

Université de Montréal

Travail 2: Analyse acheminatoire

par

Léandre Sabourin, 20188802

Yuan Song, 20139885

Département de psychologie

Faculté des arts et des sciences

Travail présenté à Madame Geneviève Mageau

dans le cadre du cours PSY6002-H1-H24,

Méthodes quantitatives multivariées

15 mars 2024

Objectif de recherche. L'objectif de l'étude est d'élaborer un modèle théorique basé sur la littérature, puis de tester les liens entre les variables du modèle, afin de valider l'ajustement du modèle sur les données d'un échantillon francophone ayant effectué le Tour de l'île de Montréal.

Description de l'analyse. Pour ce faire, une analyse acheminatoire, basée sur les principes de la modélisation par équations structurelles (SEM), sera menée, puisque celle-ci permet de tester l'ajustement d'un modèle, composé de plusieurs variables exogènes et endogènes continues, sur un échantillon donné.

### **Analyses Préliminaires - Postulats et facteurs**

Parmi les facteurs pouvant influencer l'analyse acheminatoire, le premier consiste en la présence des VIs importantes. Ce facteur vérifie que le modèle comprend les variables indépendantes (VI) ou exogènes nécessaires pour modéliser les construits que nous voulons évaluer, qu'il ne manque pas de variables importantes qui pourraient influencer le modèle, et que des variables superflues ne soient pas incluses dans le modèle. Cette vérification permet d'abord d'éviter la redondance d'information, soit lorsque deux variables mesurent un construit trop similaire, ce qui peut faire varier les bêtas de façon importante, jusqu'à les rendre non-significatifs. De plus, l'inclusion de covariables peut également engendrer un effet de suppression, soit lorsque la présence d'une variable affecte la relation entre d'autres variables, pouvant aller jusqu'à transformer une corrélation positive en une corrélation négative. Finalement, la vérification de la présence des VIs importantes permet de valider s'il y a présence d'une explication alternative, soit lorsque l'inclusion d'une variable élimine le lien entre deux autres variables. Par exemple, si deux variables corrèlent négativement alors que selon la littérature, elles devraient corrélent positivement, cela est peut-être dû au fait qu'il manque une autre variable importante, dont l'inclusion affecterait la relation entre les deux premières variables. Dans le cas des analyses courantes, le modèle théorique, présenté à la **Figure 1**, est constitué de deux variables exogènes, soit le contrôle de soi et des événements

(*soi*) et le niveau d'anxiété/dépression (*anxdep*), ainsi que trois variables endogènes: l'estime de soi (*estim*), le bonheur (*bonheu*) et l'autodévalorisation (*autode*). Une vérification basée sur la littérature a permis de confirmer la pertinence de l'ensemble des variables exogènes du modèle, ainsi que l'inclusion de toutes les variables pertinentes.

En deuxième lieu, deux autres facteurs importants à vérifier dans le cadre de l'analyse acheminatoire consistent en la taille de l'échantillon et les données manquantes. Selon les recommandations de Kline (2011), la taille d'échantillon (N) requise afin d'assurer la stabilité d'une analyse acheminatoire est d'au moins 200 participants, avec idéalement 20 participants par paramètre, et minimalement 10 par paramètre. Il est important de respecter les requis en termes de N afin d'assurer une stabilité du modèle, ainsi que de garantir une stabilité dans les résultats d'un échantillon à l'autre. Le modèle présent contient 11 paramètres (5 variances et 6 liens directs). La taille minimale du N serait donc de  $11 * 10 = 110$  participants, et la taille optimale de  $11 * 20 = 220$  participants. Considérant que l'échantillon utilisé pour l'analyse possède un  $N = 409$ , le facteur de la taille d'échantillon est largement respecté.

En ce qui concerne les données manquantes, celles-ci doivent être vérifiées pour plusieurs raisons. D'abord, connaître le nombre de données manquantes nous informe sur les limites de nos résultats. Un nombre important de données manquantes diminue le N et réduit ainsi la puissance statistique des résultats obtenus. Ensuite, un grand nombre de données manquantes pour certaines variables peut nous indiquer que des questions étaient mal formulées ou mal comprises par les participants. Si une portion considérable des participants n'a pas répondu à une question donnée, cela peut aussi signifier qu'une certaine tranche de la population n'est pas représentée dans nos résultats. Dans un tel cas, la généralisation des résultats se voit aussi limitée. Les données manquantes ont été vérifiées en inspectant les tableaux de fréquences des items de l'échelle. Elles ont été jugées non-problématiques lorsqu'elles étaient peu nombreuses (moins de 5 % du total des valeurs d'une variable) et

distribuées aléatoirement. Pour l'ensemble des variables d'intérêt, le pourcentage de données manquantes est de 0 %. Il n'y a donc pas d'impact sur l'analyse acheminatoire.

Pour le facteur d'étendue suffisante, il faut valider si l'échantillon utilisé permet de mesurer l'étendue des construits mesurés. Cela est important car le choix d'échantillonnage peut potentiellement limiter la mesure d'un construit, ce qui peut avoir un impact sur l'estimation des corrélations. Par exemple, la mesure de l'intelligence dans un groupe de participants effectuant des études universitaires supérieures va limiter la capture de l'étendue du construit d'intelligence, ce qui pourrait avoir comme conséquence d'affecter l'estimation des relations entre l'intelligence et les autres variables. De plus, une variable avec une étendue limitée augmente l'erreur-type d'estimation des bêtas, dont le calcul inclut l'étendue au dénominateur. De ce fait, plus une variable possède une étendue restreinte, plus le terme d'erreur est divisé par une petite valeur, ce qui a pour effet d'augmenter l'erreur-type d'estimation, rendant les bêtas moins significatifs. Dans le cas du modèle présent, les variables sont des scores globaux de d'items provenant d'échelles de Likert à 5 points (1 à 5). L'étendue des variables a été vérifiée à partir du tableau de fréquences généré (voir **Tableau 1**) : *estim* (2.00 à 5.00), *soi* (2.25 à 5.00), *bonheu* (1.00 à 5.00), *autode* (1.00 à 3.29) et *anxdep* (1.00 à 4.00). L'ensemble des variables comportent des étendues adéquates, couvrant le spectre des réponses possibles sur les variables, à l'exception de la variable *autode*, dont la partie supérieure n'est pas couverte. Ceci sera pris en compte dans l'analyse des relations impliquant cette variable.

La présence de scores extrêmes au niveau des variables est ensuite analysée. Tout d'abord, les scores extrêmes univariés ont été vérifiés. Cela est important, car ceux-ci peuvent biaiser les corrélations, les rendant non-représentatifs de l'échantillon, ainsi qu'augmenter les risques d'erreurs de type I et II. Pour effectuer la vérification des scores extrêmes univariés des variables, les scores bruts de chaque variable ont été standardisés en scores Z. Pour chaque variable, nous avons vérifié si les scores Z se situaient entre  $\pm 3.29$  écart-type (ÉT). Un score

Z dépassant ce seuil a été considéré comme extrême (Tabachnick & Fidell, 2014). En présence de scores extrêmes, nous avons considéré le N ainsi que la normalité de la variable. Vu la grande taille d'échantillon ( $N = 409$ ), si la variable était normale, nous avons laissé le score tel quel, car son impact sur la distribution est alors moindre. Si la variable était anormale, mais qu'elle aurait dû être normale en théorie, nous aurions procédé à une correction du score extrême univarié afin de limiter l'impact sur les corrélations, en le ramenant à un écart type de  $\pm 3.29$  (*windsorizing*). Pour les cinq variables de notre modèle, les scores Z varient entre -2.88 et 3.22, sauf pour les trois scores Z extrêmes suivants : -3.42 (*estim*; -3.42 à 1.96), -3.56 (*bonheu*; -3.56 à 1.91) et 3.47 (*autode*; -1.22 à 3.47). Puisque ces scores extrêmes univariés sont peu nombreux, et que l'ensemble des variables comportent une distribution normale (détaillé plus bas), et considérant le grand N, les trois scores extrêmes repérés ont été laissés tel quel. En ce qui concerne les scores extrêmes multivariés, ceux-ci sont identifiés en trouvant d'abord le centre des données, appelé centroïde. Ensuite, la distance de chaque point du centroïde, soit la distance de Mahalanobis, est calculée. Puisque la distribution des distances de Mahalanobis suit une distribution du  $\chi^2$ , cette dernière peut être utilisée pour déterminer les probabilités qu'un score ait une distance de Mahalanobis quelconque seulement dû à l'erreur d'échantillonnage. Les distances de Mahalanobis sont comparées à un  $\chi^2$  critique, pour lequel une valeur supérieure représenterait un score extrême multivarié. Le  $\chi^2$  critique a été calculé pour les cinq variables du modèle, en considérant un seuil de significativité de  $p < .001$ , identifiant les scores qui ont moins de .001 de probabilité d'être à leur emplacement dû à une erreur d'échantillonnage. Le  $\chi^2$  critique obtenu est de 18.47,  $dl = 4$ , et cinq participants ont des  $\chi^2$  plus élevés, allant de 19.57 à 24.35 (**Figure 2**). Ces cinq participants, bien que représentant moins de 5 % du N total ( $5/409 = 1.2\%$ ), ont été conservés dans le cadre des analyses courantes. Un impact sur les corrélations, bien que faible vu le nombre peu élevé de scores extrêmes multivariés, serait donc possible. En outre, cela justifie l'utilisation d'un estimateur robuste afin de réduire l'impact sur les corrélations.

Par la suite, dans le cadre de la similarité des variances des variables du modèle, on vérifie que les variances des échelles de réponse des variables ne soient pas trop différentes entre elles. Il est important de faire cette vérification afin de ne pas engendrer des problèmes de calcul (convergence) lors de l'analyse acheminatoire. Pour ce faire, le ratio de la plus grande variance (*bonheu*) sur la plus petite (*autode*) est calculé, soit  $0.53/0.24 = 2.21$ . Considérant que ce ratio n'est pas trop élevé et que l'analyse n'engendre pas de problème de convergence, le facteur est considéré comme respecté.

Le dernier facteur de l'analyse acheminatoire consiste en la vérification des variables endogènes et exogènes continues, pour la détermination de la méthode d'extraction. Selon ce facteur, la classe des variables présentes dans le modèle ainsi que le respect ou non du postulat de normalité multivariée auront un impact sur le choix de l'estimateur. Ce dernier sert à tester le niveau de correspondance entre les corrélations attendues et observées du modèle. Il est important de choisir l'estimateur en fonction des deux éléments mentionnés, afin d'atténuer l'impact d'une potentielle non-normalité multivariée, *i.e.* en utilisant un estimateur robuste. Sans cela, une distribution anormale de variables ou de résiduels impliquerait une possible sous-estimation de la variabilité des résiduels, ce qui sous-estimerait l'erreur-type et engendrerait des bêtas plus significatifs qu'ils ne devraient l'être. Dans le cas présent, puisque les variables catégorielles ont été regroupés en scores globaux continues, les options d'estimateur sont soit MLMV, MLR ou ML (Maydeu-Olivares, 2017). Alors que la présence de scores extrêmes multivariés suggère déjà l'utilisation du MLR, la vérification plus bas du postulat de normalité multivariée permettra de trancher le choix.

En ce qui concerne les postulats influençant l'analyse acheminatoire, le premier consiste en l'indépendance des scores. Selon celui-ci, le score d'un participant ne devrait pas pouvoir être prédit par le score d'un autre participant. L'indépendance des scores est importante car sans celle-ci, il y a un risque de sous-estimer l'erreur-type des bêtas ; les corrélations seraient alors augmentées artificiellement. Lorsque cette dépendance fait en sorte que les

résultats se ressemblent moins, l'erreur-type des bêtas est alors surestimée et un effet est plus difficile à détecter. Dans le cas présent, puisque les participants se connaissent très peu, les réponses de ceux-ci peuvent être considérées comme étant indépendantes les unes des autres.

Les trois postulats suivants, à vérifier dans le cadre de l'analyse acheminatoire, composent le postulat de la normalité multivariée. D'abord, la normalité des items a été examinée en vérifiant si les indices de symétrie et d'aplatissement se trouvaient entre  $\pm 1$ , soit le seuil pour considérer une variable comme ayant une distribution normale. Les moyennes, médianes et histogrammes des variables ont également été examinés et rapportés (**Tableau 1**). Vérifier la normalité des variables permet de valider que l'échantillon suit une distribution normale lorsque le construit théorique le suggère. Une non-normalité qui n'est pas gérée adéquatement peut mener à une estimation erronée des bêtas. Dans le cas présent, l'ensemble des distributions suit une courbe normale, présentant des indices de symétrie entre -0.39 et 0.96 et d'aplatissement entre -0.03 et 0.29 (**Tableau 1**). Cela confirme la normalité des variables et le premier postulat de normalité multivariée. Ensuite, il est important de vérifier la linéarité entre les variables, car dans le contexte d'une analyse acheminatoire, celles-ci doivent évoluer selon une relation linéaire. Vu le nombre élevé de vérifications de paires à faire pour cinq variables, la linéarité sera vérifiée en examinant la normalité des résiduels et l'homoscédasticité (ou homogénéité de la variance des résiduels).

D'abord, la normalité des résiduels a été vérifiée. En raison du théorème de la limite centrale, on s'attend à ce que les scores d'un échantillon provenant d'une distribution normale se distribuent normalement dans l'échantillon. De ce fait, les résiduels, soit les différences entre les scores et la droite de régression dans un modèle de régression, devraient aussi être normalement distribués de part et d'autre de la droite de régression. Si les résiduels sont distribués de façon anormale, cela biaise l'erreur-type des bêtas, et potentiellement le calcul des corrélations. Puisque le modèle proposé contient trois variables endogènes (*bonheu*, *autode* et *estim*), trois régressions multiples ont été effectuées afin de vérifier le postulat : 1) *autode* ~

*estim + anxdep*; 2) *bonheu ~ estim + anxdep*; 3) *estim ~ anxdep + soi*. Les histogrammes de la normalité des résiduels des trois régressions multiples ont été examinés. Si chaque distribution se distribue normalement autour du 0, indiquant que les résiduels sont distribués normalement autour de la droite de régression, on considère que le postulat est respecté. De cette façon, il a été conclu que le postulat de normalité des résiduels était respecté (voir **Figures 3 à 5**). Finalement, selon le postulat d'homoscédasticité, les résiduels doivent avoir environ la même variance peu importe les scores prédits. Autrement dit, pour chaque variable exogène, à travers l'ensemble de ses valeurs, on s'attend à ce que la variabilité des résiduels soit la même, sans quoi l'erreur-type pourrait être surestimée. Pour vérifier l'homoscédasticité, on regarde le diagramme de dispersion des résiduels de chacune des trois régressions, qui représente les résiduels par rapport aux scores estimés de la VD (variable endogène) à partir de la droite de régression. Les points devraient avoir une forme ovale, qui suggérerait une variance similaire à travers les VIs. Dans le cas présent, les formes ovales sont bien retrouvées (voir **Figures 6 à 8**), confirmant que la variance des résiduels est bien homogène à travers les items. De ce fait, le postulat de la normalité multivariée est respecté.

Le dernier postulat à vérifier consiste en l'absence de multicolinéarité, afin de vérifier que les VIs ne soient pas trop corrélées entre eux. Une trop grande corrélation entre les VIs pourrait biaiser le calcul des bêtas. Selon Berry (1993), une corrélation de .90 entre deux VIs pourrait même aller jusqu'à doubler l'erreur-type des bêtas. Pour ce faire, il faut vérifier d'abord les corrélations entre les VIs. Si  $r > .80$  entre deux VI, la corrélation est jugée problématique (Berry & Feldman, 1985). Un critère plus conservateur de  $r > .50$  peut même être utilisé (Chennamaneni et al. 2016). Un autre indice à vérifier est le facteur d'inflation de la variance (VIF). Comme l'erreur des bêtas (et sa variance associée) augmente en fonction de la multicolinéarité, on peut examiner à quel point leur erreur est gonflée avec le VIF. Si les VI sont orthogonales (donc non liées entre elles,  $r = 0$ ), alors  $VIF = 1$ .  $VIF \geq 5$  indique un problème de multicolinéarité (Rogerson, 2001). Un dernier critère est l'indice conditionnel, qui évalue à



quel point chaque VI mesure une dimension qui lui est propre, pour éviter qu'une proportion trop importante de la variance des VI mesure un même construit. Celui-ci est problématique lorsque la racine carrée de la plus grande valeur propre sur la valeur propre de la VI est plus élevée que 30 (Belsley, Kuhm & Welsch, 1980). Le modèle proposé comporte trois VDs (*estim*, *antode* et *bonheu*) et trois VIs (*estim*, *soi* et *anxdep*). La variable *estim* est une VI dans la 1ère et 2ème régression mais une VD dans la 3ème régression. Tout d'abord, toutes les VIs corrélaient entre-elles au-dessus du seuil de 0.50, mais en dessous du seuil maximal autorisé de 0.80 ( $r$  de Pearson de 0.51, 0.51 et 0.61 respectivement entre *estim* et *soi*, *estim* et *bonheu* ainsi que *soi* et *bonheu*). En vérifiant le VIF, celui-ci est de 1.25 pour la 1ère régression, de 1.25 pour la 2ème régression, et 1.36 pour la 3ème régression. Les VIFs sont donc adéquats. Par ailleurs, les indices conditionnels sont tous en-dessous de 30 pour la 1ère régression (1.00, 6.12 et 21.98), pour 2ème régression (1.00, 6.12 et 21.98) et pour la 3ème régression (1.00, 5.96 et 22.37), assurant une bonne distinction entre les variables. En conclusion, malgré que les VIs ont des corrélations légèrement problématiques ( $> 0.50$ ), le postulat de la multicollinéarité est respecté car les deux autres critères, soit le VIF et l'indice conditionnel, sont respectés pour les deux régressions constituant notre modèle.

## Statistiques Descriptives

L'échantillon utilisé dans le cadre de l'analyse acheminatoire est composé de 409 participants ayant participé au Tour de l'île de Montréal. 72.4% sont des femmes, et 98.5% possèdent le français comme langue maternelle. L'âge moyen est de 36.83 ans (ÉT 9.33). Les variables d'intérêt sont des scores composites d'items de type Likert à 5 points provenant des échelles ÉMMBEP (Échelle de mesure des manifestations de bien-être psychologique l'échelle) ainsi qu'ÉMMDEP (Échelle de la détresse psychologique). Les statistiques

descriptives de l'échantillon sont résumées dans les **Tableau 1** (variables d'intérêt continues) et **Tableau 2** (variables sociodémographiques).

### **Analyses primaires**

Une analyse acheminatoire a été effectuée sur le modèle théorique. L'estimation du modèle a été effectuée avec l'estimateur robuste MLR. Cet estimateur, une variante robuste de l'estimation du *Maximum Likelihood* (ML), est généralement utilisée en présence de violation de la normalité multivariée. Les analyses courantes, bien que n'impliquant pas une violation de la normalité multivariée confirmée, comportent tout de même des scores extrêmes multivariés, ce qui justifie cette décision. L'estimateur MLR, en présence de scores extrêmes multivariés, est privilégié pour ses estimations plus précises des erreurs-types, menant à une plus grande précision dans les tests d'hypothèses.

L'analyse obtient un khi-carré robuste de  $\chi^2_M(3) = 43.02, p < .001$ . Le Test de l'ajustement exact vérifie s'il y a une différence entre les matrices de variance/covariance attendue et observée dans l'échantillon. Le  $\chi^2_M$  est significatif ( $p < .001$ ), ce qui suggère qu'il existe des différences significatives entre les valeurs observées et attendues du modèle. Toutefois, cet indice doit être interprété avec prudence, car en présence d'un grand N, la significativité du test tend à être haussée. On doit donc analyser les autres indices. Par la suite, l'indice Comparative Fit Index (CFI) compare le modèle obtenu à un modèle où tous les liens sont fixés à 0, en vérifiant à quel point le modèle est amélioré lorsque certains liens sont libérés. Le  $CFI_{robuste}$  est de  $.93 < .95$ , ce qui est inadéquat, quoique proche du seuil d'acceptabilité de .95, et suggère un mauvais ajustement aux données du modèle (Hu & Bentler, 1999). L'indice Tucker-Lewis Index (TLI) est une mesure semblable, mais pénalise les modèles plus complexes. Le  $TLI_{robuste}$  du modèle est de  $.80 < .95$ , ce qui est inadéquat (Hu & Bentler, 1999). Le TLI inférieur au CFI laisse entendre que le modèle présent possède une certaine complexité, en plus d'être mal ajusté aux données. L'indice RMSEA mesure l'ajustement du modèle aux données en comparant les matrices de variance/covariance attendue et observée, en fonction

du nombre de dl. Un RMSEA < .05 indique un bon ajustement (Browne & Cudeck, 1993). RMSEA<sub>robuste</sub> du modèle = .21 (.15, .26;  $p = .00$ ), ce qui est largement inacceptable, et suggère un mauvais ajustement aux données, ainsi que le modèle pourrait manquer de liens. Finalement, l'indice SRMR est vérifié. Le SRMR représente la moyenne des résiduels des corrélations, soit la différence entre les corrélations attendues et observées. Un SRMR < .08 suggérerait que les résiduels soient peu élevés, indiquant un bon ajustement entre le modèle attendu et les données (Hu & Bentler, 1999). Le SRMR a une valeur de .05 < .08, ce qui est adéquat. Puisqu'il s'agit d'une moyenne, cet indice est moins sévère, et il est prudent de vérifier les résiduels en inspectant la matrice de résiduels des corrélations. Un seul résiduel > abs(.10) est retrouvé, soit -.23 entre *bonheu* et *soi*. Puisque l'ensemble des autres résiduels étaient conformes, le SRMR demeure adéquat.

En vue des indices d'ajustement inadéquats du modèle (CFI, TLI, RMSEA) sur les données de l'échantillon, des analyses exploratoires sont menées afin d'obtenir un modèle plus ajusté à l'échantillon courant.

### **Analyses exploratoires**

Les multiplicateurs de Lagrange (ML) sont utilisés afin de tester les ajouts de paramètres potentiels au modèle (modifications a posteriori). Ceux-ci estiment à quel point le  $\chi^2_M$  changerait avec l'ajout de paramètres spécifiques. Une parcimonie étant souhaitée pour le modèle, l'ajout de liens sera fait avec précaution, minimalisé autant que possible, et devra être interprétable et cohérent avec le cadre théorique, afin de ne pas sur-ajuster le modèle. Les modifications prendront fin lorsque les indices d'ajustement seront adéquats, ou lorsque la théorie ne justifie plus l'ajout de liens supplémentaires.

#### 1. Ajout du lien *bonheu ~ soi*

Tel que le suggèrent les ML, un lien pourrait être ajouté dans le modèle entre le bonheur et le contrôle de soi et de l'environnement. Ce lien est cohérent sur le plan théorique, et représente un changement significatif de  $\chi^2_M = 47.96 > 3.84$ . Il s'agit d'ailleurs du lien ayant

démontré un résiduel élevé dans l'analyse primaire, ce qui suggère que l'ajout améliorerait le modèle. Le lien est donc intégré au modèle.

## 2. Modèle final

Le modèle final suite à la modification précédente est présenté à la **Figure 9**. Celui-ci présente un khi-carré robuste de  $\chi^2_M(2) = 3.61, p = .165$ . Le  $\chi^2_M$  est maintenant non-significatif, signifiant qu'il n'existe plus de différences significatives entre les données observées et les valeurs attendues dans le modèle. L'indice est donc adéquat. Le CFI et TLI robustes ont tous deux des valeurs de  $.99 > .95$ , ce qui est maintenant adéquat, et suggère un bon ajustement du modèle aux données. Le RMSEA robuste du modèle final est de  $.04 < .05$  ( $.00, .12$  ;  $p = .424$ ), représentant un bon ajustement aux données (Browne & Cudeck, 1993). L'IC 90 supérieure du RMSEA =  $.12 > .08$ , le test d'ajustement approximatif est vérifié, afin de vérifier la probabilité d'avoir obtenu un RMSEA de  $.04$  seulement dû à l'erreur d'échantillonnage, si le RMSEA dans la population est de  $.05$ . La probabilité étant d'environ 42% que le RMSEA soit dû à l'erreur d'échantillonnage, on peut donc considérer les RMSEA non différent significativement de  $.05$ , et l'accepter, même si sa limite supérieure  $> .08$ . Le SRMR est toujours adéquat, ayant une valeur de  $.01 < .08$  (Hu & Bentler, 1999), suggérant que les résiduels entre les corrélations attendues et observées sont très faibles. La matrice de résiduels des corrélations confirme cela, aucun résiduel  $> \text{abs}(.10)$  ne s'y trouvant désormais.

Concernant l'interprétation des bêtas de régression partielle du modèle final (**Figure 10**), d'abord, à niveau égal d'anxiété/dépression, plus le niveau d'estime de soi est élevé, moins le niveau d'autodévalorisation est élevé,  $\beta = -.29, p < .001$ . À niveau égal d'estime de soi, plus le niveau d'anxiété/dépression est élevé, plus l'autodévalorisation est élevée,  $\beta = .57, p < .001$ . De plus, indépendamment des autres VI respectivement, lorsque le niveau d'estime de soi augmente, le niveau de bonheur augmente ( $\beta = .18, p < .001$ ) ; lorsque le niveau d'anxiété/dépression augmente, le niveau de bonheur diminue ( $\beta = -.38, p < .001$ ) et lorsque le niveau de contrôle de soi et des événements augmente, le bonheur augmente ( $\beta = .32, p < .001$ ).

Finalement, en ajustant pour l'effet de l'anxiété/dépression, lorsque le contrôle de soi et des événements augmente, l'estime de soi augmente ( $\beta = .39, p < .001$ ). En ajustant pour l'effet du contrôle de soi, lorsque l'anxiété/dépression augmente, l'estime de soi diminue ( $\beta = -.25, p < .001$ ).

En outre, les tailles d'effets sont examinées, soit le pourcentage de variance des variables endogènes estimée par les variables exogènes, sans redondance. L'estime de soi et l'anxiété/dépression estiment donc 56% de l'autodévalorisation ( $R^2 = .56$ ). Le bonheur est estimé à 52% par l'estime de soi, l'anxiété/dépression et le contrôle de soi ( $R^2 = .52$ ), et 31% de l'estime de soi est estimé par l'anxiété/dépression et le contrôle de soi ( $R^2 = .31$ ). Ces trois tailles d'effets consistent en des tailles d'effet élevées ( $> 25\%$ ) selon Cohen (1988).

### Modèle alternatif

Un modèle alternatif est créé à partir d'un modèle de base, auquel on modifie la chaîne causale proposée entre les variables. Il est important de reconnaître l'existence des modèles alternatifs, soit que plusieurs chaînes causales peuvent être valides dans l'explication des relations entre certaines variables. Un modèle alternatif au modèle final a été étudié, et est présenté à la **Figure 11**. Dans celui-ci, les variables *anxdep* et *estim* ont été interchangés, créant un modèle alternatif non-niché. Les indices d'ajustement du modèle alternatif sont les suivants :  $\chi^2_M(2, N = 409) = 3.61, p = .165$  ; CFI = .99 ; TLI = .99 ; RMSEA = .04 (.00, .12 ;  $p = .427$ ) ; SRMR = .01. En comparant les deux modèles via leur CFI et RMSEA (Cheung & Rensvold, 2002; Byrne & Steward, 2006), on se rend compte que les  $\Delta$ CFI et  $\Delta$  RMSEA sont de 0.0, puisque les indices d'ajustement sont exactement les mêmes. Les deux modèles sont donc équivalents. Ce modèle alternatif aurait pu consister en une modélisation adéquate des données, car la relation inverse où l'estime de soi estime l'anxiété/dépression pourrait être soutenable théoriquement. Cette interchangeabilité illustre qu'un modèle de SEM, duquel l'analyse acheminatoire est une méthode dérivée, ne permet pas d'inférer de lien de causalité. Ceci est

dû à la nature corrélationnelle du devis des SEM, où aucune variable n'est manipulée, et où l'objectif est l'étude de la relation linéaire entre des variables.

En somme, dans les SEM, il n'est pas possible d'inférer que la variation des variables exogènes causent la variation des variables endogènes. On peut uniquement suggérer des liens entre celles-ci, avec plusieurs réponses possibles et adéquates.

## **Discussion**

L'objectif de ce travail était d'élaborer un modèle théorique, puis de tester les liens entre les variables de celui-ci via une analyse acheminatoire, dans le but de déterminer si le modèle était adéquat dans la représentation des données d'un échantillon francophone ayant effectué le Tour de l'île de Montréal (N = 409). Le modèle initial proposé était composé de deux variables exogènes (estime de soi et anxiété/dépression) et de trois variables endogènes (estime de soi, bonheur et autodévalorisation), pour un total de onze paramètres. Les indices d'ajustement de l'analyse acheminatoire suggérant un ajustement inadéquat du modèle aux données, des analyses exploratoires ont été menées afin de l'améliorer.

Le modèle final contient le même nombre de variables, mais possède douze paramètres plutôt qu'onze, suite à l'ajout d'un lien entre le bonheur et le contrôle de soi. L'ensemble des indices d'ajustement du modèle final sont excellents, et les tailles d'effets des coefficients de régression partielle standardisés du modèle sont toutes trois élevées (Cohen, 1988), suggérant que le modèle proposé est pertinent à l'échantillon proposé, et que les variables endogènes sont expliquées en grande partie par celui-ci au sein de l'échantillon.

Alors que ça n'avait pas été considéré initialement sur le plan théorique, il semble tout à fait logique que le contrôle de soi puisse permettre d'estimer le bonheur, car celui-ci est souvent associé à des comportements et choix favorisant le bien-être à long terme, telle la capacité à réguler ses émotions, à maintenir des objectifs personnels, etc. Ainsi, il est raisonnable de supposer que le contrôle de soi contribue de manière significative au sentiment de bonheur.

### ***Limites et recherches futures***

Les résultats de cette étude présentent certaines limites qui doivent être prises en considération dans l'interprétation des résultats. Une première limite consiste en l'étendue limitée d'une des variables du modèle, l'autodévalorisation, qui variait entre 1.00 et 3.29 sur 5. Cela peut affecter les relations détectées, restreindre la détection d'autres relations significatives, ainsi que la généralisabilité des résultats. Pour atténuer cette limitation, il pourrait être utile de rechercher des échantillons plus diversifiés sur cette variable. Les résultats doivent être interprétés en conséquence. De plus, la présence de quelques scores extrêmes univariés (3) et multivariés (5) pourrait avoir eu un effet sur les corrélations également. Cette limite a toutefois été atténuée en utilisant une méthode robuste d'estimation des corrélations, soit MLR. En outre, la modification de la structure du modèle lors de l'analyse exploratoire a conduit à un surajustement du modèle aux données spécifiques de l'échantillon étudié, ce qui peut compromettre sa capacité à généraliser à d'autres échantillons. Cela souligne l'importance de travaux futurs de valider le modèle sur des données indépendantes, par exemple à travers une analyse multi-groupes, afin d'évaluer la capacité de généralisation du modèle auprès de divers échantillons. Il est possible que nous ayons omis une ou des covariables qui pourraient avoir une influence sur les résultats actuels du modèle. Pour des recherches futures, il serait donc pertinent de tester l'efficacité du modèle suite à l'ajout de covariables justifiées empiriquement. Finalement, il est important de garder à l'esprit que les relations identifiées dans un modèle SEM ne démontrent pas de causalité entre les variables. Les résultats doivent donc être interprétés prudemment sur cet aspect.

### **Conclusion**

En conclusion, l'objectif de cette étude était de valider un modèle basé sur des variables issues de l'ÉMMBEP et l'ÉMMDEP, sur un échantillon ayant effectué le Tour de l'île. Une analyse acheminatoire a mené à la validation d'un modèle final à douze paramètres. Les tailles

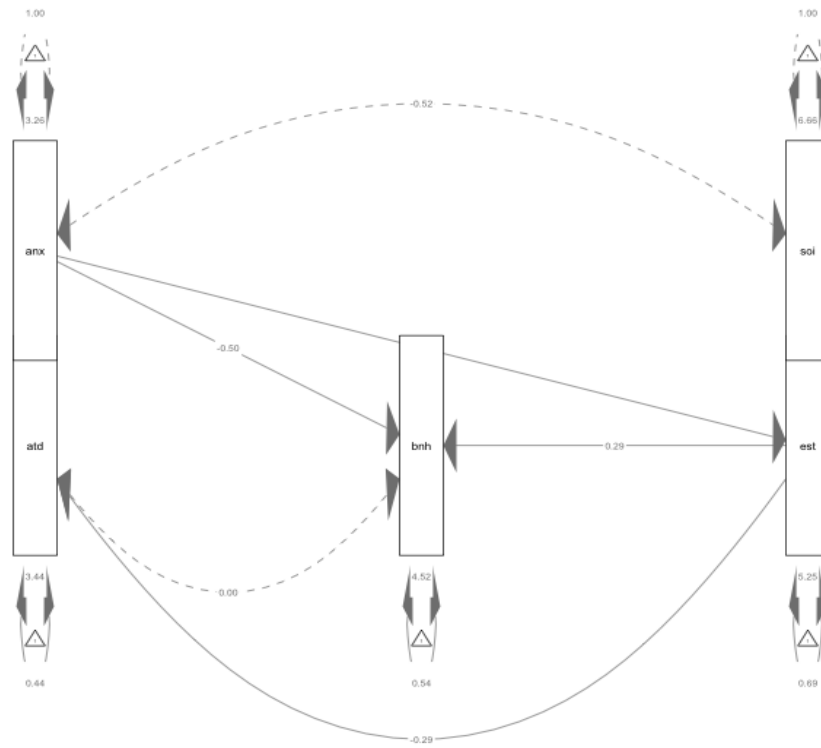
d'effets élevées du modèle final ( $> 25\%$ ; Cohen, 1988) suggèrent que le modèle proposé est solide, et explique bien la variance d'estime de soi, de bonheur et d'autodévalorisation au sein de l'échantillon.



## Annexe

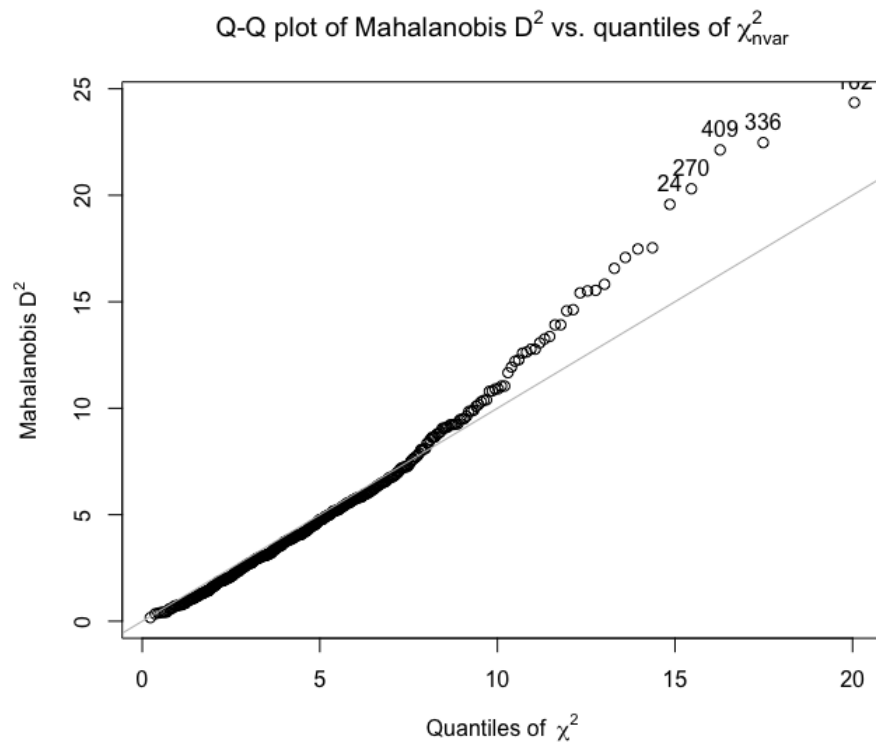
**Figure 1**

*Modèle théorique initial proposé*



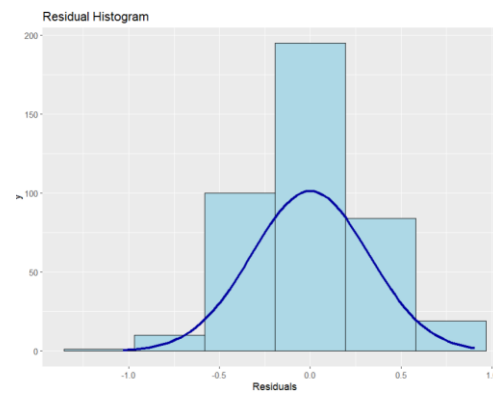
**Figure 2**

*Scores extrêmes multivariés*



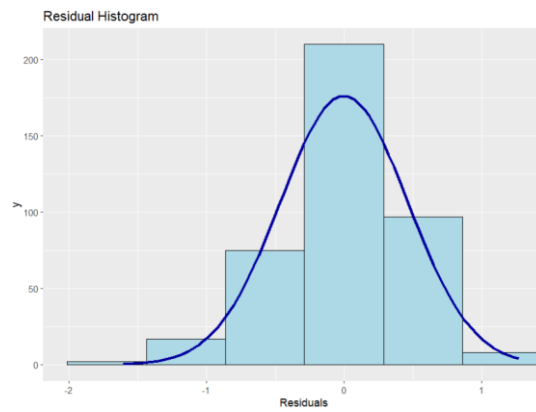
**Figure 3**

*Histogramme de la normalité des résiduels: 1) autode ~ estim + anxdep*



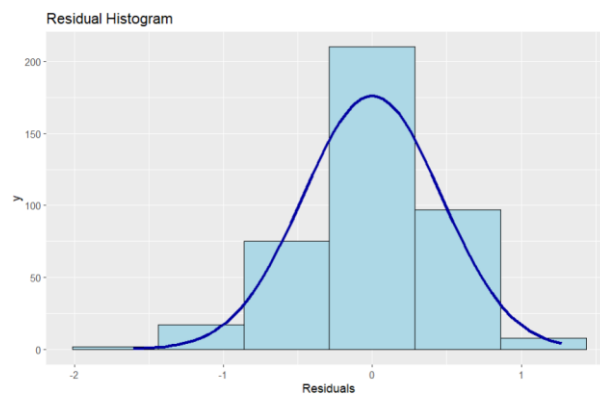
**Figure 4**

*Histogramme de la normalité des résiduels: 2) bonheu ~ estim + anxdep*



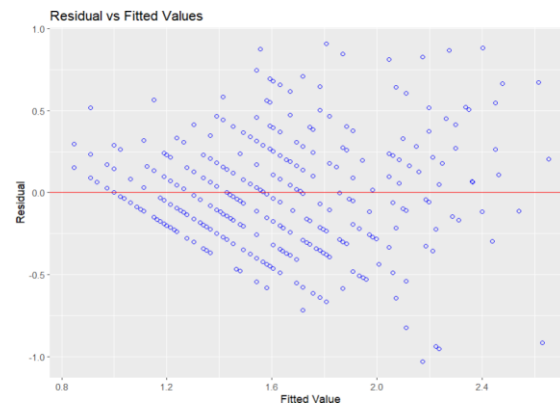
**Figure 5**

*Histogramme de la normalité des résiduels: 3) estim ~ anxdep + soi*



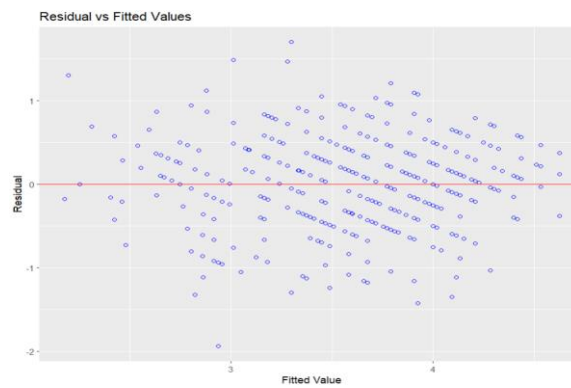
**Figure 6**

*Diagramme de dispersion des résiduels : 1)  $\text{autode} \sim \text{estim} + \text{anxdep}$*



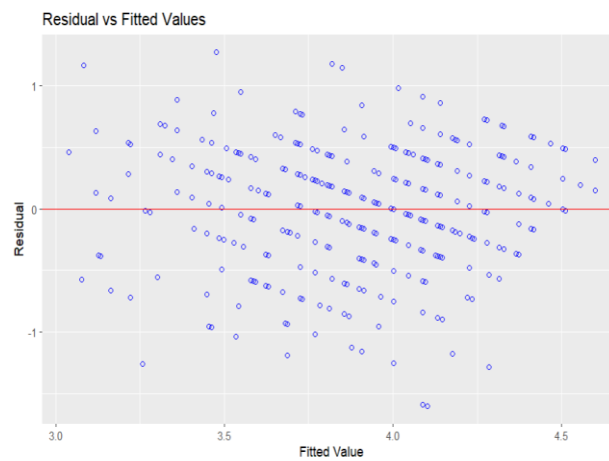
**Figure 7**

*Diagramme de dispersion des résiduels : 2)  $\text{bonheu} \sim \text{estim} + \text{anxdep}$*



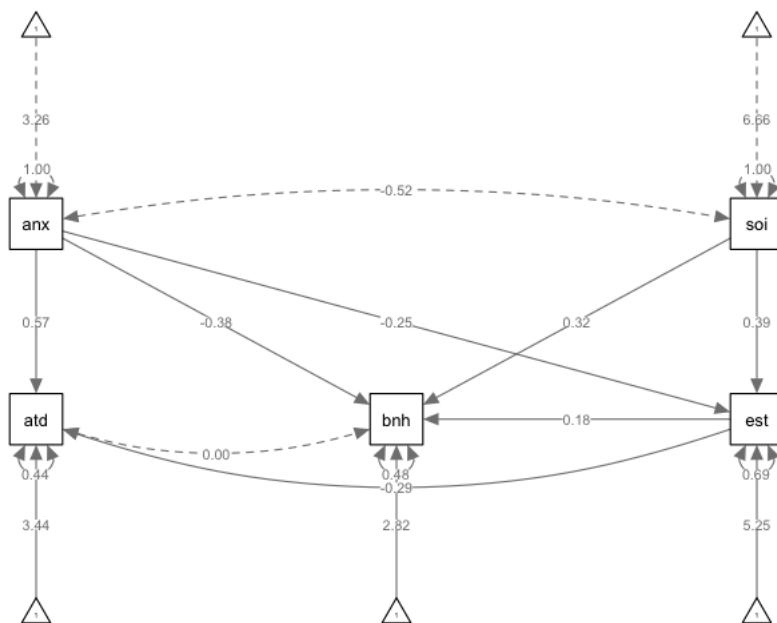
**Figure 8**

*Diagramme de dispersion des résiduels : 3)  $\text{estim} \sim \text{anxdep} + \text{soi}$*



**Figure 9**

## Modèle théorique final



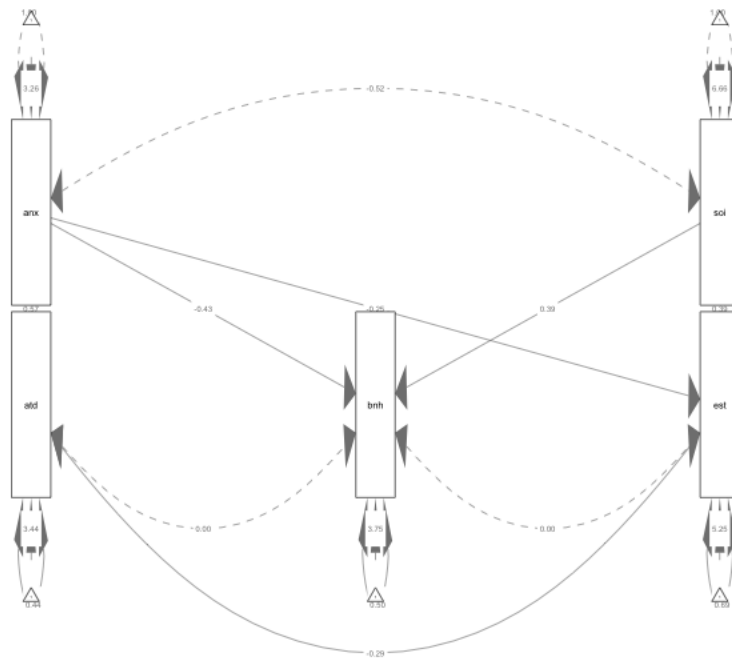
**Figure 10**

## Bêtas du modèle final

Regressions:						
	Estimate	Std.Err	z-value	P(> z )	Std.lv	Std.all
autode ~						
estim	-0.254	0.034	-7.397	0.000	-0.254	-0.290
anxdep	0.442	0.030	14.766	0.000	0.442	0.574
bonheu ~						
estim	0.231	0.059	3.906	0.000	0.231	0.176
anxdep	-0.440	0.048	-9.081	0.000	-0.440	-0.381
soi	0.409	0.070	5.851	0.000	0.409	0.318
estim ~						
anxdep	-0.219	0.049	-4.486	0.000	-0.219	-0.249
soi	0.379	0.055	6.895	0.000	0.379	0.386

**Figure 11**

*Modèle alternatif*



**Tableau 1***Données descriptives des variables du modèle proposé (N = 409)*

<b>Variables</b>	<b>Moyenne</b>	<b>Médiane</b>	<b>ÉT</b>	<b>Symétrie</b>	<b>Aplatissement</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>	<b>NA (%)</b>
estim	3.90	4.00	0.56	-0.39	0.29	2.00	5.00	0
autode	1.59	1.43	0.49	0.96	0.12	1.00	3.29	0
anxdep	2.06	2.00	0.63	0.66	0.12	1.00	4.00	0
soi	3.79	3.75	0.57	-0.33	0.05	2.25	5.00	0
bonheu	3.60	3.60	0.73	-0.35	-0.03	1.00	5.00	0

**Tableau 2***Données descriptives des variables catégorielles de l'échantillon (N = 409)*

Variables	Participants	
	N	%
<b>Sexe (N = 409)</b>		
Homme	113	27.63
Femme	296	100.00
<b>Pays (N = 409)</b>		
Canada	402	98.29
États-Unis	1	98.53
France	4	99.51
Belgique	1	99.76
Chine	1	100.00
<b>Langue (N = 409)</b>		
Français	403	98.53
Anglais	3	99.27
Portugais	1	99.51
Espagnol	2	100.00
<b>Éducation (N = 409)</b>		
Secondaire	6	1.47
Secondaire général	14	4.89
Secondaire professionnel	32	12.71
Collégial général	19	17.36
Collégial professionnel	71	34.72
Certificat	25	40.83
Universitaire, 1er cycle	131	72.86
Universitaire, 2e cycle	109	99.51
Universitaire, 3e cycle	2	100.00
<b>Statut (N = 409)</b>		
Célibataire	85	20.78
Marié ou vivant avec une personne	289	91.44
Séparé et vivant seul	17	95.60
Séparé et vivant avec une personne	18	100.00
<b>Enfant (N = 409)</b>		
Non	202	49.39
1	73	67.24
2	98	91.20
3	31	98.78
4	4	99.76



5 ou plus	1	100.00
<b>Vélo (N = 409)</b>		
Vélo de route	320	78.24
Vélo de montagne	89	100.00
<b>Coût vélo (N = 409)</b>		
0\$ à 499\$	118	28.85
500\$ à 999\$	185	74.08
1000\$ +	106	100.00