



HAL
open science

Sentiment de continuité du soi dans le futur et procrastination vocationnelle : le rôle modérateur de l'estime de soi

Sophie Brunot, Jacques Juhel

► To cite this version:

Sophie Brunot, Jacques Juhel. Sentiment de continuité du soi dans le futur et procrastination vocationnelle : le rôle modérateur de l'estime de soi. XXVes Journées Internationales de Psychologie Différentielles, Jul 2024, Rennes, France. hal-04651639

HAL Id: hal-04651639

<https://univ-rennes2.hal.science/hal-04651639>

Submitted on 17 Jul 2024

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - NoDerivatives 4.0 International License

Sentiment de continuité du soi dans le futur et procrastination vocationnelle : le rôle modérateur de l'estime de soi

Sophie BRUNOT et Jacques JUHEL
Université Rennes 2 (France) – LP3C



CONTEXTE THEORIQUE

Une anticipation de soi dans l'avenir est une condition nécessaire mais non suffisante pour inciter l'individu à agir dans le présent en vue de réaliser le soi futur.

Deux conditions semblent être fondamentales pour donner au soi futur des vertus motivationnelles :

- Une saillance suffisante

⇔ Le soi futur doit être accessible à l'esprit

- Un sentiment de continuité du soi dans le futur (SCSF)

⇔ Le soi futur doit être perçu comme le prolongement du soi présent.

Quelques preuves empiriques

- Un soi futur professionnel favorise la proactivité de carrière d'autant plus fortement qu'il est saillant (Strauss et al., 2012, Taber & Blankemeyer, 2015).

- Le SCSF favorise le fait d'épargner pour l'avenir (Bartels & Rips, 2010 ; Ersner-Hersfield et al., 2009 ; Bartels & Urminsky, 2011), l'engagement scolaire (Landau et al., 2014 ; Nurra & Oyserman, 2018), et réduit la procrastination académique (Blouin-Hudon & Pychyl, 2015, 2017).

OBJECTIFS DE L'ETUDE

- Etendre les précédents résultats à la **procrastination vocationnelle** définie comme le fait d'éviter ou de différer la réalisation de tâches liées à la construction du projet professionnel.
- Examiner si les effets du SCSF sur la procrastination vocationnelle dépendent de l'**estime de soi-trait** des individus dont on connaît les liens négatifs avec des mesures de procrastination (e.g., Batool, 2020 ; Kinik & Odaci, 2020).

HYPOTHESES

- La saillance du soi futur, le SCSF et l'estime de soi-trait prédiront négativement et indépendamment la procrastination vocationnelle.
 - L'effet du SCSF sur la procrastination vocationnelle sera modéré par l'estime de soi-trait. L'effet négatif sera d'autant plus important que l'estime de soi trait est élevée
- Pourquoi ?* Un soi futur perçu comme la continuité d'un soi présent négatif est peu susceptible d'inciter l'individu à passer à l'action dans le présent.

METHODE

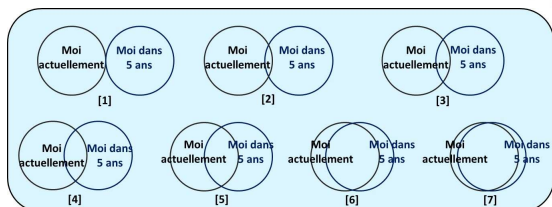
Participants

176 étudiants dont 151 femmes (M= 19,8 ans)

Procédure et mesures

Questionnaire diffusé en ligne :

- Inventaire d'estime de soi (Rosenberg, 1965): 10 items (4 pts)
- Mobilisation mentale du soi futur
- Items de saillance du soi futur : 4 items (5 pts)
Ex. Je peux facilement m'imaginer dans 5 ans
- Mesure du SCSF (Ersner-Hersfield et al. , 2009)

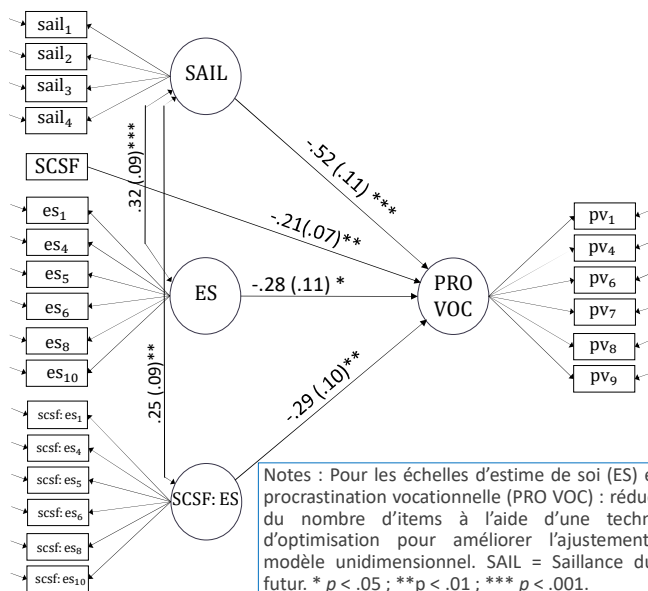


5- Echelle de procrastination vocationnelle : 9 items (7 pts)

ex. Je repousse à plus tard les décisions en lien avec la poursuite de mes études.

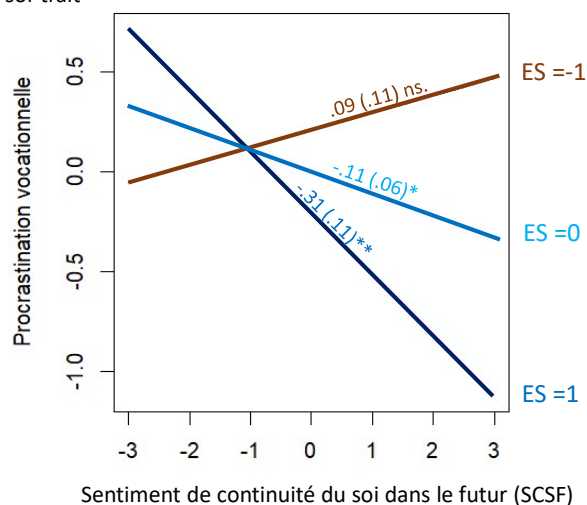
RESULTATS

Figure 1. Modèle d'équations structurelles testé [Estimateur = WLSMV ; $\chi^2(225) = 226,21$; $p=0.465$; CFI=1.000 ; RMSEA=0.006]



Notes : Pour les échelles d'estime de soi (ES) et de procrastination vocationnelle (PRO VOC) : réduction du nombre d'items à l'aide d'une technique d'optimisation pour améliorer l'ajustement du modèle unidimensionnel. SAIL = Saillance du soi futur. * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$.

Figure 2. Effet du SCSF sur la procrastination vocationnelle en fonction de l'estime de soi-trait



DISCUSSION et CONCLUSION

Plus le soi futur est saillant moins la procrastination vocationnelle est forte.

Les vertus motivationnelles du SCSF sont à nuancer : pour les sujets dont l'estime de soi est faible, le SCSF ne contribue pas à réduire la procrastination vocationnelle.

Nécessité :

- de conduire des recherches sur d'autres variables dépendantes de type motivationnel,
- de tester expérimentalement les effets de la manipulation du SCSF en fonction de l'estime de soi-trait,
- d'examiner à l'aide d'un plan longitudinal la dynamique des relations entre les variables relatives au soi futur, l'estime de soi-trait et la procrastination vocationnelle.

Contact : sophie.brunot@univ-rennes2.fr

REFERENCES

- Bartels, D. M., & Rips, L. J. (2010). Psychological connectedness and intertemporal choice. *Journal of Experimental Psychology: General*, 139(1), 49–69. <http://dx.doi.org/10.1037/a0018062>
- Bartels, D. M., & Urminsky, O. (2011). On intertemporal selfishness: How the perceived instability of identity underlies impatient consumption. *Journal of Consumer Research*, 38(1), 182–198. <http://dx.doi.org/10.1086/658339>
- Batool, S. S. (2020) Academic achievement: Interplay of positive parenting, self-esteem, and academic procrastination, *Australian Journal of Psychology*, 72(2),174-187, <https://doi.org/10.1111/ajpy.12280>.
- Blouin-Hudon, E.-M.C., & Pychyl, T.A. (2015). Experiencing the temporally extended self: Initial support for the role of affective states, vivid mental imagery, and future self-continuity in the prediction of academic procrastination. *Personality and Individual Differences*, 86, 50–56. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.06.003>
- Blouin-Hudon, E.-M. C., & Pychyl, T. A. (2017). A mental imagery intervention to increase future self-continuity and reduce procrastination. *Applied Psychology*, 66(2), 326–352. <https://doi.org/10.1111/apps.12088>
- Ersner-Hershfield, H., Garton, M. T., Ballard, K., Samanez-Larkin, G. R., & Knutson, B. (2009). Don't stop thinking about tomorrow: Individual differences in future self-continuity account for saving. *Judgment and Decision Making*, 4(4), 280–286. <https://doi.org/10.1017/s1930297500003855>
- Kinik, Ö, & Odaci, H. (2020). Effects of dysfunctional attitudes and depression on academic procrastination: does self-esteem have a mediating role? *British Journal of Guidance & Counselling*, 48 (5), 638-649. <https://doi.org/10.1080/03069885.2020.1780564>
- Landau, M. J., Oyserman, D., Keefer, L. A., & Smith, G. C. (2014). The college journey and academic engagement: How metaphor use enhanced identity-based motivation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 106(5), 679–698. <https://doi.org/10.1037/a0036414>
- Nurra, C., & Oyserman, D. (2018). From future self to current action: An identity-based motivation perspective. *Self and Identity*, 17(3), 343-364. <https://doi.org/10.1080/15298868.2017.1375003>
- Strauss, K., Griffin, M. A., & Parker, S. K. (2012). Future work selves: How salient hoped for identities motivate proactive career behaviors. *Journal of Applied Psychology*,97(3), 580-598. <https://doi.org/10.1037/a0026423>
- Taber, B. J., & Blankemeyer, M. (2015). Future work self and career adaptability in the prediction of proactive career behaviors. *Journal of Vocational Behavior*, 86, 20-27. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2014.10.005>

COMPLEMENTS SUR LES ANALYSES STATISTIQUES

Modèle de mesure de l'estime de soi (ES) – L'échelle comporte 10 items. L'hypothèse unifactorielle n'étant pas compatible avec l'organisation des données ($\chi^2=135,99$; ddl=35 ; $p= 0.000$), le nombre d'items a été réduit et l'ajustement amélioré à l'aide d'une technique d'optimisation (package ShortForm de R : recherche Tabou avec le RMSEA comme critère). Le modèle final dans lequel le facteur d'estime de soi est mesuré par 6 items présente un excellent ajustement ($\chi^2=10,52$; ddl=9 ; $p= 0.310$) et une fidélité satisfaisante ($\omega=0,83$; 95% IC [0,79 ; 0,86]).

Modèle de mesure de la saillance (SA) – L'échelle comporte 4 items. L'ajustement du modèle unifactoriel est acceptable ($\chi^2=5,49$; ddl=2, $p= 0.064$). La fidélité de l'échelle est excellente ($\omega=0,90$; 95% IC [0,87 ; 0,92]).

Le sentiment de continuité du soi dans le futur (SCSF) est mesurée par 1 item de niveau ordinal (test de Shapiro-Wilk : $w=0,92$; $p=0.000$).

Modèle de mesure de la procrastination (PR) – L'échelle comporte 9 items. L'hypothèse unifactorielle n'étant pas compatible avec l'organisation des données ($\chi^2=247,10$; ddl=27 ; $p= 0.000$), nous avons employé la même procédure de réduction du nombre d'items que précédemment. Le modèle final dans lequel le facteur de procrastination est mesuré par 6 items présente un excellent ajustement ($\chi^2=7,37$; ddl=9 ; $p= 0.598$) ainsi qu'une excellente fidélité ($\omega=0,90$; 95% IC [0,88 ; 0,93]).

Modèle de régression de PR sur ES, SA et SCSF

$\chi^2=121,51$; ddl=116 ; $p= 0.345$; CFI= 0.998 ; RMSEA=0.017 ; 36,3 % de variance « expliquée ».

Modèle de régression de PR sur ES, SA, SCSF, SCSF² et SCSF:ES - Effet d'interaction + effet quadratique de ES (Navarro, K., & Wallentin, F.-Y. (2000). Specification issues in nonlinear SEM: The moderation that wasn't. *Psicothema*, 32(1), 115-121. DOI:10.7334/psicothema2019.235

$\chi^2=163,79$; ddl=245 ; $p=1.000$; CFI=1.000 ; RMSEA= 0.000 ; 40,6 % de variance « expliquée ».

Effet non significatif de SCSF² (beta=-0,016 ; SE=0,046 ; $p= 0.723$).

Modèle de régression de PR sur ES, SA, SCSF et SCSF:ES – Modèle final

$\chi^2=226,21$; ddl=225.000 ; $p=0.465$; CFI=1.000 ; RMSEA=0.006 ; 41.10 % de variance « expliquée » soit près de 5 % de variance expliquée supplémentaire par rapport au modèle sans l'effet d'interaction.

Regressions:

	Estimate	Std.Err	z-value	P(> z)	Std.lv	Std.all
PRO ~						
SCSF	-0.210	0.072	-2.905	0.004	-0.161	-0.244
ES	-0.276	0.113	-2.449	0.014	-0.212	-0.212
SCSF: ES	-0.292	0.096	-3.035	0.002	-0.224	-0.224
SAIL	-0.519	0.110	-4.697	0.000	-0.398	-0.398

Covariances:

	Estimate	Std.Err	z-value	P(> z)	Std.lv	Std.all
ES ~~						
SCSF : ES	0.000	0.000	0.000			
SAIL	0.316	0.088	3.571	0.000	0.316	0.316
SCSF : ES ~~						
SAIL	0.247	0.090	2.748	0.006	0.247	0.247

\$SimpleIntcept

	ES	est	se	z	pvalue
1	-1	0.208	0.098	2.111	0.035
2	0	0.000	0.000	NaN	NaN
3	1	-0.208	0.098	-2.111	0.035

\$SimpleSlope

	ES	est	se	z	pvalue
1	-1	0.090	0.105	0.862	0.389
2	0	-0.111	0.055	-2.027	0.043
3	1	-0.311	0.107	-2.918	0.004

Commentaires sur la figure 1

Les valeurs numériques apparaissant sur la figure sont les estimations (non standardisées) du modèle : 1) coefficients de régression ; 2) corrélations entre variables latentes. La corrélation entre ES et SCSF:ES est contrainte à 0 dans le modèle final. L'erreur-type figure entre parenthèses. Voir colonne P(>|z|) pour la significativité. La méthode d'estimation des paramètres est WLSMV (paquet lavaan sous R).

Les estimations des saturations n'apparaissent pas sur le modèle, pas plus que les estimations des variances résiduelles des indicateurs.