'incluant pas, mais indiquaient peu de différence selon le choix de l'anxiété ou de la dépression pour l'affect ou de l'ajout d'autres prédicteurs ne provenant pas du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités. L'exactitude prédictive la plus élevée en fonction des estimations de l'erreur absolue moyenne (EAM) était de 0,086, avec de légères améliorations des statistiques de prévisions favorisant l'ajout de la dépression. Les scores prédits moyens étaient généralement plus élevés que les scores observés, quoique moins élevés que la différence cliniquement importante de 0,03. Les scores prédits respectaient les limites du HUI3 et reflétaient la médiane et le 75^e centile, tout en surestimant régulièrement le 25^e centile.

Pour examiner l'exactitude prédictive des modèles n'utilisant pas les mesures de la WG-ES-F, les covariables du modèle 10 (tableau 2) ont été utilisées dans la dérivation des catégories du HUI3. L'EAM la plus faible a été de 0,094, avec peu de variation observée dans la performance prédictive entre les modèles (tableau 4).

Pour valider la mise en correspondance empirique, les scores des valeurs d'utilité prédites de l'état de santé dans les modèles candidats ont été comparés aux valeurs observées de l'état de santé du HUI3 pour les principaux facteurs démographiques et de santé. Les modèles sélectionnés comprenaient le modèle 6 (tableau 3), comprenant des covariables pour la WG-SS, la WG-ES-F (douleur et dépression), l'âge, l'âge², l'âge³ et le sexe (modèle candidat 1) et le modèle 4 (tableau 4), comprenant des covariables pour la WG-SS, l'âge, l'âge², l'âge³ et le sexe (modèle candidat 2). Les candidats ont été sélectionnés en fonction d'une performance prédictive élevée et de l'exclusion de variables n'améliorant pas l'exactitude prédictive. La figure 1 présente la répartition des valeurs d'utilité de l'état de santé du HUI3 par rapport à celle du modèle candidat 1. Le tableau 5 montre que le score global du HUI3 diminuait généralement à un âge plus avancé, une tendance reproduite dans les scores prédits d'utilité de l'état de santé des deux modèles candidats. Les modèles candidats ont constamment surestimé le score moyen du HUI3 selon l'âge dans une mesure s'approchant du seuil d'importance clinique (0,03) ou inférieure à celui-ci. Les répartitions des scores d'utilité prédits suivaient également celles relatives au sexe, indiquant des scores moyens plus élevés chez les hommes que chez les femmes et surestimant les scores à des degrés semblables. Les scores observés et mis en correspondance étaient les plus élevés chez les personnes sans problèmes de santé chroniques et diminuaient chez celles ayant trois problèmes de santé ou plus ou celles pour lesquelles cette covariable manquait.

Figure 2
Calage des valeurs d'utilité de l'état de santé observées et prédites



Note : Répartition des valeurs d'utilité de l'état de santé par fraction (histogramme). CITL = calage à grande échelle; HUI3 = Health Utilities Index Mark 3.
Source : Statistique Canada, sous-échantillon de réponse rapide de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2017.

La figure 2 présente un diagramme de calage entre les valeurs d'utilité de l'état de santé observées et mises en correspondance à partir du modèle candidat 1 pour l'ensemble de données « test ». Les résultats montrent un coefficient de calage (pente = 0,938) et une concordance raisonnablement forte entre les scores d'utilité observés et prédits^{45,46}. La statistique pour le calage à grande échelle de -0,039 reflète une surestimation mineure. L'intervalle de confiance à 95 % autour de cette pente reflète un calage du modèle moins précis à des scores d'utilité plus faibles.

Discussion

Les renseignements sur l'état de santé et la qualité de vie obtenus à l'aide du système du HUI3 jouent un rôle important dans l'analyse économique, clinique et de la santé de la population canadienne. Même si l'adoption de la mesure du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités permet de recueillir des données au moyen d'une mesure de la capacité fonctionnelle validée et comparable à l'échelle internationale, l'absence de fonctions de notation fondées sur les préférences la rend inadaptée à l'estimation de la qualité de vie liée à la santé (QVLS), de l'espérance de vie ajustée en fonction de la santé (EVAS), des années de vie ajustées en fonction de la qualité (AVAQ) et d'autres mesures courantes. On a comblé cette lacune statistique au moyen d'une mise en correspondance empirique du HUI3 global et de la mesure du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités et de certaines caractéristiques démographiques et de santé pour un sous-échantillon de la population générale canadienne âgée de 40 ans et plus de l'ESCC.

Le sous-échantillon de comparaison directe a fourni un ensemble de données relativement vaste et détaillé représentatif de la population canadienne ne vivant pas en établissement. Le modèle retenu comprenait deux étapes d'estimation : premièrement, une régression logistique multinomiale pour prédire le score du HUI3 correspondant aux catégories définies par 1, 0,973 ou moins de 0,973, et une deuxième étape de prévision du score du HUI3 par régression linéaire du score transformé par fonction arc sinus chez les répondants dont les scores projetés étaient inférieurs à 0,973 ou en imputant des valeurs discrètes de 1,00 ou 0,973 selon la première étape d'estimation. Il a été démontré que la transformation par la fonction arc sinus améliorait la distribution des valeurs résiduelles dans la modélisation de la régression et maintenait la prévision à l'intérieur des limites théoriques du score du HUI3⁴². Cette stratégie d'estimation a été en mesure de prédire des scores d'utilité de l'état de santé raisonnablement précis correspondant aux tendances de l'ensemble des caractéristiques démographiques et de santé, reflétant les propriétés de distribution du score asymétrique du HUI3 et maintenant la prévision dans ses limites théoriques. La mise en correspondance à l'aide de la WG-SS et de la WG-ES-F a donné lieu à une erreur absolue moyenne de 0,086 dans le modèle

candidat, soit environ 6,3 % de la fourchette totale du score d'utilité de l'état de santé du HUI3 (1,36) et a dépassé l'exactitude prédictive de nombreuses études de mise en correspondance²¹. Tout en démontrant l'exactitude prédictive au niveau du groupe, environ 60 % de l'échantillon enregistrait des scores de mise en correspondance dépassant la différence cliniquement importante de 0,03, ce qui sous-entend des difficultés de mise en correspondance au niveau de la personne.

La mise en correspondance empirique utilisant seulement la version courte des attributs de la mesure du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités a également permis de générer des mesures raisonnables dans ce groupe de population, bien qu'avec une moins grande exactitude prédictive (EAM = 0,094, ou 6,9 % de la fourchette globale du HUI3). Cette constatation peut mettre en évidence l'importance du chevauchement conceptuel entre les mesures^{21,25, 26}, puisque la WG-SS à elle seule peut ne pas correspondre adéquatement aux attributs de la douleur et des émotions contenus dans le système du HUI3³⁴, et peut ne pas être représentée adéquatement par des données sur la santé recueillies régulièrement, comme la santé générale et mentale autoévaluée. Cela souligne les avantages potentiels d'élargir la partie actuelle de la WG-SS, incluse tous les deux ans dans le contenu thématique sur deux ans de l'ESCC, pour y inclure les mesures de la douleur et de l'affect de la WG-ES-F. Fait intéressant, l'inclusion de covariables démographiques et de la santé semblait plus instructive dans la modélisation des catégories discrètes du HUI3 représentant une santé fonctionnelle parfaite ou presque parfaite que dans la modélisation d'un état de santé fonctionnel inférieur. L'annexe II décrit les coefficients de régression et les méthodes de mise en correspondance du score du HUI3 pour les deux modèles candidats.

Il convient de souligner les limites de la présente étude. La mise en correspondance empirique a été mise à l'essai et validée sur un échantillon de comparaison directe de la population canadienne âgée de 40 ans et plus et n'est pas généralisable aux groupes d'âge plus jeunes. La population à domicile de moins de 40 ans présente généralement des niveaux de santé fonctionnelle plus élevés, comme mesurés par le HUI3¹², et des méthodes supplémentaires pourraient être nécessaires pour mettre ce score en correspondance pour ces groupes. De plus, certaines catégories applicables du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités étaient absentes de l'échantillon de comparaison directe et auraient pu réduire la fiabilité et la reproductibilité. Troisièmement, les scores d'utilité de l'état de santé mis en correspondance ont été surestimés dans l'échantillon « test » et dans l'ensemble des catégories démographiques. En général, les niveaux d'erreur étaient plus élevés lorsque les scores d'utilité de l'état de santé du HUI3 étaient plus faibles, un résultat semblable à celui d'autres études de mise en correspondance⁴⁷. Ensuite, des limites conceptuelles peuvent survenir si des scores mis en correspondance sont utilisés dans des comparaisons de recherche pour des caractéristiques démographiques incluses dans l'équation de prévision. Les coefficients d'évaluation et de prévision excluant

les facteurs sociodémographiques pour ces utilisations seront présentés ailleurs⁴⁴. Enfin, les fonctions de mise en correspondance ont été générées pour un échantillon de la population générale ne vivant pas en établissement et pourraient ne pas être appropriées pour une utilisation pour d'autres groupes de population, comme les données sur les patients ou les répondants qui vivent dans des établissements. D'autres travaux pourraient intégrer des méthodes¹² d'ajustement des scores d'utilité de l'état de santé de la population mis en correspondance au niveau de la population pour les populations vivant dans des établissements.

La présente étude présente une méthode potentielle par mise en correspondance empirique permettant d'estimer des scores d'utilité de l'état de santé à partir des mesures du Groupe de

Washington sur les statistiques des incapacités et, de ce fait, combler les lacunes statistiques dans les mesures de la qualité de vie liée à la santé de l'ESCC. La mise en correspondance a été validée par des comparaisons de la répartition du score global du HUI3 et de certains scores mis en correspondance en fonction de caractéristiques démographiques et de santé clés. Les valeurs d'utilité de l'état de santé mises en correspondance peuvent être utilisées dans de futures études sur la population relatives à l'espérance de vie ajustée en fonction de la santé (EVAS) et aux années de vie ajustées en fonction de la qualité (AVAQ), même si d'autres validations propres à ces utilisations sont nécessaires. Les travaux futurs pourraient élargir la mise en correspondance à la population âgée de moins de 40 ans.

Annexe I

Version longue de l'ensemble de questions sur le fonctionnement du Groupe de Washington : Douleur

Intensité de la douleur ressentie la dernière fois que vous avez eu une douleur	Fréquence de la douleur au cours des trois derniers mois				
	Jamais	Certains jours	Presque tous les jours	Tous les jours	Ne sait pas
Non demandé	(1)	...	...	...	(5)
Un peu	...	(1)	(2)	(2)	(5)
Entre un peu et beaucoup	...	(2)	(2)	(3)	(5)
Beaucoup	...	(2)	(3)	(4)	(5)
Ne sait pas	...	(5)	(5)	(5)	(5)

... n'ayant pas lieu de figurer

(1) N'a jamais ressenti de douleur OU a ressenti un peu de douleur certains jours

(2) A ressenti de la douleur tous les jours (un peu) OU presque tous les jours (un peu OU entre un peu et beaucoup) OU certains jours (entre un peu et beaucoup OU beaucoup)

(3) A ressenti de la douleur tous les jours (entre un peu et beaucoup) OU presque tous les jours (beaucoup)

(4) A ressenti de la douleur tous les jours (beaucoup)

(5) Non déclaré

Version longue de l'ensemble de questions sur le fonctionnement du Groupe de Washington : Anxiété

Niveau d'inquiétude, de nervosité ou d'anxiété la dernière fois que vous en avez ressenti	Fréquence du sentiment d'inquiétude, de nervosité ou d'anxiété					
	Tous les jours	Une fois par semaine	Une fois par mois	Quelques fois par année	Jamais	Ne sait pas
Non demandé	...	...	...	...	(1)	(5)
Un peu	(2)	(2)	(2)	(1)	(1)	(5)
Entre un peu et beaucoup	(3)	(2)	(2)	(1)	(1)	(5)
Beaucoup	(4)	(3)	(2)	(1)	(1)	(5)
Ne sait pas	(5)	(5)	(5)	(5)	(5)	(5)

... n'ayant pas lieu de figurer

(1) N'a jamais ressenti de l'inquiétude, de la nervosité ou de l'anxiété OU a ressenti de l'inquiétude, de la nervosité ou de l'anxiété quelques fois par année

(2) A ressenti de l'inquiétude, de la nervosité ou de l'anxiété une fois par mois OU une fois par semaine (un peu OU entre un peu et beaucoup) OU tous les jours (un peu)

(3) A ressenti de l'inquiétude, de la nervosité ou de l'anxiété une fois par semaine (beaucoup) OU tous les jours (entre un peu et beaucoup)

(4) A ressenti de l'inquiétude, de la nervosité ou de l'anxiété tous les jours (beaucoup)

(5) Non déclaré

Version longue de l'ensemble de questions sur le fonctionnement du Groupe de Washington : Dépression

Niveau du sentiment de dépression la dernière fois que vous vous êtes senti déprimé	Fréquence du sentiment de dépression					
	Tous les jours	Une fois par semaine	Une fois par mois	Quelques fois par année	Jamais	Ne sait pas
Non demandé	...	...	...	...	(1)	(5)
Un peu	(2)	(2)	(2)	(1)	(1)	(5)
Entre un peu et beaucoup	(3)	(2)	(2)	(1)	(1)	(5)
Beaucoup	(4)	(3)	(2)	(1)	(1)	(5)
Ne sait pas	(5)	(5)	(5)	(5)	(5)	(5)

... n'ayant pas lieu de figurer

(1) Ne s'est jamais senti déprimé OU s'est senti déprimé quelques fois par année

(2) S'est senti déprimé une fois par mois OU une fois par semaine (un peu OU entre un peu et beaucoup) OU s'est senti déprimé tous les jours (un peu)

(3) S'est senti déprimé une fois par semaine (beaucoup) OU tous les jours (entre un peu et beaucoup)

(4) S'est senti déprimé tous les jours (beaucoup)

(5) Non déclaré

Annexe II

Modèle candidat 1

Description de la variable	Coefficients de la première étape		Coefficients de la deuxième étape
	β	γ	δ
WG-SS Vue			
Aucune difficulté	0	0	0
Une certaine difficulté	-0,5138	-0,69896	-0,0463124
Beaucoup de difficulté	-0,58369	-16,7024	-0,0806459
Ne peut pas du tout / Incapable de faire	0,851381	-16,5612	-0,0700441
Non déclaré	18,54257	18,99978	-0,6048409
WG-SS Audition			
Aucune difficulté	0	0	0
Une certaine difficulté	-0,35549	-0,40425	-0,0253059
Beaucoup de difficulté	-1,88281	-17,5026	-0,3140145
Ne peut pas du tout / Incapable de faire	-11,2348	18,89366	-0,3513188
Non déclaré	-33,2204	-34,8649	0
WG-SS Mobilité			
Aucune difficulté	0	0	0
Une certaine difficulté	-0,5592	-0,73422	-0,2015701
Beaucoup de difficulté	-2,89708	-16,5066	-0,4700025
Ne peut pas du tout / Incapable de faire	-17,1235	-16,742	-0,5949685
Non déclaré	-19,3796	-18,8958	-0,5706593
WG-SS Cognition			
Aucune difficulté	0	0	0
Une certaine difficulté	-1,07527	-1,90556	-0,1667633
Beaucoup de difficulté	-16,7047	-16,0525	-0,4495562
Ne peut pas du tout / Incapable de faire	2,448472	14,38663	-0,2082227
Non déclaré	18,69593	0,866978	0,0657736
WG-SS Autosoins			
Aucune difficulté	0	0	0
Une certaine difficulté	-0,73333	-15,6698	-0,1676797
Beaucoup de difficulté	-15,6507	-14,1999	-0,5187314
Ne peut pas du tout / Incapable de faire	-11,1156	3,405978	-0,5250122
Non déclaré	-0,53158	-0,62957	0,1093124
WG-SS Communication			
Aucune difficulté	0	0	0
Une certaine difficulté	-1,09505	-0,80345	-0,1651021
Beaucoup de difficulté	3,739904	-10,3529	-0,0016886
Ne peut pas du tout / Incapable de faire	...	...	...
Non déclaré	-30,9669	-16,7047	-0,2340906
WG-ES-F Douleur			
certaines jours	0	0	0
jours (un peu OU entre un peu et beaucoup) OU certains jours (entre un peu et beaucoup OU beaucoup)	-0,96752	-0,96959	-0,1372369
A ressenti des douleurs tous les jours (intermédiaires) OU presque tous les jours (élevées)	-2,27801	-2,09324	-0,3591698
A ressenti de la douleur tous les jours (beaucoup)	-2,30331	-2,08809	-0,5353398
Non déclaré	...	...	...
WG-ES-F Anxiété			
a ressenti de l'inquiétude, de la nervosité ou de l'anxiété quelques fois par année	0	0	0
A ressenti de l'inquiétude, de la nervosité ou de l'anxiété une fois par mois OU une fois par semaine (un peu OU entre un peu et beaucoup) OU tous les jours (un peu)	-0,53158	-0,62957	...
A ressenti de l'inquiétude, de la nervosité ou de l'anxiété une fois par semaine (beaucoup) OU tous les jours (entre un peu et beaucoup) jours (beaucoup)	-1,13668	-2,04243	...
Non déclaré	-1,7661	-1,18641	...
	-1,36895	0,016042	...
WG-ES-F Dépression			
Ne s'est jamais senti déprimé OU s'est senti déprimé quelques fois par OU entre un peu et beaucoup) OU s'est senti déprimé tous les jours (un peu)	...	...	0
S'est senti déprimé une fois par semaine (beaucoup) OU tous les jours (entre un peu et beaucoup)	...	...	-0,1741433
S'est senti déprimé tous les jours (beaucoup)	...	...	-0,2838989
Non déclaré	...	...	-0,4179881
	...	...	-0,2063329
Âge (années, centré sur 62 ans)			
Âge	-0,01504	-0,02237	-0,0015583
Age ²	-0,00125	0,001793	4,43E-06
Age ³	5,85E-05	-3,70E-05	-2,95E-06
Sexe			
Hommes	0	0	0
Femmes	0,436339	-0,00818	0,0151686
État matrimonial			
Marié ou en union libre	0	0	...
Non déclaré	-0,89605	-17,6181	...
Constante	0,625385	-0,06105	1,2501338

... n'ayant pas lieu de figurer

Note : WG-SS = Version courte de l'ensemble de questions sur le fonctionnement du Groupe de Washington. WG-ES-F = Version longue de l'ensemble de questions sur le fonctionnement du Groupe de Washington.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2017 – enquête annuelle et sous-échantillon de réponse rapide.

Modèle candidat 2

Description de la variable	Coefficients de la première étape		Coefficients de la deuxième étape
	β	γ	δ
WG-SS Vue			
Aucune difficulté	0	0	0
Une certaine difficulté	-0,4427192	-0,622193	-0,0342789
Beaucoup de difficulté	-0,58153122	-16,993984	-0,15771655
Ne peut pas du tout / Incapable de faire	1,2729682	-16,476993	-0,06623129
Non déclaré	18,700756	19,271366	-1,1416135
WG-SS Audition			
Aucune difficulté	0	0	0
Une certaine difficulté	-0,38875093	-0,44841755	-0,03267161
Beaucoup de difficulté	-1,897773	-17,463538	-0,29629429
Ne peut pas du tout / Incapable de faire	-13,133998	18,051263	-0,54203977
Non déclaré	-34,77817	-35,736802	0
WG-SS Mobilité			
Aucune difficulté	0	0	0
Une certaine difficulté	-0,81222301	-0,96174524	-0,27593801
Beaucoup de difficulté	-3,2810702	-17,149309	-0,69897206
Ne peut pas du tout / Incapable de faire	-16,847342	-16,271138	-0,73437133
Non déclaré	-18,989008	-18,591085	-0,49377781
WG-SS Cognition			
Aucune difficulté	0	0	0
Une certaine difficulté	-0,83183092	-1,6617851	-0,19371209
Beaucoup de difficulté	-17,038335	-16,768265	-0,61849676
Ne peut pas du tout / Incapable de faire	1,0537305	12,539575	-0,30501034
Non déclaré	19,115092	1,3470731	-0,37191609
WG-SS Autosoins			
Aucune difficulté	0	0	0
Une certaine difficulté	-0,7143783	-15,766142	-0,23042272
Beaucoup de difficulté	-14,405838	-12,887276	-0,68072406
Ne peut pas du tout / Incapable de faire	-11,89192	2,17125	-0,67758229
Non déclaré	0,90863264	0,59832036	0,10931236
WG-SS Communication			
Aucune difficulté	0	0	0
Une certaine difficulté	-1,016783	-0,63671982	-0,19149598
Beaucoup de difficulté	4,5300097	-10,420647	0,00564958
Ne peut pas du tout / Incapable de faire	...	...	...
Non déclaré	-33,052687	-17,591905	-0,18038516
Âge (années, centré sur 62 ans)			
Âge	-0,00242904	-0,01161276	0,0037914
Âge ²	-0,00092281	0,00195602	0,00008082
Âge ³	0,00005345	-0,00003192	-0,000009276
Sexe			
Hommes	0	0	0
Femmes	0,18365673	-0,26527423	-0,02518461
État matrimonial			
Marié ou en union libre	0	0	...
Veuf, séparé, divorcé, célibataire jamais marié	-0,19089891	0,03987409	...
Non déclaré	-0,52903053	-17,207523	...
Santé autoévaluée			
Mauvaise	-1,0378036	-0,55357327	...
Passable	-0,59380978	-0,89205454	...
Bonne	-0,8547589	-0,76134274	...
Très bonne	-0,0067599	-0,12386246	...
Excellente	0	0	...
Non déclaré	-16,716375	-2,7547615	...
Santé mentale autoévaluée			
Mauvaise	-17,455517	-17,043811	...
Passable	-1,6257774	-1,8077786	...
Bonne	-1,1140278	-0,99820412	...
Très bonne	-0,20539518	-0,39988375	...
Excellente	0	0	...
Non déclaré	-1,027783	-0,90652266	...
Constante	0,6743065	0,09994616	1,1266818

... n'ayant pas lieu de figurer

Note : WG-SS = Version courte de l'ensemble de questions sur le fonctionnement du Groupe de Washington. WG-ES-F = Version longue de l'ensemble de questions sur le fonctionnement du Groupe de Washington.

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2017 – enquête annuelle et sous-échantillon de réponse rapide.

Avant d'exécuter la première étape de mise en correspondance, l'utilisateur peut déterminer une variable à trois catégories pour représenter des catégories importantes de la variable du HUI3. La nouvelle variable, appelée $H3$, devrait prendre la forme suivante : $H3 = 1$, si $HUI3 < 0,973$; $H3 = 2$, si $HUI3 = 0,973$; $H3 = 3$, si $HUI3 = 1,00$. La probabilité prédite de chaque niveau du HUI3 peut être déterminée pour chaque répondant en fonction de ses caractéristiques observées au moyen des équations suivantes :

$$\Pr(H3 = 3|X = x) = \frac{\exp(\gamma_0 + \gamma_1 X_1 + \gamma_2 X_2 + \dots + \gamma_n X_n)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n) + \exp(\gamma_0 + \gamma_1 X_1 + \gamma_2 X_2 + \dots + \gamma_n X_n)} \quad (1)$$

$$\Pr(H3 = 2|X = x) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n) + \exp(\gamma_0 + \gamma_1 X_1 + \gamma_2 X_2 + \dots + \gamma_n X_n)} \quad (2)$$

$$\Pr(H3 = 1|X = x) = 1 - [\Pr(H3 = 3|X = x) + \Pr(H3 = 2|X = x)] \quad (3)$$

Procédure en utilisant le modèle candidat 1 : Un vecteur 36 de coefficients $\beta_{n=1..36}$ plus la constante β_0 sont utilisés pour prédire pour chaque répondant la probabilité que $H3 = 2$ ($HUI3 = 0,973$) et un vecteur de 36 coefficients $\gamma_{n=1..36}$ plus la constante γ_0 sont utilisés pour prédire la probabilité que $H3 = 3$ ($HUI3 = 1$). La probabilité que le score du HUI3 soit inférieur à 1 ($H3 = 1$) peut être déduite de l'équation (3). Les 36 coefficients sont liés aux scores d'élément de la version courte de l'ensemble de questions sur le fonctionnement du Groupe de Washington (WG-SS) et la version longue de l'ensemble de questions sur le fonctionnement du Groupe de Washington (WG-ES-F) (comprenant la douleur et l'anxiété), l'âge (centré sur 62 ans et entré sous forme linéaire, quadratique et cubique), le sexe et l'état matrimonial. Dans certains cas, des coefficients manquent pour les catégories applicables de la mesure du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités, étant donné qu'ils n'étaient pas représentés dans l'ensemble de données analytique.

Chaque répondant de l'ensemble de données aura désormais une probabilité prédite de chaque valeur de $H3$. Selon la probabilité prédite la plus élevée pour chaque valeur de $H3$, les valeurs correspondant à $H3 = 3$ ($HUI3 = 1$) et $H3 = 2$ ($HUI3 = 0,973$) peuvent être imputées directement à un nouveau score d'utilité de l'état de santé mis en correspondance nommé $HUI3map$. Les enregistrements individuels dont la valeur de $H3 = 1$ indique la probabilité prédite la plus élevée passent par une étape supplémentaire. Comme les coefficients de prédiction utilisés pour estimer cette étape sont obtenus de la transformation par arc sinus d'un score HUI3 transformé de façon linéaire de la forme $\arcsine[2 * (HUI3 + 0.36 / 1 + 0.36)] - 1$ (Documents et méthodes : Mise en correspondance empirique), l'équation doit procéder à une transformation inverse des valeurs prédites.

$$HUI3map = \left[\frac{(\sin(\delta_0 + \delta_1 X_1 + \delta_2 X_2 + \dots + \delta_n X_n) + 1) * (1 + 0.36)}{2} \right] - 0.36 \quad (4)$$

Lorsqu'un vecteur de 36 coefficients, coefficients $\delta_{n=1..36}$, plus la constante δ_0 sont utilisés pour prédire, pour chaque répondant, le score du HUI3 transformé par fonction arc sinus et fonction linéaire. Comme cette valeur n'est pas interprétable, des étapes supplémentaires de transformation inverse, comme décrite dans l'équation (4), sont nécessaires.

Scénario 1

Un répondant présente les caractéristiques de réponse suivantes : sexe masculin, 71 ans, veuf, séparé, divorcé, ou célibataire, jamais marié. Les réponses à la WG-SS et à la WG-ES-F ne révèlent aucune difficulté dans quelque domaine fonctionnel que ce soit. La première étape d'estimation consiste d'abord à calculer la somme prédite des coefficients β et γ , y compris le terme d'ordonnée à l'origine. Par souci de concision, les catégories de réponse correspondant à la catégorie de référence ne sont pas présentées, ni celles pour lesquelles les réponses sont 0. Le terme relatif à l'âge est centré sur 62 ans; il est donc inscrit dans l'équation de prédiction comme 9 (linéaire), 81 (quadratique) et 729 (cubique). $\sum \beta_{1-n} X_{1-n} : 0,6253845$ (ordonnée à l'origine) + $-0,01504*9$ (âge) + $-0,001247*81$ (âge²) + $0,0000585*729$ (âge³) + $-0,237704*1$ (état matrimonial) = $0,19396$. $\sum \gamma_{1-n} X_{1-n} : -0,061049$ (ordonnée à l'origine) + $-0,022366*9$ (âge) + $0,0017927*81$ (âge²) + $-0,0000372*729$ (âge³) + $0,0303471*1$ (état matrimonial) = $-0,11391$. À partir de là, il est possible d'obtenir des probabilités de correspondre aux catégories discrètes importantes de 0,973, 1,0 ou de moins de 0,973 (indicateur H3). $\Pr(H3 = 2) : \exp(0,19396)/(1 + \exp(0,19396) + \exp(-0,11391)) = 0,391$, tandis que $\Pr(H3 = 3) : \exp(-0,11391)/(1 + \exp(0,19396) + \exp(-0,11391)) = 0,287$ et $\Pr(H3=1) = 0,322$. Le modèle estime que la probabilité de H3=2 est la plus probable; la valeur de 0,973 est imputée pour ce répondant et la deuxième étape d'estimation n'est pas nécessaire.

Scénario 2

Un répondant présente les caractéristiques de réponse suivantes : sexe féminin, 44 ans, marié ou en union libre. Les réponses à la WG-SS n'indiquent « Aucune difficulté » sur le plan de la vue, de l'audition, de la cognition, des autosoins et de la communication, et « Une certaine difficulté » en matière de mobilité. Les réponses à la WG-ES-F indiquent que de la douleur était ressentie « tous les jours (entre un peu et beaucoup) OU la plupart des jours (beaucoup) », que la personne se sentait « inquiète, nerveuse ou anxieuse chaque mois (un peu ou entre un peu et beaucoup), OU chaque jour (un peu) » et que la personne « ne se sentait jamais déprimée OU se sentait déprimée quelques fois par année ».

La première étape d'estimation consiste d'abord à calculer la somme prédite des coefficients β et γ , y compris le terme d'ordonnée à l'origine. À noter que le terme relatif à l'âge est centré sur 62 ans; il est donc inclus sous la forme 44-62 = -18 (linéaire), 324 (quadratique) et -5832 (cubique). $\sum \beta_{1-n} X_{1-n} : 0,6253845$ (ordonnée à l'origine) + $-0,5592043*1$ (mobilité) + $-2,278011*1$ (douleur) + $-0,531578*1$ (anxiété) + $-0,01504*-18$ (âge) + $-0,001247*324$ (âge²) + $0,0000585*-5832$ (âge³) + $0,436339*1$ (sexe) = $-2,78162$. $\sum \gamma_{1-n} X_{1-n} : -0,061049$ (ordonnée à l'origine) + $-0,73422*1$ (mobilité) + $-2,093236*1$ (douleur) + $-0,629575*1$ (anxiété) + $-0,022366*-18$ (âge) + $0,0017927*324$ (âge²) + $-0,0000372*-5832$ (âge³) + $-0,008179*1$ (sexe) = $-2,32589$. À partir de là, il est possible d'obtenir des probabilités de correspondre aux catégories discrètes importantes de 0,973, 1,0 ou de moins de 0,973 (indicateur H3). $\Pr(H3 = 2) : \exp(-2,7816)/(1 + \exp(-2,7816) + \exp(-2,3259)) = 0,0534$, tandis que $\Pr(H3 = 3) : \exp(-2,3259)/(1 + \exp(-2,7816) + \exp(-2,3259)) = 0,0842$, laissant la différence sous forme $\Pr(H3 = 1) = 0,862$. Dans ce cas, la probabilité de scores d'utilité de l'état de santé de 1,0 (0,0842) ou de 0,973 (0,0534) est inférieure à la probabilité de scores inférieurs à 0,973; l'imputation directe de l'un de ces scores n'est donc pas possible (auquel cas l'estimation serait terminée) et la deuxième étape d'estimation suit.

La deuxième étape d'estimation repose sur les mêmes variables, sauf l'état matrimonial et l'anxiété, qui ne sont pas inclus dans le modèle prédictif à cette étape. La somme des coefficients δ de la deuxième étape peut être exprimée sous la forme $\sum \delta_{1-n} X_{1-n} : 1,2501338$ (ordonnée à l'origine) + $-0,20157005*1$ (mobilité) + $-0,35916977*1$ (douleur) + $-0,0015583*-18$ ans (âge) + $0,000004428*324$ (âge²) + $-0,000002948*-5832$ (âge³) + $0,01516857*1$ (sexe) = $0,75124$. Pour calculer la transformation inverse des coefficients d'estimation, afin d'exprimer le score d'utilité de l'état de santé, on utilise $((\sin(0,75124)+1)*(1 + 0,36) / 2) - 0,36 = 0,78413$, score d'utilité de l'état de santé du HUI3 mis en correspondance pour ce répondant.

Références

1. Cieza A., et G. Stucki. The International Classification of Functioning Disability and Health: its development process and content validity. *European journal of physical and rehabilitation medicine*. 2008; vol. 44, n° 3, p. 303 à 313.
2. Madans J.H., M.E. Loeb et B.M. Altman (éd.) Measuring disability and monitoring the UN Convention on the Rights of Persons with Disabilities: the work of the Washington Group on Disability Statistics. *BMC Public Health*. 3 juin 2011; vol. 11, n° 4 : S4.
3. Washington Group on Disability Statistics (WG), Budapest Initiative (BI), United Nations Economic & Social Commission for Asia & the Pacific (UNESCAP) [en ligne]. *Development of Disability Measures for Surveys: The Extended Set on Functioning, 2016*. [cité le 11 octobre 2024]. Accessible à l'adresse : https://www.cdc.gov/nchs/data/washington_group/development_of_disability_measures_for_surveys_the_extended_set_on_functioning.pdf
4. Washington Group on Disability Statistics (WG) [en ligne]. *Understanding and Interpreting Disability as Measured using the WG Short Set of Questions*. Hyattsville, MD. Washington Group on Disability Statistics, 2009 [cité le 11 octobre 2024]. Accessible à l'adresse : https://www.cdc.gov/nchs/data/washington_group/meeting8/interpreting_disability.pdf
5. Mont D. [en ligne] *How Are The Washington Group Questions Consistent With The Social Model Of Disability?* Hyattsville, MD. Washington Group on Disability Statistics, 2019 [cité le 11 octobre 2024]. Accessible à l'adresse : <https://www.washingtongroup-disability.com/wg-blog/how-are-the-washington-group-questions-consistent-with-the-social-model-of-disability-65/>
6. Washington Group on Disability Statistics (WG) [en ligne]. *An Introduction to the Washington Group on Disability Statistics Questions Sets*. Hyattsville, MD. Washington Group on Disability Statistics; 2020 [cité le 11 octobre 2024]. Accessible à l'adresse : <https://www.washingtongroup-disability.com/resources/an-introduction-to-the-washington-group-on-disability-statistics-question-sets-459/>
7. Nations Unies. *Objectifs de développement durable des Nations Unies*. Nations Unies, 2015 [cité le 11 octobre 2024]. Accessible à l'adresse : <https://www.un.org/sustainabledevelopment/fr/>
8. Miller K., D. Mont, A. Maitland, B. Altman et J. Madans. Results of a cross-national structured cognitive interviewing protocol to test measures of disability. *Quality & quantity*. 2011; 45(4), p. 801-815.
9. Feeny D., W. Furlong, G.W. Torrance, C.H. Goldsmith, Z. Zhu, S. DePauw et coll. Multiattribute and single-attribute utility functions for the health utilities index mark 3 system. *Medical care*. 2002; vol. 40, n° 2, p. 113 à 128.
10. Health Utilities Inc. [En ligne] *Sources of Information on the Health Utilities Index (HUI®)*. Hamilton, Ontario; 2015 [cité le 11 octobre 2024]. Accessible à l'adresse : <http://healthutilities.com/>
11. Horsman J., W. Furlong, D. Feeny et G. Torrance. The Health Utilities Index (HUI®): concepts, measurement properties and applications. *Health and quality of life outcomes*. 2003; vol. 1, n° 1, p. 1 à 13.
12. Bushnik T., M. Tjepkema et L. Martel. L'espérance de vie ajustée sur la santé au Canada. *Rapports sur la santé*. 2018; vol. 99, n° 4, p. 14 à 22.
13. Heintz E., A.B. Wiréhn, B.B. Peebo, U. Rosenqvist et L.-Å. Levin. QALY weights for diabetic retinopathy—a comparison of health state valuations with HUI-3, EQ-5D, EQ-VAS, and TTO. *Value in health*. 2012; vol. 15, n° 3, p. 475 à 484.
14. Boyle M., W. Furlong, D. Feeny, G.W. Torrance et J. Hatcher. Reliability of the health utilities index—mark III used in the 1991 cycle 6 Canadian general social survey health questionnaire. *Quality of life research*. 1995; 4, p. 249 à 257.
15. Feng Y., J. Bemier, C. McIntosh et H. Orpana. Validation des catégories d'incapacité dérivées des scores de l'indice de l'état de santé Health Utilities Index Mark 3. *Rapports sur la santé* (N°83-003 au catalogue de Statistique Canada) 2009; vol. 20, n° 2, p. 43 à 50.
16. Kopec J.A., et K.D. Willison. A comparative review of four preference-weighted measures of health-related quality of life. *Journal of clinical epidemiology*. 2003; vol. 56, n° 4, p. 317 à 325.
17. Béland Y., V. Dale, J. Dufour et M. Hamel (éd.) The Canadian Community Health Survey: Building on the success from the past. Dans *Proceedings of the American Statistical Association Joint Statistical Meetings, Section on Survey Research Methods; août 2005*. Minneapolis : American Statistical Association, 2005.
18. Statistique Canada. [En ligne] *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Composante annuelle (ESCC). Information détaillée pour 2015*. Ottawa : Statistique Canada, juin 2016 [cité le 11 octobre 2024]. Accessible à l'adresse : https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&Id=238854
19. Madans J.H., et M. Loeb. Methods to improve international comparability of census and survey measures of disability. *Disability and rehabilitation*. 2013; vol. 35, n° 13, p. 1070 à 1073.
20. Furlong W.J., D.H. Feeny, G.W. Torrance et R.D. Barr. The Health Utilities Index (HUI®) system for assessing health-related quality of life in clinical studies. *Annals of medicine*. 2001; vol. 33, n° 5, p. 375 à 384.
21. Brazier, J.E., Y. Yang, A. Tsuchiya et D.L. Rowen. A review of studies mapping (or cross walking) non-preference based measures of health to generic preference-based measures. *The European journal of health economics*. 2010; vol. 11, n° 2, p. 215 à 225.
22. Drummond M.F., M.J. Sculpher, K. Claxton, G.L. Stoddart et G.W. Torrance. *Methods for the economic evaluation of health care programmes*. Oxford : Oxford University Press, 2015.
23. Longworth L., et D. Rowen. Mapping to obtain EQ-5D utility values for use in NICE health technology assessments. *Value in health*. 2013; vol. 16, n° 1, p. 202 à 210.

24. Fayers P.M., et R.D. Hays. Should linking replace regression when mapping from profile-based measures to preference-based measures? *Value in health*. 2014; vol. 17, n° 2, p. 261 à 265.
25. Ronde J., et A. Hawton. Statistical alchemy: conceptual validity and mapping to generate health state utility values. *PharmacoEconomics-open*. 2017; vol. 1, n° 4, p. 233 à 239.
26. Wailoo A.J., M. Hernandez-Alava, A. Manca, A. Mejia, J. Ray, B. Crawford et coll. Mapping to estimate health-state utility from non-preference-based outcome measures: an ISPOR good practices for outcomes research task force report. *Value in health*. 2017; vol. 20, n° 1, p. 18 à 27.
27. Mukuria C., D. Rowen, S. Harman, A. Rawdin, R. Wong, R. Ara et coll. An updated systematic review of studies mapping (or cross-walking) measures of health-related quality of life to generic preference-based measures to generate utility values. *Applied health economics and health policy*. 2019; vol. 17, n° 3, p. 295 à 313.
28. Grootendorst P., D. Marshall, D. Pericak, N. Bellamy, D. Feeny et G.W. Torrance. A model to estimate health utilities index mark 3 utility scores from WOMAC index scores in patients with osteoarthritis of the knee. *The Journal of rheumatology*. 2007; vol. 34, n° 3, p. 534 à 542.
29. Franks P., E.I. Lubetkin, M.R. Gold et D.J. Tancredi. Mapping the SF-12 to preference-based instruments: convergent validity in a low-income, minority population. *Medical care*. 2003; vol. 41, n° 11, p. 1277 à 1283.
30. Marshall D., D. Pericak, P. Grootendorst, K. Gooch, P. Faris, C. Frank et coll. Validation of a prediction model to estimate health utilities index Mark 3 utility scores from WOMAC index scores in patients with osteoarthritis of the hip. *Value in health*. 2008; vol. 11, n° 3, p. 470 à 477.
31. Bartman, B.A., M.J. Rosen, D.D. Bradham, J. Weissman, M. Hochberg et D.A. Revicki. Relationship between health status and utility measures in older claudicants. *Quality of life research*. 1997; vol. 7, n° 1, p. 67 à 73.
32. Nichol M.B., N. Sengupta et D.R. Globe. Evaluating quality-adjusted life years: estimation of the health utility index (HUI2) from the SF-36. *Medical decision making*. 2001; vol. 21, n° 2, p. 105 à 112.
33. Sengupta N., M.B. Nichol, J. Wu et D. Globe. Mapping the SF-12 to the HUI3 and VAS in a managed care population. *Medical care*. 2004, p. 927 à 937.
34. Asakawa K., J. Bernier et D. Kohen. *Conceptual mapping of the Washington Group (WG) measure into the Health Utilities Mark 3 (HUI3)* [document de travail interne]. Ottawa : Statistique Canada, 2017.
35. Statistique Canada. *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – Composante annuelle (ESCC). Guide de l'utilisateur des fichiers de microdonnées de 2017*. Ottawa : Statistique Canada, 2018.
36. Shmueli G. To explain or to predict? *Science statistique*. 2010; vol. 25, n° 3, p. 289 à 310.
37. Lundberg O., et K. Manderbacka. Assessing reliability of a measure of self-rated health. *Scandinavian journal of social medicine*. 1996; vol. 24, n° 3, p. 218 à 224.
38. Maddox G.L., et E.B. Douglass. Self-assessment of health: A longitudinal study of elderly subjects. *Journal of health and social behavior*. 1973, p. 87 à 93.
39. Kaplan, G.A., D.E. Goldberg, S.A. Everson, R.D. Cohen, R. Salonen, J. Tuomilehto et coll. Perceived health status and morbidity and mortality: evidence from the Kuopio ischaemic heart disease risk factor study. *International journal of epidemiology*. 1996; vol. 25, n° 2, p. 259 à 265.
40. Idler E.L., et Y. Benyamini. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of health and social behavior*. 1997; vol. 38, n° 1, p. 21 à 37.
41. Orpana H.M., N. Ross, D. Feeny, B. McFarland, J. Bernier et M. Kaplan. Histoire naturelle de la qualité de vie liée à la santé : une étude de cohorte de dix ans. *Rapports sur la santé*. 2009; vol. 20, n° 1, p. 29 à 35.
42. Bernier J., Y. Feng et K. Asakawa. Stratégies de traitement des hypothèses de normalité dans la modélisation multiniveaux : une étude de cas d'estimation des trajectoires des scores du Health Utilities Index Mark 3. *Rapports sur la santé*. 2011; vol. 22, n° 4, p. 45 à 51.
43. Van Doorslaer E., et A.M. Jones. Inequalities in self-reported health: validation of a new approach to measurement. *Journal of health economics*. 2003; vol. 22, n° 1, p. 61 à 87.
44. Charters T.J., J. Bernier et D. Kohen. Mise en correspondance de la mesure de l'incapacité du Groupe de Washington sur les statistiques des incapacités selon le Health Utilities Index Mark 3 : élaboration et validation d'un modèle prédictif multivarié dans un échantillon issu de la population générale. *Méthodes et références*. Ottawa : Statistique Canada; à paraître.
45. Stevens R.J., et K.K. Poppe. Validation of clinical prediction models: what does the “calibration slope” really measure? *Journal of clinical epidemiology*. 2020, vol. 118, p. 93 à 99.
46. Van Calster B., D.J. McLemon, M. Van Smeden, L. Wynants et E.W. Steyerberg. Calibration: the Achilles heel of predictive analytics. *BMC medicine*. 2019; vol. 17, n° 1, p. 1 à 7.
47. Gray A.M., O. Rivero-Arias et P.M. Clarke. Estimating the association between SF-12 responses and EQ-5D utility values by response mapping. *Medical decision making*. 2006; vol. 26, n° 1, p. 18 à 29.