

ISSN 0761-0422

Revue des **Maladies**  
**Respiratoires**  
Organe Officiel de la Société de Pneumologie de Langue Française

**Editoriaux**

409 Influence du tabagisme des médecins sur la prise en charge du sevrage tabagique de leurs patients : mythe ou réalité ?  
*C. Raharison*

411 Traitement de l'infection chronique à *Pseudomonas aeruginosa* multirésistants dans la mucoviscidose : comment progresser ?  
*P.-R. Burgel et R. Kianan*

414 Vers une évaluation de la qualité de vie dans la pratique quotidienne chez le patient BPCO ?  
*T. Pavez et P.-R. Burgel*

**Articles originaux**

417 La place de la thoracotomie dans le traitement des kystes hydatiques abdominaux rompus dans le thorax  
*Y. Mauger et al.*

421 IJCT 02-02 : la prise en charge du cancer bronchique chez les patients âgés de 70 ans et plus en France  
*E. Couik et al.*

431 Le tabagisme des médecins généralistes a-t-il une influence sur l'abandon du tabac en consultation en 2008 ? Enquête auprès de 222 médecins généralistes du Maine-et-Loire  
*P. De Col et al.*

441 Rétention dans les voies aériennes des particules nanométriques de l'aérosol de la fumée de cigarette au cours du tabagisme passif  
*M.-A. Baquemin et al.*

449 Intérêt de l'association cefazidime et aztréonam dans les exacerbations de mucoviscidose à *Pseudomonas aeruginosa* multirésistant  
*A. Pidvotat et al.*

457 Évaluation des pratiques professionnelles pour la prise en charge de la BPCO au CHU de Montpellier  
*L. Ghaffari et al.*

463 Profil des patients adressés par les médecins généralistes aux pneumologues pour bilan d'une bronchopneumonie non diagnostiquée - résultats de l'étude Bilan  
*R. Escamilla et al.*

472 Le VQIP, un questionnaire de qualité de vie spécifique à la BPCO utilisable en clinique  
*G. Nnot et al.*

**Protocoles en cours**

483 Évaluation génétique et morbidité après exérèse pulmonaire pour cancer bronchique  
*C. Rymaud et al.*

489 Aptitude sérologique sous-maximale et qualité de vie des fumeurs exhalés de narguilé  
*H. Ban Saad et al.*

**Image et diagnostic**

497 Épanchement pleural, atteinte pulmonaire kystique diffuse et masses rénales  
*P. Babet et al.*

**Cas cliniques**

500 Lymphome pulmonaire associé au virus d'Epstein-Barr au cours d'un syndrome de Gougerot-Sjögren  
*J. Trauet et al.*

506 Syndrome de détresse respiratoire aiguë secondaire à une infection à *Toxocara cati*  
*J.-M. Tardif et al.*

509 Pneumopathie organisée cryptogénique : biopsie et corticoïdes sont-ils constamment utiles ?  
*R. Godhart et al.*

516 Rate pseudotumorale révélatrice de sarcoïdose  
*A. Schwertz et al.*

**Recommandations**

520 De nouvelles recommandations pour la prise en charge de la BPCO  
*E. Lamarca et al.*

522 Recommandation pour la Pratique Clinique. Prise en charge de la BPCO

Publié en pdf sur le site [www.sptf.org](http://www.sptf.org) n° 6787

InSitu dans :  
Medicine (Revue Médicale)  
ONCOLOGIE (Oncologie Médicale)  
SO Insulin  
Pneumologie (Pneumologie)  
Cancer (Cancer) / Général (Général)  
Sémiologie

Vol. 27 2010 n° 5


This article appeared in a journal published by Elsevier. The attached copy is furnished to the author for internal non-commercial research and education use, including for instruction at the authors institution and sharing with colleagues.

Other uses, including reproduction and distribution, or selling or licensing copies, or posting to personal, institutional or third party websites are prohibited.

In most cases authors are permitted to post their version of the article (e.g. in Word or Tex form) to their personal website or institutional repository. Authors requiring further information regarding Elsevier's archiving and manuscript policies are encouraged to visit:

<http://www.elsevier.com/copyright>



Disponible en ligne sur  
 ScienceDirect  
 www.sciencedirect.com

Elsevier Masson France  
  
 www.em-consulte.com



## ARTICLE ORIGINAL

## Le VQ11, un questionnaire de qualité de vie spécifique à la BPCO utilisable en clinique

The VQ11, a short health-related quality of life questionnaire for routine practice in COPD patients

G. Ninot<sup>a,\*</sup>, F. Soyez<sup>b</sup>, S. Fiocco<sup>a</sup>, K. Nassih<sup>a</sup>,  
 A.J.S. Morin<sup>c</sup>, C. Prefaut<sup>d</sup>

<sup>a</sup> Laboratoire EA 4206 conduites addictives, de performance et santé, université Montpellier 1, 4, boulevard Henri-IV, 34000 Montpellier, France

<sup>b</sup> Hôpital privé d'Antony, 92160 Antony, France

<sup>c</sup> Département de psychologie (FLSH), université de Sherbrooke, J1K 2R1 Sherbrooke, Canada

<sup>d</sup> ERI-25 Inserm, muscle et pathologies, CHU de Montpellier, université Montpellier-1, 34295 Montpellier, France

Reçu le 13 mai 2009 ; accepté le 25 novembre 2009

### MOTS CLÉS

Bronchopneumopathie chronique obstructive ;  
 Questionnaire court ;  
 Qualité de vie ;  
 Validation interne

### Résumé

**Objectif.** – La prise en charge de la BPCO vise l'amélioration d'indices intégrés comme la qualité de vie liée à la santé (QVLS). Les experts recommandent son évaluation régulière notamment à l'aide de questionnaires. Si ces outils donnent des indications pertinentes pour des groupes de patients, ils restent inappropriés pour décrire, voire pronostiquer, l'évolution d'un patient. Le but de cette étude est de valider un autoquestionnaire court de QVLS destiné au suivi individuel de patients atteints de BPCO.

**Méthode.** – Suite à une validation initiale de contenu et une revue de la littérature, 166 patients BPCO ont complété un questionnaire expérimental comportant 24 items, trois composantes théoriques (fonctionnelle, psychologique et relationnelle) et 11 sous-dimensions.

**Résultats.** – Les analyses confirmatoires montrent un modèle hiérarchique respectant les critères en vigueur ( $\chi^2 = 62,042$  ;  $df = 41$  ; ratio  $\chi^2/df = 1,51$  ;  $p < 0,02$  ; CFI = 0,955 ; TLI = 0,939 ; RMSEA = 0,056 ; SRMR = 0,054), composé de 11 items (un par sous-dimension théorique) répartis dans trois composantes (fonctionnelle = 3 ; psychologique = 4 ; relationnelle = 4) et une dimension supérieure de QVLS (score cumulé).

**Conclusion.** – Le questionnaire obtenu, nommé VQ11, satisfait les normes psychométriques internationales en matière de validité interne. Reste désormais à éprouver sa validité critériée et ses seuils de changement clinique.

© 2010 SPLF. Publié par Elsevier Masson SAS. Tous droits réservés.

\* Auteur correspondant. Laboratoire EA4206 « Conduites Addictives, de Performance et Santé », 4 boulevard Henri-IV, 34000 Montpellier, France.

URL: <http://www.lab-epsylon.fr> (G. Ninot).

**KEYWORDS**

Chronic obstructive pulmonary disease;  
Brief questionnaire;  
Quality of life;  
Internal validation

**Summary**

*Objective.* – The management of COPD aims to improve integrated indices such as health-related quality of life (HRQoL). Experts recommend repeated and methodical assessment of HRQoL, particularly by the use of questionnaires. Though these tools give pertinent information for groups of patients, they have limitations in describing the progress in one patient or indicating the prognosis. The purpose of this study is to validate a brief, self-administered HRQoL questionnaire, designed for the individual follow-up of COPD patients over a period of 3–6 months.

*Method.* – Following an initial validation of the contents and a review of the literature, 166 COPD patients completed an experimental version of a questionnaire including 24 items, three theoretical components (functional, psychological and relational) and 11 sub-dimensions.

*Results.* – Confirmative factor analyses show a hierarchical model in respect of the current criteria ( $\chi^2 = 62.042$ ;  $df = 41$ ; ratio  $\chi^2/df = 1.51$ ;  $p < 0.02$ ; CFI = 0.955; TLI = 0.939; RMSEA = 0.056; SRMR = 0.054) composed of 11 items (one by a theoretical sub-dimension) distributed in three components (functional = 3; psychological = 4; relational = 4).

*Conclusion.* – The questionnaire obtained, named VQ11, possesses an internal validation which satisfies international psychometric standards. It remains necessary to demonstrate whether the questionnaire satisfies the criteria of external validation and that it reveals thresholds of clinical change.

© 2010 SPLF. Published by Elsevier Masson SAS. All rights reserved.

**Introduction**

La faible corrélation entre les mesures d'exploration fonctionnelle respiratoire et la manière dont le patient malade respiratoire chronique gère sa maladie a rendu nécessaire l'évaluation systématique de la qualité de vie liée à la santé (QVLS) [1,2]. Cette appréciation est devenue un élément de la décision médicale [3] en particulier dans la broncho-pneumopathie chronique obstructive (BPCO) [4]. La QVLS se définit comme un agrégat de représentations relatant de l'état de santé, de l'état physiologique, du bien-être et de la satisfaction de vie [5]. Concrètement, ce regard reflète le vécu et l'adaptation du patient à sa maladie et guide ses conduites de santé.

En pratique, la QVLS s'évalue le plus souvent par un questionnaire multidimensionnel, si possible spécifique à la maladie à cause d'une sensibilité supérieure aux changements d'état induits par la maladie ou une thérapeutique [6]. Ces outils suivent des normes de validation très strictes. Si plusieurs sont disponibles en anglais [6], le **Tableau 1** montre à quel point le nombre d'instruments en français est réduit.

La littérature met en avant trois composantes de la QVLS, une composante fonctionnelle, une psychologique et une relationnelle. La composante fonctionnelle représente les principales conséquences physiologiques de la BPCO. La BPCO altère en premier lieu la fonction respiratoire (aspect structural et mécanique) et génère une dyspnée. Elle provoque également une fatigue et limite les activités de la vie quotidienne [7]. S'agissant de la composante psychologique, la BPCO favorise la perte d'estime de soi [8,9], l'anxiété [10], la dépression [11] et les troubles du sommeil [12]. La BPCO affecte aussi la composante relationnelle, les rapports interpersonnels. La BPCO stigmatise à cause des attitudes négatives de l'entourage, provoque une solitude et limite les projets de vie et la sexualité [13].

Les questionnaires disponibles quantifient essentiellement les répercussions fonctionnelles de la BPCO sans tenir compte des conséquences psychologiques et relationnelles. Ces questionnaires présentent aussi des problèmes de validité psychométrique [14] en particulier par l'absence d'analyse factorielle confirmatoire. Leur sensibilité est souvent limitée par la faible nuance offerte aux choix de réponse (ex. : oui/non) alors que l'instabilité de la QVLS est un fait observé par nombre de cliniciens et démontré [9]. Malgré les recommandations d'usage en routine [1,2], les cliniciens hésitent à utiliser des questionnaires de plus de 15 items. Le caractère chronophage de la passation et de l'interprétation (excepté le VRSQ [15] et le CAT [4]) rend leur utilisation quasi-exclusivement réservée aux essais cliniques et aux rapports annuels de structures de soins. Ces questionnaires n'ont pas été conçus pour déterminer avec une grande sensibilité l'évolution individuelle de la QVLS sur une période inférieure à un semestre (seuils individuels de changement clinique). Pourtant, le patient est seul à vivre au quotidien avec sa maladie. Ce qu'il a à en dire guide sa conduite thérapeutique. Comparé à lui-même, il devient le meilleur témoin pour décrire son état de santé et sa possible évolution.

Ainsi, le but général de ce programme de recherche est de valider un autoquestionnaire court de QVLS spécifique à la BPCO, destiné au suivi individuel, mensuel à semestriel, de patients BPCO. Ce programme nécessite trois études consécutives et complémentaires, la validation interne qui fait l'objet de cet article, la validation concomitante testant les relations avec d'autres outils et la détermination de seuils individuels de changement clinique. Dans cette première étude consacrée à la validité interne, notre hypothèse suppose que le modèle théorique testé par le biais d'analyses factorielles confirmatoires (**Fig. 1**) incluant un nombre réduit d'items s'ajustera bien aux données sur la base des critères psychométriques habituels : Tucker-Lewis

**Tableau 1** Questionnaires de la qualité de vie liée à la santé (QVLS) spécifiques à la maladie respiratoire utilisables dans la bronchopneumopathie chronique obstructive (BPCO).

Intitulé	Composantes	Auteurs	Nombre d'items	Durée de passation	Validation en anglais	Validation en français
St George's Respiratory Questionnaire (SGRQ)	Impacts, symptômes, activités, total	Jones et al. [29]	50	20 min	Oui	Bouchet et al. [30]
Maugeri Foundation Respiratory Failure Questionnaire (MRF-28)	Activités quotidiennes, fonction cognitive, invalidité	Carone et al. [31]	28	10 min	Oui	Janssens et al. [32]
Chronic Respiratory Disease Questionnaire (CRDQ)	Dyspnée, fatigue, fonction émotionnelle, contrôle, total	Guyatt et al. [33]	20	5–7 min	Oui	Bourbeau et al. [38]
Severe Respiratory Insufficiency (SRI)	Plaintes respiratoires, fonctionnement physique, symptômes spécifiques, sommeil, relations sociales, anxiété, bien-être psychologique, fonctionnement social, total	Windisch et al. [34, 35]	49	20 min	Oui	Non
Breathing Problems Questionnaire (BPQ)	Problèmes, évaluation émotionnelle, total	Hyland et al. [36]	33	10 min	Oui	Non
Airways Questionnaire (AQ20)	Total (dimensions fonctionnelles et psychologiques)	Hajiro et al. [37]	20	20 min	Oui	Non
Visual Simplified Respiratory Questionnaire (VSRQ)	Total	Perez et al. [15]	8	3–4 min	Non	Perez et al. [15]
COPD Assessment Test (CAT)	Total	Jones et al. [4]	8	3–4 min	Oui	Jones et al. [4]

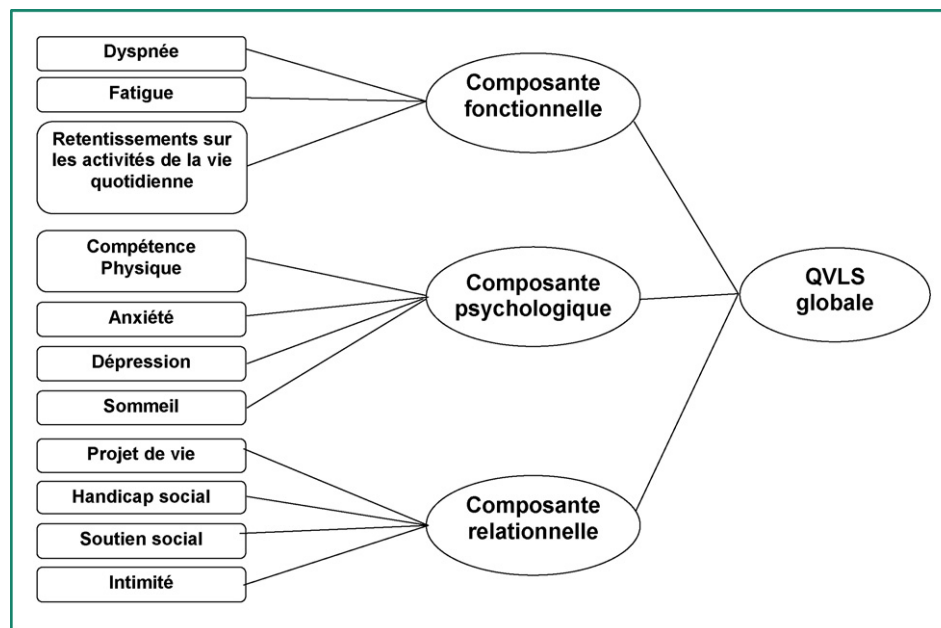


Figure 1. Modèle théorique du questionnaire de QVLS spécifique à la BPCO.

Index (TLI), Comparative Fit Index (CFI), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) et Standardized Root Mean Square Residual (SRMR).

## Méthode

### Principe de l'étude

Pour la validation, nous avons suivi les étapes typiques de validation de questionnaire [16,17] :

- l'établissement d'une version préliminaire ;
- l'évaluation de la validité de contenu et l'évaluation de la clarté des items ;
- l'évaluation de la validité de construit ;
- l'évaluation de la validité concomitante ;
- l'évaluation de la fidélité ;
- l'évaluation de la sensibilité.

Les résultats décrits dans cet article concernent uniquement la validation interne, c'est-à-dire jusqu'à la troisième étape.

### Établissement d'une version préliminaire

Un comité scientifique a été constitué afin de statuer sur la pertinence des sous-dimensions retenues par la littérature pour caractériser la QVLS spécifique à la BPCO et choisir les items les plus appropriés. Ce comité, encadré par deux experts en psychométrie, était composée de 20 professionnels de santé spécialisés dans la prise en charge de la BPCO (12 pneumologues, un kinésithérapeute, trois infirmières et quatre psychologues) et 15 patients BPCO de sévérité et de caractéristiques psychosociales variées. Une première version respectant le modèle hiérarchique (Fig. 1) a été construite durant six mois.

### Évaluation de la validité de contenu et évaluation de la clarté des items

L'intelligibilité des items a été testée auprès de 20 patients BPCO de sévérité et de caractéristiques psychosociales variées. Ils ont complété le questionnaire ainsi qu'une échelle de Likert portant sur la clarté de chaque item. Après un travail d'ajustement du comité, un questionnaire préliminaire composé de 24 items avec deux à trois items par sous-dimension a été établi.

### Population

Le recrutement des 166 patients s'est fait dans plusieurs régions françaises et zones de domiciliation, sans limitation de niveau d'études, de statut socioprofessionnel et de mode de vie (couple, célibataire, veuf/ve). Les patients invités à participer librement à l'étude lors d'une consultation en pneumologie dans un cabinet, un hôpital ou un centre de réhabilitation respiratoire. Une formation commune des évaluateurs a été effectuée afin d'homogénéiser la procédure de passation entre les expérimentateurs. La signature du formulaire de non opposition et un âge compris entre 40 et 85 ans constituaient les critères d'inclusion non spécifiques. Les critères spécifiques exigeaient une BPCO (type I à IV) avec des comorbidités stables ne dominant pas le tableau clinique (Tableau 2).

### Version préliminaire du questionnaire

La version préliminaire respectant le modèle hiérarchique (Fig. 1) comportait trois composantes et 11 sous-dimensions composées de 24 items. Le mode de réponse était une échelle de Likert à cinq niveaux d'intensité (pas du tout, un peu, moyennement, beaucoup, extrêmement).

**Tableau 2** Composition de l'échantillon ( $n = 166$ ) par lieu de recrutement.

	Cabinet ( $n = 76$ )	Hôpital ( $n = 91$ )	Total
Genre (H/F)	49/26	64/27	113/53
Âge (ans)	65,1 ± 9,75	60,5 ± 8,48	62,5 ± 9,31
Taille (m)	1,7 ± 0,08	1,7 ± 0,09	1,70 ± 0,09
Poids (kg)	70,3 ± 15,89	73,4 ± 18,51	72,2 ± 17,56
IMC (kg/m <sup>2</sup> )	25,0 ± 4,86	25,7 ± 5,80	25,4 ± 5,45
VEMS %th	45,5 ± 15,9	54,0 ± 14,7	50,0 ± 15,8
Tiffeneau (%)	50,6 ± 13,9	59,0 ± 15,8	55,1 ± 15,5
Vie en couple (%)	48	59,3	54,2

IMC : indice de masse corporelle ; VEMS %th : volume expiratoire maximum seconde en pourcentage du volume théorique.

## Analyses de validité de construit

La validité de construit se teste par le biais d'analyses factorielles exploratoires (AFE) et confirmatoires (AFC). Ces analyses auraient donné les mêmes résultats. Sachant que nous nous basions sur un modèle théorique issu de la littérature, nous avons privilégié les AFC [18] pour quatre raisons additionnelles :

- l'AFC est plus parcimonieuse, ce qui est important compte tenu du nombre limité de sujets. Plus précisément, une méthode AFE estime un coefficient de saturation par item pour chacun des facteurs (chaque item dispose d'un coefficient sur chaque facteur) alors qu'une AFC estime un coefficient de saturation par item (chaque item ne sature que sur un facteur) ;
- avec l'examen des indices de modification (qui indiquent quels liens peuvent être ajoutés pour améliorer l'ajustement au modèle), les deux méthodes sont quasi équivalentes. L'examen des indices de modification suggérait d'ailleurs l'absence de coefficients de saturation significatifs sur les autres facteurs ;
- l'AFC permettait non seulement de valider le questionnaire mais aussi de tester directement le modèle théorique proposé ;
- l'AFC permettait d'estimer le biais lié au fait de traiter de manière continue des items mesurés par des échelles de Likert. Ainsi, chacun des modèles estimés dans la présente étude a été re-estimé (et a convergé sur des résultats identiques) avec la version robuste de l'estimateur des moindres carrés pondérés de Mplus (WLSMV) en traitant les items comme basés sur des réponses catégorielles ordinales.

Une première AFC incluant les 24 items a été réalisée afin de retenir un seul item par sous-dimension. Les critères sous-jacents à ce choix ont été établis à partir des recommandations psychométriques d'usage [16]. L'item retenu était le plus représentatif de chaque sous-dimension, c'est-à-dire celui qui disposait du meilleur coefficient de saturation par sous-dimension. Une deuxième analyse a permis de tester le modèle définitif à 11 items répartis sur les trois composantes du modèle. L'adéquation de ce modèle aux données a été vérifiée par le biais d'indices psychométriques permettant de pallier les biais associés au test du  $\chi^2$  (sensibilité à la non normalité et à la taille de l'échantillon). Le TLI [19] et le CFI [19], qui mesurent

l'adéquation entre le modèle mesuré et le modèle théorique, doivent être supérieurs ou égaux à 0,90 ou à 0,95 pour indiquer respectivement une bonne et excellente adéquation aux données [20]. Le RMSEA – et son intervalle de confiance à 90% qui doit idéalement varier de moins de 0,05 à moins de 0,10 [21] – et le SRMR qui mesure la « distance » entre la matrice des covariances observées et la matrice des covariances estimées, doivent être respectivement inférieurs à 0,06 et 0,08 [22]. L'ensemble de ces analyses a été effectué avec le logiciel Mplus 5.1 [23] sur la base de la version robuste de l'estimateur Maximum Likelihood Ratio (MLR) permettant de prendre en compte la non normalité multivariée des données. Nous avons ensuite étudié la consistance interne des échelles et les corrélations entre les composantes et la variable latente. Enfin, l'invariance du modèle de mesure retenu a été testée en fonction du mode de recrutement des participants (cabinet versus hôpital) en suivant les recommandations d'usage [24].

Ainsi, le modèle final a d'abord été estimé librement dans chacun des deux groupes (invariance configurale), puis les paramètres suivants ont été fixés à égalité entre les groupes les uns à la suite des autres : les indices de saturation factorielles de premier ordre, les intercepts de premier ordre, les résidus de premier ordre, les indices de saturation factorielles de second ordre, les intercepts de second ordre (i.e. les moyennes des facteurs de premier ordre), les résidus de second ordre (i.e. les variances des facteurs de premier ordre), la variance du facteur de second ordre et la moyenne du facteur de second ordre. Il convient de noter qu'à chaque nouvelle étape, les contraintes précédentes sont maintenues. Afin de vérifier si les modèles plus contraints entraînent une diminution de l'adéquation aux données, ceux-ci ont été comparés aux modèles précédents par les tests de différence du  $\chi^2$  corrigés (i.e. incorporant les facteurs de corrections de l'estimateur MLR [23] dont le seuil de signification a été fixé à 0,01 compte tenu du grand nombre de comparaisons effectuées), ainsi que par des tests de différence du CFI et du RMSEA. Un test de différence du  $\chi^2$  non-significatif, de même que des tests de changement du CFI et du RMSEA respectivement inférieurs à 0,010 et 0,015, indiquent que les paramètres contraints peuvent être considérés comme identiques dans les deux groupes [25]. Nous considérerons que l'hypothèse d'invariance doit être rejetée lorsque deux de ces indices sur trois dépassent le seuil.

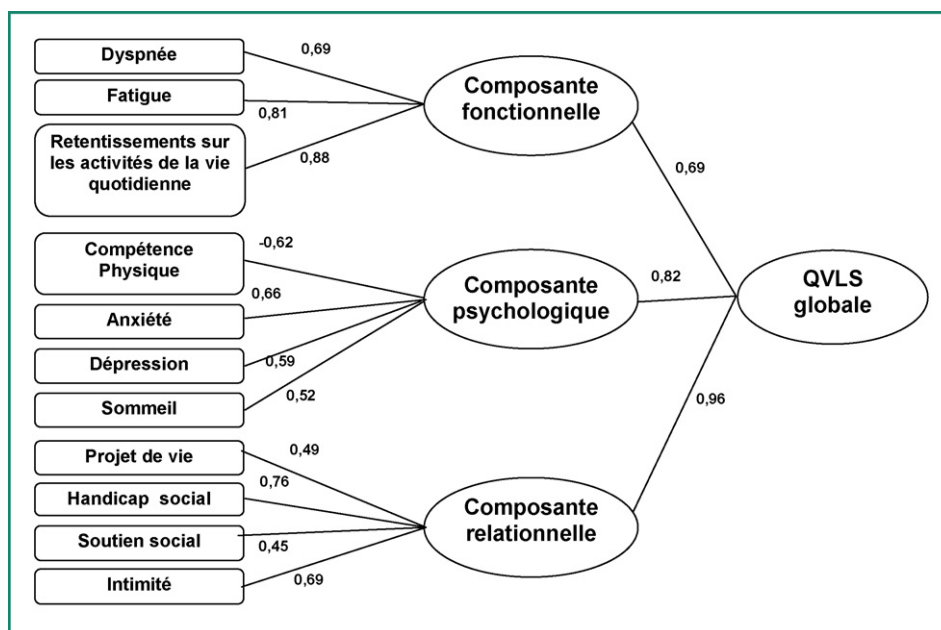


Figure 2. Modèle hiérarchique obtenu par analyse factorielle confirmatoire ( $n = 166$ ).

Tableau 3 Matrice des corrélations entre variables indépendantes et composantes.

	Fonctionnelle	Psychologique	Relationnelle	Total
Âge	0,04	-0,13	-0,08	-0,08
IMC	0,05	0,02	0,03	0,04
Sexe	-0,11	0,09	0,05	0,02
Statut social	0,02	0,24*	0,26*	0,22*
Niveau d'étude	-0,02	0,13	0,04	0,06
VEMS %th	-0,21*	-0,02	0,00	-0,08
Tiffeneau	-0,14	0,05	-0,09	-0,07

IMC : indice de masse corporelle ; VEMS %th : volume expiratoire maximum seconde en pourcentage du volume théorique. \*  $p < 0,05$ .

Tableau 4 Statistiques descriptives des réponses au questionnaire par dimension.

	Fonctionnelle	Psychologique	Relationnelle	Total
Moyenne	9,3	10,1	10,7	30,1
Écart type	2,8	3,2	3,5	7,8
Minimum	3	4	4	14
Maximum	15	19	20	49
Étendue théorique	3–15	4–20	4–20	11–55

Tableau 5 Matrice de corrélations entre composantes calculées sur la base des scores bruts.

	Fonctionnelle	Psychologique	Relationnelle
Fonctionnelle			
Psychologique	0,565		
Relationnelle	0,657	0,788	
Facteur global	0,686	0,823	0,957

$p < 0,0001$ .

Les phrases suivantes expriment des sentiments sur les conséquences d'une maladie respiratoire. Pour chacune, cochez l'intensité qui vous correspond le mieux maintenant. Aucune réponse n'est juste, elle est avant tout personnelle.

	Pas du tout	Un peu	Moyennement	Beaucoup	Extrêmement
1. Je souffre de mon essoufflement	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
2. Je me fais du souci pour mon état respiratoire	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
3. Je me sens incompris(e) par mon entourage	<input type="triangle"/>	<input type="triangle"/>	<input type="triangle"/>	<input type="triangle"/>	<input type="triangle"/>
4. Mon état respiratoire m'empêche de me déplacer comme je le voudrais	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
5. Je suis somnolent(e) dans la journée	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
6. Je me sens incapable de réaliser mes projets	<input type="triangle"/>	<input type="triangle"/>	<input type="triangle"/>	<input type="triangle"/>	<input type="triangle"/>
7. Je me fatigue rapidement dans les activités de la vie quotidienne	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
8. Physiquement, je suis insatisfait(e) de ce que je peux faire	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
9. Ma maladie respiratoire perturbe ma vie sociale	<input type="triangle"/>	<input type="triangle"/>	<input type="triangle"/>	<input type="triangle"/>	<input type="triangle"/>
10. Je me sens triste	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
11. Mon état respiratoire limite ma vie affective	<input type="triangle"/>	<input type="triangle"/>	<input type="triangle"/>	<input type="triangle"/>	<input type="triangle"/>

*S'il vous plait, vérifiez d'avoir répondu à toutes les questions. En vous remerciant.*

\_\_\_\_\_ / 15  
 \_\_\_\_\_ / 20  
 \_\_\_\_\_ / 20  
 Total \_\_\_\_\_ / 55

**Figure 3.** VQ11, questionnaire court mesurant la qualité de vie liée à la santé spécifique à la BPCO.

## Résultats

L'analyse factorielle confirmatoire hiérarchique a été réalisée en utilisant les 24 items et en les associant à leur sous-dimension et en associant ces sous-dimensions à la composante correspondante du modèle théorique (fonctionnelle, psychologique et relationnelle). Les indices d'adéquation du modèle sont faibles ( $\chi^2 = 414,767$ ;  $dl = 238$ ; ratio  $\chi^2/dl = 1,74$ ;  $p < 0,0001$ ; CFI = 0,85; TLI = 0,82; RMSEA = 0,067; RMSEA IC 90% = 0,056–0,078; SRMR = 0,082) mais cela semble lié à l'inadéquation de certains items spécifiques. Conformément à notre objectif, le meilleur item de chaque sous-dimension a été conservé, soit 11 items. Tous ces items présentaient des indices factoriels satisfaisants (saturation élevée, résidus faibles, indices de modifications faibles).

L'analyse confirmatoire avec ces 11 items distribués sur les trois composantes, eux-mêmes associés à un facteur de second ordre, désigné QVLS (Fig. 2) montre des indices très satisfaisants ( $\chi^2 = 62,042$ ;  $dl = 41$ ; ratio  $\chi^2/dl = 1,51$ ;

$p < 0,02$ ; CFI = 0,955; TLI = 0,939; RMSEA = 0,056; RMSEA IC 90% = 0,023–0,082; SRMR = 0,054) et supérieurs à ceux d'un modèle alternatif à un seul facteur ( $\chi^2 = 140,245$ ;  $dl = 44$ ; ratio  $\chi^2/dl = 3,19$ ;  $p < 0,0001$ ; CFI = 0,793; TLI = 0,741; RMSEA = 0,115; RMSEA IC 90% = 0,094–0,136; SRMR = 0,076). Les alphas de Cronbach calculés pour tester la consistance interne des échelles de ce modèle final sont de 0,83 pour la composante fonctionnelle, 0,69 pour la composante psychologique, 0,57 pour la composante relationnelle et 0,83 pour l'échelle globale.

L'analyse des corrélations entre les variables indépendantes et les composantes (Tableau 3) révèle des coefficients significatifs entre la composante fonctionnelle et le VEMS ( $r = -0,21$ ;  $p < 0,02$ ). Le mode de vie corrèle aussi de façon significative avec la composante psychologique ( $r = 0,24$ ;  $p < 0,01$ ), la composante relationnelle ( $r = 0,26$ ;  $p < 0,01$ ) et le score total ( $r = 0,22$ ;  $p < 0,01$ ). Il existe d'autres corrélations non significatives, mais qui vont dans le sens des résultats antérieurs rapportés dans les écrits scientifiques, entre la composante fonctionnelle et le rap-

port de Tiffeneau ( $r = -0,13$ ;  $p > 0,05$ ) et également entre la composante psychologique et l'âge ( $r = -0,13$ ;  $p > 0,05$ ) ou le niveau d'étude ( $r = 0,13$ ;  $p > 0,05$ ). Le Tableau 4 montre les résultats des analyses descriptives des trois composantes. Les corrélations entre les composantes sont excellentes ainsi que les corrélations de ces trois dernières avec le facteur latent hiérarchiquement supérieur supposé être la QVLS (Tableau 5). Les corrélations élevées observées entre les trois composantes confirment par ailleurs la pertinence de les regrouper en un facteur de second ordre.

Les résultats des tests d'invariance factorielle sont rapportés au Tableau 6 et montrent que la majorité des hypothèses d'invariance peuvent être maintenues, sauf l'invariance des intercepts de second ordre (i.e. des moyennes de premier ordre) et de la moyenne de second ordre. Il convient de noter que dans ces deux cas, ces résultats n'indiquent pas de biais de mesure mais une différence significative de moyenne latente observable entre les deux groupes. Les participants issus du sous-groupe évalué à l'hôpital présentent des scores significativement plus élevés que les participants du sous-groupe évalué en cabinet sur la composante psychologique et sur l'échelle globale de QVLS.

### Discussion

Conformément aux règles de validation les plus récentes [16], les analyses factorielles confirmatoires ont permis de discriminer trois composantes caractérisant la QVLS des patients BPCO, une fonctionnelle, une psychologique et une relationnelle. Le questionnaire comporte 11 items reflétant chacun une facette de la QVLS potentiellement altérée par la BPCO avec cinq niveaux d'intensité de réponse (Fig. 3). Les indices d'ajustement du modèle confirment l'hypothèse d'un modèle hiérarchique avec une dimension globale, la QVLS.

Généralement, la consistance interne des échelles mesurée avec l'alpha de Cronbach devrait être supérieure à 0,70 dans une phase de validation préliminaire et idéalement supérieure à 0,90. S'agissant de la phase de validation préliminaire de l'outil, les alphas sont satisfaisants mais devront être vérifiés dans les études ultérieures avec plus de sujets. Cela étant dit, cet indice est conditionné par le nombre d'items. Plus l'outil comporte d'items, même non reliés, plus l'alpha est élevé [17]. Les valeurs seuils posent toujours problèmes pour des outils incluant peu d'items. D'ailleurs, la formule de Spearman-Brown permet d'estimer ce que l'alpha serait s'il était basé sur un plus grand nombre d'items équivalents. Dans le cadre de la présente étude, l'alpha des trois sous-échelles serait de 0,84 à 0,93 si chacune de ces sous-échelles comportait huit items au lieu de trois ou quatre.

La matrice de corrélations montre la force des relations entre les composantes du modèle (Tableau 5). Les corrélations entre chaque composante et le facteur global sont particulièrement satisfaisantes. Les taux de saturation factorielle standardisée des composantes sur le facteur global de second ordre varient de 0,69 à 0,96. Le VEMS corrèle faiblement avec les trois composantes ou la QVLS globale. Cela est en accord avec les résultats obtenus antérieurement [26,27]. Les résultats montrent que les paramètres fonctionnels ne peuvent pas refléter à eux seuls la perception que

**Tableau 6** Résultats des tests d'invariance factorielle entre groupe hospitalier et groupe évalué en cabinet médical.

	$\chi^2$	df	$\chi^2/df$	CFI	TLI	RMSEA	RMSEA90%CI	SRMR	$\Delta\chi^2$ (corrige)	$\Delta df$	$\Delta CFI$	$\Delta RMSEA$
Invariance configurale	105,94	82	1,29	0,950	0,934	0,059	0,014-0,090	0,069	na	na	na	na
Invariance des saturations de premier niveau	109,63	90	1,22	0,959	0,950	0,051	0,000-0,082	0,079	4,39	8	0,009	-0,008
Invariance des intercepts de premier niveau	121,37	98	1,24	0,952	0,946	0,054	0,000-0,083	0,080	11,88	8	-0,007	0,003
Invariance des résidus de premier niveau	144,97	109	1,33	0,926	0,925	0,063	0,031-0,089	0,103	24,05	11	-0,026	0,009
Invariance des saturations de second niveau	146,02	111	1,32	0,928	0,928	0,062	0,031-0,087	0,107	0,91	2	0,002	-0,001
Invariance des intercepts de second niveau	162,87**	113	1,44	0,897	0,900	0,073	0,046-0,097	0,118	21,27*	2	-0,031	0,011
Invariance des résidus de second niveau	171,93**	116	1,48	0,884	0,890	0,076	0,051-0,099	0,125	9,38	3	-0,013	0,003
Invariance de la variance factorielle de second niveau	172,08**	117	1,47	0,886	0,893	0,075	0,050-0,098	0,124	0,06	1	0,002	-0,001
Invariance de la moyenne factorielle de second niveau	174,78**	118	1,48	0,883	0,890	0,076	0,051-0,099	0,120	2,32*	1	-0,003	0,001

CFI : Comparative Fit Index ; TLI : Tucker-Lewis Index ; RMSEA : Root Mean Square Error of Approximation ; SRMR : Standardized Root Mean Square Residual. \* p significatif à 0,01.

les patients ont de leur qualité de vie. L'instrument détecte les différences de QVLS entre le contexte hospitalier ou le cabinet.

## Conclusion

La version expérimentale du questionnaire satisfait les règles de la première phase de validation des questionnaires de QVLS. Le comité scientifique a décidé d'intituler ce questionnaire, le « VQ11 » (Fig. 3). Cette version est prête à être soumise à une validation concomitante, mesure des relations entre les scores obtenus et ceux d'outils validés. Cette procédure permettra de vérifier si la variable latente se trouvant au sommet du modèle correspond bien à la QVLS spécifique à la BPCO. Une dernière étude sera nécessaire afin de tester sa reproductibilité et sa sensibilité. Elle permettra d'approfondir la compréhension de l'instabilité de la QVLS dans la BPCO [9], de mettre en évidence les facteurs modifiant à court terme le niveau de QVLS et d'établir un score coupure pour chaque composante, et un pour le score total, et un seuil minimal de changement clinique individuel.

Sur un plan clinique, cet outil rapide de passation (cinq minutes) et d'interprétation pourra être utilisé en contexte de routine pneumologique, de réhabilitation, de post-réhabilitation ou d'éducation thérapeutique dans un but évaluatif ou préventif [28]. Le VQ11 complètera les questionnaires longs à des fins d'utilisation individuelle et de passation fréquente.

## Conflit d'intérêt

Les auteurs ont déclaré n'avoir aucun conflit d'intérêt.

## Remerciements

Nous remercions vivement les patients et les soignants ayant accepté de participer à cette étude. Nous exprimons toute notre gratitude à Anne Herkert, Sandrine Stélianides, Jacques Desplan, Magali Poulain, Nicolas Oliver, Gilles Vallet, Nelly Héraud, Annabelle Couillard, Ana Pires, Gilles Garcia, Fares Gouzi, Marion Carayol, Nathalie Fernandes, Grégory Moullec, Matthieu Desplan, Maurice Hayot, Guillaume Damien, Florence Parent, André Guetta et Nicolas Roche pour leur précieuse collaboration. Nous remercions enfin le laboratoire GlaxoSmithKline France pour leur soutien au doctorant.

Cet outil est mis à la disposition des cliniciens et des chercheurs sur le site : <http://www.lab-epsilon.fr> (rubrique Outils).

## Références

- [1] Kaplan RM, Ries AL. Quality of life: concept and definition. *COPD* 2007;4:263–71.
- [2] GOLD. Global strategy for the diagnosis, management, and prevention of COPD. Scientific information and recommendations for COPD. 2008. <http://www.goldcopd.org>.
- [3] Klossek J, Blic JD, Bousquet J, Demoly P. Collectif: qualité de vie, du nez aux bronches. John Libbey Eurotext, 2003 [129 pages].
- [4] Jones PW, Harding G, Berry P, Wiklund I, Chen WH, Kline Leidy N. Development and first validation of the COPD Assessment Test. *Eur Respir J* 2009;34:648–54.
- [5] MacKeigan LD, Pathak DS. Overview of health-related quality-of-life measures. *Am J Hosp Pharm* 1992;49:2236–45.
- [6] Bowling A. Measuring disease: A review of Disease Specific Quality of Life Measurement Scales. 2nd ed. Open University Press; 2001 [395 pages].
- [7] Jones PW, Kaplan RM. Methodological issues in evaluating measures of health as outcomes for COPD. *Eur Respir J Suppl* 2003;41:13s–8s.
- [8] Schlenk EA, Erlen JA, Dunbar-Jacob J, McDowell J, Engberg S, Sereika SM, et al. Health-related quality of life in chronic disorders: a comparison across studies using the MOS SF-36. *Qual Life Res* 1998;7:57–65.
- [9] Ninot G, Delignières D, Varray A. Stability of physical self: examining the role of chronic obstructive pulmonary disease. *Europ Rev Applied Psychol* 2010;60:35–40.
- [10] Laurin C, Lavoie KL, Bacon SL, Dupuis G, Lacoste G, Cartier A, et al. Sex differences in the prevalence of psychiatric disorders and psychological distress in patients with COPD. *Chest* 2007;132:148–55.
- [11] Maurer J, Rebbapragada V, Borson S, Goldstein R, Kunik ME, Johannes AM, et al. Anxiety and depression in COPD: current understanding, unanswered questions, and research needs. *Chest* 2008;134:435–56S.
- [12] Chaouat A, Canuet M, Kraemer JP, Enache I, Ducoloné A, Kessler R, et al. Explorations fonctionnelles dans l'hypertension artérielle pulmonaire. *Rev Mal Respir* 2005;22:991–7.
- [13] Karadag F, Ozcan H, Karul AB, Ceylan E, Cildag O. Correlates of erectile dysfunction in moderate-to-severe chronic obstructive pulmonary disease patients. *Respirology* 2007;12:248–53.
- [14] Barr JT, Schumacher GE, Freeman S, LeMoine M, Bakst AW, Jones PW. American translation, modification, and validation of the St. George's Respiratory Questionnaire. *Clin Ther* 2000;22:1121–45.
- [15] Perez T, Arnould B, Grosbois JM, Bosch V, Guillemin I, Bravo ML, et al. Validity, reliability, and responsiveness of a new short Visual Simplified Respiratory Questionnaire (VSRQ) for health-related quality of life assessment in chronic obstructive pulmonary disease. *Int J Chron Obstruct Pulmon Dis* 2009;4:9–18.
- [16] Marsh HW, Ellis LA, Parada RH, Richards G, Heubeck BG. A short version of the Self Description Questionnaire II: operationalizing criteria for short-form evaluation with new applications of confirmatory factor analyses. *Psychol Assess* 2005;17:81–102.
- [17] Streiner DL, Norman GR. Health measurement scales: A practical guide to their development and use. Oxford University Press; 2008 [296 pages].
- [18] Chou CP, Bentler PM. Estimates and tests in structural equation modeling. In: Hoyle RH, editor. *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications*. CA, Newbury: SAGE publications; 1995. p. 37–55.
- [19] Bentler PM, Bonett DG. Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychol Bull* 1980;88:588–606.
- [20] Byrne BM. Factor analytic models: viewing the structure of an assessment instrument from three perspectives. *J Pers Assess* 2005;85:17–32.
- [21] Maccallum R, Browne M, Sugawara H. Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychol Methods* 1996;1:30.
- [22] Hu L-T, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equat Model* 1999;6:1–55.
- [23] Muthen LK, Muthen BO. *Mplus: Statistical analysis with latent variables: User's guide*. CA: Muthen & Muthen; 2005 [682 pages].

- [24] Meredith W. Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika* 1993;58:525–43.
- [25] Chen FF. Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Struct Equat Model Multidisciplinary J* 2007;14:464–504.
- [26] Prigatano GP, Wright EC, Levin D. Quality of life and its predictors in patients with mild hypoxemia and chronic obstructive pulmonary disease. *Arch Intern Med* 1984;144:1613–9.
- [27] Guyatt GH, Townsend M, Berman LB, Pugsley SO. Quality of life in patients with chronic airflow limitation. *Br J Dis Chest* 1987;81:45–54.
- [28] Préfaut C, Ninot G. La réhabilitation du malade respiratoire chronique. Masson; 2009 [502 pages].
- [29] Jones PW, Quirk FH, Baveystock CM, Littlejohns P. A self-complete measure of health status for chronic airflow limitation. The St. George's Respiratory Questionnaire. *Am Rev Respir Dis* 1992;145:1321–7.
- [30] Bouchet C, Guillemin F, Hoang Thi TH, Cornette A, Briancon S. Validation of the St George's questionnaire for measuring the quality of life in patients with chronic obstructive pulmonary disease. *Rev Mal Respir* 1996;13:43–6.
- [31] Carone M, Bertolotti G, Anchisi F, Zotti AM, Donner CF, Jones PW. Analysis of factors that characterize health impairment in patients with chronic respiratory failure. *Quality of Life in Chronic Respiratory Failure Group. Eur Respir J* 1999;13:1293–300.
- [32] Janssens JP, Heritier-Praz A, Carone M, Burdet L, Fitting JW, Uldry C, et al. Validity and reliability of a French version of the MRF-28 health-related quality of life questionnaire. *Respiration* 2004;71:567–74.
- [33] Guyatt GH, Berman LB, Townsend M, Pugsley SO, Chambers LW. A measure of quality of life for clinical trials in chronic lung disease. *Thorax* 1987;42:773–8.
- [34] Windisch W, Freidel K, Schucher B, Baumann H, Wiebel M, Matthys H, et al. The Severe Respiratory Insufficiency (SRI) Questionnaire: a specific measure of health-related quality of life in patients receiving home mechanical ventilation. *J Clin Epidemiol* 2003;56:752–9.
- [35] Windisch W, Budweiser S, Heinemann F, Pfeifer M, Rzehak P. The Severe Respiratory Insufficiency Questionnaire was valid for COPD patients with severe chronic respiratory failure. *J Clin Epidemiol* 2008;61:848–53.
- [36] Hyland ME, Bott J, Singh S, Kenyon CA. Domains, constructs and the development of the breathing problems questionnaire. *Qual Life Res* 1994;3:245–56.
- [37] Hajiro T, Nishimura K, Jones PW, Tsukino M, Ikeda A, Koyama H, et al. A novel, short, and simple questionnaire to measure health-related quality of life in patients with chronic obstructive pulmonary disease. *Am J Respir Crit Care Med* 1999;159:1874–8.
- [38] Bourbeau J, Maltais F, Rouleau M, Guimont C. French-Canadian version of the Chronic Respiratory and St George's Respiratory questionnaires: an assessment of their psychometric properties in patients with chronic obstructive pulmonary disease. *Can Respir J* 2004;11:480–6.