

Faculté des sciences de la motricité

Autocorrélations à long terme des paramètres locomoteurs

Influence des conditions de vitesse, imposée versus auto-régulée, en marche et en course

Auteur : Gueuning Colin & Laurent Léopold

Promoteur(s) : Dewolf Arthur

Année académique 2025-2026

Master [120] en sciences de la motricité, orientation éducation physique, à finalité didactique

Remerciements

Ce mémoire marque la fin d'un parcours universitaire qui nous a beaucoup enrichis, tant sur le plan académique que personnel. Cette étape décisive n'aurait pas été franchie sans le soutien et l'accompagnement de plusieurs personnes, que nous souhaitons ici remercier sincèrement.

Nous tenons à exprimer notre profonde gratitude à l'ensemble des professeurs, dont l'engagement constant et la passion pour la transmission de leur savoir ont été une source d'inspiration tout au long de nos études.

Nous remercions tout particulièrement Monsieur Dewolf, promoteur de ce mémoire, pour son accompagnement attentif et bienveillant tout au long de cette année. Son encadrement, ses conseils précieux et sa disponibilité ont grandement contribué à la progression et à la réalisation de ce travail.

Nous remercions également l'ensemble des participants qui ont pris part à cette étude. Leur disponibilité, leur engagement et le temps qu'ils nous ont accordé ont rendu ce travail possible.

Enfin, nous adressons toute notre gratitude à nos familles. Merci pour votre présence, vos encouragements constants et votre confiance, même dans les périodes de doute. Ce mémoire est aussi le fruit de votre soutien inconditionnel tout au long de nos études. Merci du fond du cœur.

UCLouvain FSM : Déclaration d'utilisation des aides et outils Intelligence Artificielle (IA)

J'ai utilisé l'IA pour ce projet : ☒ Oui
☐ Non

Si vous avez utilisé l'IA dans ce travail, veuillez préciser comment ci-dessous :

Texte (par exemple, vérification orthographique, génération de texte, production d'idées, ...)

Le cas échéant, veuillez résumer (500 caractères maximum):

Reformulation de phrases et correction de la syntaxe et de l'orthographe.

Images

Le cas échéant, veuillez résumer (500 caractères maximum):

Génération de graphiques.

Code, aide à la programmation, ou algorithmes

Le cas échéant, veuillez résumer (500 caractères maximum):

/

Autres utilisations

Le cas échéant, veuillez résumer (500 caractères maximum):

Recherche articles scientifiques et générations de tableaux.

Je connais les règles de l'UCLouvain en matière d'intelligence artificielle. Je déclare que toute utilisation d'aides ou d'outils d'intelligence artificielle est explicitement mentionnée dans le présent formulaire de déclaration.

Nom	Laurent / Gueuning	Prénom	Léopold / Colin
------------	--------------------	---------------	-----------------

Table des matières

1.	Introduction	1
1.1.	Locomotion humaine et variabilité du mouvement.....	1
1.2.	Les autocorrélations à long terme	3
1.3.	Vitesse et organisation temporelle de la locomotion	5
1.4.	Marche versus course	7
1.5.	Limites de la littérature.....	8
1.6.	Objectifs de la recherche	9
2.	Méthodologie.....	11
2.1.	Participants	11
2.2.	Dispositif expérimental	11
2.3.	Procédure	12
2.4.	Traitement des signaux et extraction des variables	14
2.5.	Estimation des autocorrélations à long terme.....	15
2.5.1.	Série analysée et prétraitement.....	15
2.5.2.	Exposant de Hurst	15
2.5.3.	Exposant spectral.....	15
2.5.4.	Critère de présence des autocorrélations à long terme	16
2.6.	Analyse statistique.....	16
3.	Résultats	19
3.1.	Vérifications préalables	19
3.2.	Statistiques descriptives	20
3.3.	Exposants d'échelle	22
3.3.1.	Exposant de Hurst (H).....	22
3.3.2.	Exposant spectral (α).....	23
3.4.	Coefficient de variation de la durée de foulée.....	25
3.5.	Présence des autocorrélations à long terme.....	27

4.	Discussion	29
4.1.	Synthèse des principaux résultats.....	29
4.2.	La contrainte exercée sur la vitesse, une dimension distincte de sa valeur 29	
4.3.	Marche et course, une propriété commune de l'exposant de Hurst	31
4.4.	Quand les deux estimateurs divergent.....	32
4.5.	Le critère de Crevecoeur : indicateur de confiance, pas verdict d'absence	34
4.6.	Magnitude versus structure	34
4.7.	Forces et limites	35
4.8.	Perspectives	37
5.	Conclusion.....	39
6.	Bibliographie	41
7.	Annexes	46

1. Introduction

Marcher ou courir peut sembler un geste régulier et automatique. Pourtant, d'une foulée à l'autre, le mouvement fluctue continuellement. Ces fluctuations s'organisent dans le temps selon des autocorrélations à long terme : les valeurs d'une série y restent liées entre elles même lorsqu'elles sont séparées par un grand nombre de cycles (Crevecœur et al., 2010 ; Warlop et al., 2017). Cette organisation informe sur la manière dont le système nerveux contrôle le déplacement (Hausdorff, 2007). Ces autocorrélations à long terme existent aussi bien en marche qu'en course, cependant elles varient selon les conditions dans lesquelles la locomotion est étudiée, en particulier la vitesse. Or la plupart des travaux ont imposé cette vitesse, notamment au moyen d'un tapis roulant à bande constante, et rares sont ceux l'ayant laissée fluctuer librement (Warlop et al., 2017) ; de même, les comparaisons directes entre marche et course demeurent peu nombreuses (Wilson & Likens, 2023). Ces deux manques limitent la compréhension de l'influence réelle de la vitesse sur l'organisation temporelle de la locomotion. Le travail suivant les aborde conjointement, en comparant une condition à vitesse imposée et une condition à vitesse auto-régulée, dans les deux modes de locomotion.

1.1. Locomotion humaine et variabilité du mouvement

La locomotion humaine repose sur la coordination de multiples structures du système neuromusculaire (cortex moteur, cervelet, noyaux gris centraux) qui intègrent les informations vestibulaires, visuelles et proprioceptives (Jordan et al., 2006). Cette intégration assure des mouvements coordonnés permettant le déplacement du corps tout en maintenant la stabilité d'un système biomécanique intrinsèquement instable (Hausdorff, 2007).

Le mouvement locomoteur présente une organisation cyclique, constituée d'une succession de cycles, ou foulées, subdivisés en phases de contact et de déplacement du membre inférieur (Whittle, 1996), et se caractérise par des paramètres spatio-temporels parmi lesquels la vitesse occupe une place centrale, puisqu'elle conditionne l'ensemble des variables biomécaniques du déplacement (Fukuchi et al., 2019). La locomotion comprend par ailleurs deux modes principaux, la marche et la course, qui reposent sur des principes biomécaniques

distincts. Toutefois, ces paramètres sont habituellement rapportés sous forme de valeurs moyennes, ce qui ne suffit pas à rendre compte du fonctionnement du système : d'un cycle à l'autre, le mouvement présente des fluctuations qui en constituent une caractéristique fondamentale (Stergiou & Decker, 2011).

Ces fluctuations définissent la variabilité du mouvement : les variations observées d'une répétition à l'autre lors d'une tâche motrice. Elle constitue une propriété intrinsèque des systèmes biologiques : deux mouvements successifs ne sont jamais parfaitement identiques. Ce principe est résumé par la formule de Bernstein, « répétition sans répétition » (cité dans Stergiou & Decker, 2011).

Longtemps considérée comme un simple bruit à minimiser, cette variabilité est aujourd'hui abordée autrement, les travaux plus récents y reconnaissant une caractéristique fonctionnelle qui renseigne sur le contrôle locomoteur (Hausdorff, 2007 ; Harbourne & Stergiou, 2009). Le système a besoin d'un certain niveau de variabilité pour bien fonctionner : trop faible, le mouvement devient rigide ; trop élevée, le contrôle moteur devient instable (Stergiou & Decker, 2011).

Ce rôle fonctionnel tient à la manière dont le système nerveux régule le mouvement. Disposant de nombreux degrés de liberté, il peut accomplir une même tâche de plusieurs façons. Le principe d'abondance motrice propose d'exploiter cette redondance pour stabiliser les variables essentielles à la tâche tout en tolérant des fluctuations sur les autres (Latash, 2012). Cette idée rejoint le principe d'intervention minimale, selon lequel le système corrige prioritairement les écarts susceptibles d'affecter la réalisation de la tâche, tout en laissant persister ceux qui n'ont pas de conséquence fonctionnelle (Dingwell et al., 2010). Certaines fluctuations sont ainsi corrigées rapidement d'une foulée à l'autre, tandis que d'autres persistent sur plusieurs cycles. La variabilité n'est donc pas un bruit uniforme, elle reflète les stratégies de contrôle du système nerveux (Dingwell et al., 2010).

Le système nerveux ne corrige donc pas toutes les fluctuations de la même façon. Cette distinction ne porte pas seulement sur leur amplitude, mais aussi sur leur organisation dans le temps, l'ordre dans lequel les fluctuations se succèdent compte autant que leur taille. Or les indicateurs statistiques classiques, comme la moyenne ou l'écart-type, ne rendent compte que de l'amplitude, et supposent implicitement

que les observations successives sont indépendantes les unes des autres (Stergiou & Decker, 2011). Or, en locomotion, les foulées successives ne sont pas indépendantes, leurs fluctuations présentent des dépendances temporelles structurées (Hausdorff, 2007), et les intervalles de foulées révèlent des corrélations s'étendant au fil des cycles (Delignières & Torre, 2009). Leur étude requiert donc des outils capables de caractériser l'organisation du signal dans le temps. Parmi eux, l'analyse des autocorrélations à long terme occupe une place centrale, elle permet de décrire cette structure temporelle et d'en tirer des informations sur les mécanismes de contrôle du mouvement (Stergiou & Decker, 2011).

1.2. Les autocorrélations à long terme

Les autocorrélations à long terme (LRA) désignent une propriété par laquelle les valeurs d'une série temporelle demeurent statistiquement dépendantes les unes des autres même lorsqu'elles sont séparées par un grand nombre d'observations. Elles se distinguent à la fois d'un bruit aléatoire, dans lequel les valeurs successives sont indépendantes, et de simples corrélations à court terme, qui s'estompent rapidement. Dans une série présentant des LRA, la fonction d'autocorrélation décroît lentement, selon une loi de puissance, de sorte que la dépendance persiste à travers de multiples échelles temporelles (Crevecœur et al., 2010 ; Warlop et al., 2017). Une telle série conserve ainsi une forme de « mémoire » de son évolution, les fluctuations présentes à un instant donné demeurent liées à celles qui surviennent de nombreuses observations plus tard (Warlop et al., 2017). En locomotion, cette organisation se retrouve dans les séries d'intervalles de foulée, dont la structure est compatible avec des dynamiques de type fractal, les fluctuations observées à différentes échelles temporelles restent liées entre elles (Delignières & Torre, 2009).

Le degré de persistance se quantifie au moyen d'un exposant de Hurst (H). Une valeur proche de 0,5 correspond à un bruit blanc, dépourvu de mémoire, tandis qu'une valeur proche de 1 traduit de fortes corrélations à long terme. Une valeur inférieure à 0,5 signale à l'inverse une dynamique anti-persistante, dans laquelle un écart tend à être suivi d'un écart de sens opposé, signe d'une correction rapide d'un cycle à l'autre (Hausdorff, 2007 ; Terrier & Dériaz, 2012). Les séries locomotrices se situent typiquement entre 0,5 et 1, ce qui traduit une organisation temporelle structurée plutôt qu'un bruit blanc (Hausdorff, 2007).

D'un point de vue du contrôle moteur, ces résultats suggèrent que les sorties motrices associées aux mouvements cycliques sont organisées dans le temps et ne correspondent pas à une simple succession d'actions indépendantes, les corrélations pouvant s'étendre sur un grand nombre de cycles (Crevecoeur et al., 2010). L'origine exacte de ces corrélations reste toutefois discutée : certaines hypothèses les rattachent directement aux mécanismes de contrôle du système neuromoteur, alors que d'autres suggèrent qu'elles pourraient résulter de propriétés mécaniques ou de transformations du signal susceptibles de générer des corrélations apparentes (Crevecoeur et al., 2010). Les LRA doivent donc être interprétées avec prudence lorsqu'on les considère comme le reflet direct des mécanismes de contrôle moteur (Crevecoeur et al., 2010).

Sur le plan méthodologique, les LRA s'estiment au moyen de différentes approches, chacune produisant son propre exposant d'échelle. Parmi elles, la Rescaled Range Analysis (RRA), historiquement associée aux travaux de Hurst, et la Detrended Fluctuation Analysis (DFA ; Peng et al., 1995, cité dans Crevecoeur et al., 2010) comptent, aux côtés de l'analyse spectrale, parmi les plus utilisées (Crevecoeur et al., 2010 ; Warlop et al., 2017). Ces exposants estiment une même propriété par des voies indépendantes, ce qui autorise leur confrontation.

La RRA estime cette propriété en comparant, sur des fenêtres de tailles croissantes, l'étendue des fluctuations cumulées à leur dispersion ; la pente de cette relation en coordonnées logarithmiques fournit l'exposant de Hurst (H). L'analyse spectrale estime cette même propriété à partir de la pente de la densité spectrale de puissance (PSD) en coordonnées logarithmiques. L'exposant qui en résulte (α) se lit selon une convention comparable, une valeur comprise entre 0 et 1 traduisant une organisation persistante, et les deux exposants sont théoriquement liés par la relation $H = (1 + \alpha)/2$ pour les processus stationnaires (Crevecoeur et al., 2010).

Comme aucune méthode isolée ne permet de démontrer avec certitude la présence de LRA, plusieurs auteurs recommandent de combiner des approches complémentaires et de disposer de séries temporelles suffisamment longues, un minimum de 256 cycles étant recommandé, la longueur des enregistrements conditionnant directement la fiabilité des estimations (Crevecoeur et al., 2010 ; Warlop et al., 2017).

Les premières démonstrations expérimentales ont établi que les fluctuations de la durée de la foulée ne pouvaient être assimilées à un bruit aléatoire. Chez de jeunes adultes sains, l'intervalle de foulée présente des corrélations à longue portée s'étendant sur des centaines de cycles, une dépendance temporelle structurée qui disparaît lorsque l'ordre séquentiel de la série est détruit par rééchantillonnage aléatoire (Delignières & Torre, 2009 ; Hausdorff, 2007). La stabilité de ces corrélations a ensuite été confirmée dans différentes conditions de marche (Hausdorff et al., 1997 ; Hausdorff, 2007). Ces LRA constituent une propriété robuste de la locomotion, observée aussi bien lors de la marche au sol que sur tapis roulant, avec une bonne reproductibilité des mesures (Bollens et al., 2010 ; Hausdorff, 2007). Une revue systématique récente montre qu'elles sont également présentes lors de la course, quels que soient les contextes expérimentaux considérés (Wilson & Likens, 2023), ce qui en fait une propriété générale des comportements locomoteurs plutôt qu'une caractéristique spécifique à la marche. Au-delà de leur intérêt fondamental, une réduction de la persistance de ces corrélations, traduisant une organisation plus aléatoire des fluctuations, a été associée au vieillissement et à certaines atteintes neurologiques telles que la maladie de Huntington (Hausdorff et al., 1997). Ces propriétés ne sont toutefois pas figées, leurs caractéristiques varient selon les conditions de locomotion, au premier rang desquelles la vitesse de déplacement et les contraintes externes imposées au mouvement (Delignières & Torre, 2009 ; Wilson & Likens, 2023).

1.3. Vitesse et organisation temporelle de la locomotion

La vitesse constitue un déterminant majeur de l'organisation du mouvement locomoteur. Elle influence un large ensemble de variables biomécaniques : paramètres spatio-temporels, cinématique articulaire, cinétique et forces de réaction au sol, dont les valeurs évoluent de manière systématique lorsqu'elle augmente ou diminue (Fukuchi et al., 2019). Ainsi, une diminution de la vitesse s'accompagne d'une réduction des longueurs et durées de foulées, des amplitudes et moments articulaires ainsi que des forces de réaction au sol, alors qu'une augmentation produit l'effet inverse (Fukuchi et al., 2019). Ces relations ne sont toutefois pas toutes de même nature, elles peuvent être linéaires ou non linéaires, et les paramètres cinétiques se laissent généralement mieux prédire à partir de la vitesse que certains paramètres cinématiques (Lelas et al., 2003).

Au-delà de ces valeurs moyennes, la vitesse influence également l'organisation temporelle des fluctuations d'un cycle à l'autre, aussi bien en marche (Jordan et al., 2007) qu'en course (Jordan et al., 2006).

L'organisation temporelle des fluctuations évolue en effet avec la vitesse, comme l'ont montré les travaux de Jordan et al. (2006, 2007). En course, l'exposant de Hurst du temps de foulée, exprimé en fonction de la vitesse de progression, suit une relation en forme de U: il atteint ses valeurs les plus faibles à la vitesse préférée (l'allure spontanée du participant) et s'élève lorsque la vitesse s'en écarte, aussi bien vers des allures plus lentes que plus rapides (Jordan et al., 2006). Une tendance comparable a été rapportée en marche, où plusieurs variables du cycle atteignent leurs valeurs minimales à proximité de cette vitesse préférée (Jordan et al., 2007). Cette organisation est généralement interprétée comme le signe d'une stabilité et d'une adaptabilité optimales autour de l'allure spontanée, la structure des fluctuations se réorganisant dès que l'on s'en éloigne (Jordan et al., 2006, 2007).

L'étude de ces effets suppose toutefois de distinguer clairement les conditions dans lesquelles la vitesse est examinée, car celles-ci n'imposent pas les mêmes contraintes au système locomoteur. On parle de vitesse imposée lorsque la vitesse, ou le rythme du mouvement, est fixée de l'extérieur et que le participant doit s'y conformer, comme lors de la marche sur tapis roulant à bande constante (Terrier & Dériaz, 2012). La vitesse auto-sélectionnée, ou préférée, correspond quant à elle à l'allure confortable spontanément choisie par le participant, puis maintenue au cours de la tâche (Jordan et al., 2006). Enfin, la vitesse auto-régulée désigne une condition dans laquelle le participant peut continuellement accélérer ou ralentir, laissant les fluctuations naturelles de vitesse s'exprimer librement. Un tapis roulant en mode auto-régulé, dont la bande s'ajuste en continu à la position du marcheur, reproduit un tel comportement tout en restant écologiquement proche de la marche au sol (Sloot et al., 2014).

Ces résultats dessinent une contradiction apparente. D'un côté, à vitesse constante imposée, Bollens et al. (2012) ne rapportent aucune dépendance des LRA à la vitesse de marche. De l'autre, la relation en U traduit une nette dépendance à la vitesse, en marche comme en course (Jordan et al., 2006, 2007). Ces deux constats ne sont pas nécessairement incompatibles, ils pourraient refléter les conditions dans lesquelles la vitesse a été étudiée.

Cette sensibilité des LRA aux conditions expérimentales peut être rapprochée des mécanismes de contrôle décrits précédemment. Le système nerveux corrigeant en priorité les variables qu'il régule étroitement (Dingwell et al., 2010), l'imposition d'une vitesse constante contraint fortement la variable vitesse et favorise des corrections rapides d'un cycle à l'autre. Sur tapis roulant à vitesse imposée, cela se traduit par des dynamiques anti-persistantes de la vitesse de foulée l'exposant y descend sous 0,5, chaque écart étant rapidement corrigé en sens inverse pour suivre la consigne, tandis que le temps de foulée et la longueur de foulée conservent un exposant supérieur à 0,5, donc une dynamique persistante (Terrier & Dériaz, 2012).

L'anti-persistance ne se généralise à l'ensemble des paramètres que si une seconde contrainte s'ajoute, un métronome imposant la cadence : la vitesse de foulée étant le produit de la longueur par la fréquence, en contraindre deux détermine le troisième et supprime la redondance. Un rythme externe modifie ainsi la structure des corrélations sans nécessairement les supprimer (Delignières & Torre, 2009).

À l'inverse, un dispositif auto-régulé lève la contrainte pesant sur la vitesse et laisse s'exprimer ses fluctuations naturelles (Sloot et al., 2014). Sur le plan théorique, cette levée de contrainte restitue au système les degrés de liberté que la bande à vitesse fixe restreignait, lui permettant d'exploiter l'abondance motrice qui caractérise le contrôle locomoteur (Latash, 2012). Il est dès lors susceptible de révéler une organisation temporelle différente de celle observée à vitesse imposée. Mais ces observations portent surtout sur la marche. La course, mécaniquement différente, pourrait s'organiser autrement dans le temps.

1.4. Marche versus course

La marche et la course reposent sur deux mécanismes biomécaniques distincts, notamment en ce qui concerne les échanges d'énergie du centre de masse. Lors de la marche, les variations d'énergie potentielle et d'énergie cinétique évoluent en opposition de phase. Ce mécanisme permet une récupération de l'énergie mécanique, caractéristique d'un fonctionnement de type pendulaire. Cette récupération atteint ses valeurs les plus élevées à des vitesses intermédiaires et contribue à l'efficacité mécanique du déplacement. (Cavagna et al., 1976). Lors de la course, à l'inverse, ces deux formes d'énergie évoluent en phase. Leur conversion réciproque devient impossible, ce qui réduit fortement la récupération

d'énergie mécanique. Le travail mécanique externe augmente alors avec la vitesse, traduisant un mode de production et de restitution de l'énergie fondamentalement différent (Cavagna et al., 1976). Marche et course constituent ainsi deux régimes locomoteurs reposant sur des principes mécaniques très différents.

Malgré cette différence, les deux modes mobilisent la coordination de mêmes structures neuromusculaires impliquées dans la production des mouvements rythmiques (Jordan et al., 2006). Dans les deux cas, les fluctuations des intervalles de foulée présentent des corrélations temporelles persistantes, indiquant que les cycles locomoteurs successifs ne sont pas indépendants (Jordan et al., 2006 ; Wilson & Likens, 2023). Les LRA apparaissent dès lors comme une propriété commune à la marche et à la course. Leurs caractéristiques demeurent toutefois sensibles aux conditions de locomotion, comme évoqués précédemment, les LRA de la course varient avec la vitesse, et des facteurs internes tels que la fatigue peuvent les diminuer au cours d'un effort prolongé sans modifier la magnitude de la variabilité, ce qui traduit une réorganisation proprement temporelle des fluctuations plutôt qu'un changement de leur amplitude (Brahms et al., 2022).

Malgré ces avancées, le nombre d'études comparant directement la marche et la course reste cependant limité. Les différences éventuelles entre ces deux modes de locomotion quant à l'organisation temporelle des fluctuations ne sont donc pas clairement établies (Wilson & Likens, 2023).

1.5. Limites de la littérature

Malgré ces avancées, l'étude des LRA se heurte encore à plusieurs limites. Une grande partie des travaux repose sur des conditions à vitesse imposée, notamment sur tapis roulant, qui offrent un contrôle précis des variables expérimentales mais introduisent des contraintes susceptibles de modifier l'organisation des fluctuations locomotrices (Bollens et al., 2010). La variabilité locomotrice apparaît d'ailleurs globalement réduite sur tapis roulant par rapport au sol, alors même que les paramètres spatio-temporels moyens restent comparables (Hollman et al., 2016). À l'inverse, les études autorisant des variations spontanées de la vitesse restent relativement rares, ce qui limite la compréhension de l'influence réelle de la vitesse sur l'organisation temporelle du mouvement (Warlop et al., 2017). La littérature présente également un déséquilibre marqué

entre les deux modes de locomotion. Si la marche a fait l'objet de nombreuses recherches, la course reste moins explorée, et les comparaisons directes entre les deux modes sont peu nombreuses (Jordan et al., 2006 ; Wilson & Likens, 2023). À ces contraintes expérimentales s'ajoute une hétérogénéité des méthodes d'analyse et des longueurs de séries qui complique la comparaison des résultats entre études (Crevecoeur et al., 2010 ; Warlop et al., 2017). Ces différentes limites convergent vers une même interrogation, portant à la fois sur le rôle de la vitesse lorsqu'elle n'est pas contrainte et sur les éventuelles différences entre modes de locomotion.

1.6. Objectifs de la recherche

La revue de la littérature a mis en évidence que les fluctuations locomotrices, loin de constituer un simple bruit, présentent une organisation temporelle porteuse d'informations sur le contrôle du mouvement, que les LRA permettent de caractériser (Hausdorff, 2007 ; Stergiou & Decker, 2011). Deux constats justifient toutefois de prolonger ces travaux. D'une part, l'influence de la vitesse sur la force des LRA reste débattue, certains travaux suggèrent une dépendance de l'exposant à la vitesse, d'autres une indépendance sur tapis roulant (Bollens et al., 2012). Surtout, son évaluation repose majoritairement sur des allures imposées, les protocoles autorisant une régulation libre de la foulée demeurent rares (Bollens et al., 2010). D'autre part, si les LRA ont été mises en évidence en marche comme en course, les comparaisons directes entre ces deux modes restent rares (Wilson & Likens, 2023).

C'est à ces deux manques que ce travail tend à répondre. Son objectif général est d'analyser l'influence des conditions de vitesse sur les LRA des paramètres locomoteurs, en distinguant une condition à vitesse constante imposée d'une condition à vitesse auto-régulée. Le recours à un tapis roulant en mode auto-régulé, dont la vitesse s'ajuste continuellement au comportement du participant, permet d'observer l'organisation temporelle du mouvement dans un contexte où les fluctuations naturelles de vitesse peuvent s'exprimer librement, tout en restant écologiquement proche de la locomotion au sol (Sloot et al., 2014). L'analyse repose également sur des enregistrements de longueur suffisante et sur la combinaison de plusieurs indicateurs complémentaires, conformément aux

recommandations visant à améliorer la fiabilité et la comparabilité des mesures de LRA (Crevecœur et al., 2010 ; Warlop et al., 2017).

Ces éléments conduisent à la question de recherche suivante : « Les autocorrélations à long terme des paramètres locomoteurs sont-elles influencées par les conditions de vitesse, imposées versus auto-régulées, et diffèrent-elles entre la marche et la course ? » Pour y répondre, ce travail croise ces deux dimensions au sein d'un protocole 2×2 , afin de déterminer dans quelle mesure les contraintes de vitesse façonnent l'organisation temporelle de la locomotion humaine.

2. Méthodologie

2.1. Participants

Les critères d'inclusion étaient les suivants : âge compris entre 20 et 30 ans, état de santé général déclaré bon, capacité de marcher et de courir sur tapis roulant de façon autonome et sans appréhension. Le sexe ne constituait pas un critère d'inclusion. Les critères d'exclusion étaient : antécédent de blessure grave (fracture, déchirure, intervention chirurgicale) dans les six mois précédant le test ; antécédent de blessure(s) légère(s) (entorse, contracture, douleur articulaire) dans les trois mois ; toute pathologie neurologique ou orthopédique connue susceptible d'affecter le patron locomoteur ; douleur ou fatigue rapportée le jour du test.

Les vingt participants ($n = 20$), tous de sexe masculin, ont été recrutés au sein de la communauté universitaire. Cette taille d'échantillon est cohérente avec les effectifs habituellement rapportés dans la littérature sur les autocorrélations à long terme en locomotion, généralement compris entre 10 et 20 participants (Bollens et al., 2010, 2012 ; Jordan et al., 2007 ; Warlop et al., 2017).

Les données démographiques recueillies étaient l'âge (années), la taille (cm, déclarée par le participant) et la masse corporelle (kg, mesurée sur le tapis). L'échantillon présentait un âge moyen de $23,8 \pm 1,8$ ans (étendue : 20–28), une taille moyenne de $178,6 \pm 6,7$ cm (168–190) et une masse corporelle moyenne de $77,3 \pm 9,1$ kg (64,1–96,0).

Tous les participants ont été informés des objectifs et du déroulement de l'étude et ont signé un formulaire de consentement éclairé avant leur participation, conformément aux principes éthiques en vigueur. Un identifiant anonyme (S1 à S20) a été attribué à chacun. Cette étude a reçu un avis favorable définitif du Comité d'Éthique Hospitalo-Facultaire Saint-Luc – UCLouvain (2022/22NOV/439).

2.2. Dispositif expérimental

Les acquisitions ont été réalisées sur un tapis roulant instrumenté Gaitway 3D, développé conjointement par Arsalis (Belgique) et h/p/cosmos. La force totale mesurée sous la bande unique était décomposée en forces individuelles sous chaque

pied selon l'algorithme développé par Arsalis (Bastien et al., 2019 ; Meurisse et al., 2015). Les signaux étaient échantillonnés à 1000 Hz et filtrés par un filtre passe-bas de Bessel d'ordre 8 à phase nulle, dont les fréquences de coupure étaient de 30 Hz pour la composante verticale, 20 Hz pour la composante antéro-postérieure et 10 Hz pour la composante latérale. La procédure de détection des contacts au sol qui en découle est décrite au point 2.4.

Dans les conditions à vitesse auto-régulée, la vitesse de la bande n'était pas fixée mais recalculée en continu à partir de la position antéro-postérieure du participant sur le tapis. Une zone neutre, définie entre 55 % et 60 % de la longueur de la bande, servait de référence. Tant que le participant s'y maintenait, la vitesse restait stable. Un déplacement vers l'avant accélérail la bande, un déplacement vers l'arrière la ralentissait. Le participant pouvait ainsi accélérer ou ralentir librement, de sorte que sa vitesse fluctuait spontanément d'un cycle à l'autre (voir annexe 1).

2.3. Procédure

La durée totale d'une session était d'environ 45 à 60 minutes par participant, comprenant l'accueil et le consentement, une phase de familiarisation, les quatre acquisitions et un débriefing final. Avant l'arrivée du participant, le matériel était préparé selon un protocole standardisé : mise à zéro (tare) des plateformes de force et test du signal par appuis légers, paramétrage du logiciel et vérification du dispositif d'arrêt d'urgence. Préalablement à l'étude, un test pilote avait été réalisé sur un participant supplémentaire (S0, non inclus dans l'analyse) afin de valider la chaîne d'acquisition, l'enchaînement des conditions et la stabilité des consignes verbales.

Chaque participant portait des chaussures de sport de type running et un harnais de sécurité pour prévenir toute chute. L'arrêt d'urgence du tapis lui était présenté avant la familiarisation et son accès vérifié à chaque condition.

Les vitesses de marche (5 km/h $\approx$ 1,39 m/s) et de course (12 km/h $\approx$ 3,33 m/s) ont été retenues comme allures de référence. Celle de marche s'inscrit dans la plage de marche spontanée du jeune adulte sain, comprise entre 1,05 et 1,43 m/s (Fukuchi et al., 2019). Celle de course correspond aux allures couramment étudiées en variabilité de la course, de 9,6 à 12,6 km/h chez Jordan et al. (2006) et de 12,7 km/h en moyenne chez Brahms et al. (2022). Ces intensités

sous- maximales, associées à une acquisition de 5 minutes, visaient à éviter une fatigue neuromusculaire susceptible d'altérer la dynamique des autocorrélations (Brahms et al., 2022).

Une phase de familiarisation de 6 minutes précédait les acquisitions, afin de stabiliser le patron locomoteur et de limiter l'effet d'apprentissage, en particulier en mode auto-régulé, moins familier pour les participants. Elle comprenait 1 minute de marche imposée, 2 minutes de marche auto-régulée, 1 minute de course imposée et 2 minutes de course auto-régulée.

L'étude repose sur un plan factoriel intra-sujet 2×2 à mesures répétées, croisant deux facteurs : le mode de locomotion (marche vs course) et le mode de contrôle de la vitesse (imposée vs auto-régulée). Chaque participant a réalisé les quatre conditions, présentées entre sujets dans un ordre contrebalancé selon un plan en carré latin (voir annexe 5) afin de neutraliser les effets d'ordre. Les quatre conditions étaient :

- MI : Marche imposée à 5 km/h
- MR : Marche auto-régulée (mode auto-régulé, autour de 5 km/h)
- CI : Course imposée à 12 km/h
- CR : Course auto-régulée (mode auto-régulé, autour de 12 km/h)

Dans toutes les conditions, l'affichage de la vitesse était masqué au participant afin d'éviter toute régulation visuelle volontaire de l'allure. Chaque condition débutait par la mise à la vitesse cible (atteinte de la vitesse de référence en mode imposé, puis activation de la zone de contrôle 55–60 % pour les conditions auto-régulées), suivie de 30 s de stabilisation non enregistrées, puis de 300 s (5 minutes) d'acquisition continue des forces de réaction, de la vitesse et des événements de cycle. Un repos de 2 minutes séparait les conditions.

Les consignes orales, strictement standardisées, étaient données en début de chaque condition. En condition imposée : « Gardez votre position centrale et laissez le tapis vous entraîner à la vitesse imposée. Regardez droit devant. » En condition auto-régulée : « Vous contrôlez la vitesse par votre position : avancez légèrement pour accélérer, reculez légèrement pour ralentir. Trouvez un rythme naturel et confortable autour de la vitesse initiale du tapis. » En condition auto-régulée, l'expérimentateur n'intervenait que lorsque la vitesse s'écartait de plus de 2 km/h

de la vitesse de référence, afin de la ramener dans une plage réaliste et sûre ; à l'intérieur de cette plage, les fluctuations spontanées étaient laissées libres de s'exprimer. Ces interventions sont restées rares (trois à quatre par condition au plus) et n'interrompaient pas l'enregistrement.

Tout imprévu (perturbation, déséquilibre, demande du sujet) était noté. Les données brutes étaient sauvegardées immédiatement après chaque condition selon le format de nommage LRA S(numéro_sujet) (condition).txt. La durée d'acquisition de 5 minutes a été choisie pour atteindre un minimum de 256 cycles locomoteurs par condition, valeur recommandée par Warlop et al. (2017).

2.4. Traitement des signaux et extraction des variables

Trois signaux étaient exploités pour chaque condition : les forces de réaction au sol (servant à la détection des cycles), la vitesse instantanée de la bande (caractérisant les fluctuations de vitesse) et les marqueurs temporels de cycle issus de la détection.

Le traitement des signaux bruts a été automatisé au moyen d'un script MATLAB implémentant la détection des contacts au sol et l'extraction des paramètres décrits ci-après.

Les instants de contact initial du pied sur la bande étaient identifiés à partir de la composante verticale de la force, une fois celle-ci décomposée sous chaque pied. Un contact était retenu lorsque la force dépassait 30 N et se maintenait au-dessus de ce seuil pendant au moins 30 ms. Une période réfractaire de 0,20 s était ensuite appliquée pour éviter les doubles détections. Un cycle locomoteur (foulée) était défini comme l'intervalle entre deux contacts successifs du pied droit.

La durée de la foulée (s) correspondait ainsi à cet intervalle. La longueur de la foulée (m) était calculée comme le produit de cette durée par la vitesse moyenne de la bande sur l'intervalle. La vitesse instantanée de la bande était également extraite comme variable de contrôle (moyenne, écart-type et coefficient de variation).

Deux coefficients de variation (CV) ont en outre été calculés selon la formule usuelle, soit le rapport de l'écart-type à la moyenne, exprimé en pourcentage. Le coefficient de variation de la durée de foulée (CV_stride) quantifie la magnitude relative des fluctuations d'un cycle à l'autre, indépendamment de leur organisation

temporelle. Le coefficient de variation de la vitesse instantanée de la bande (CV_speed) quantifie de la même façon le degré de liberté laissé aux fluctuations de vitesse, et sert de variable de contrôle du protocole.

2.5. Estimation des autocorrélations à long terme

La méthode utilisée est celle décrite en détail dans l'article de Crevecoeur et al. (2010). Elle est dès lors brièvement décrite ci-dessous. Fondée sur l'approche intégrée de Rangarajan et Ding (2000), elle repose sur la confrontation de deux estimations indépendantes, l'une temporelle (exposant de Hurst) et l'autre fréquentielle (exposant spectral), aucune méthode isolée ne permettant d'établir la présence des LRA avec certitude. L'ensemble des calculs a été réalisé sous MATLAB au moyen d'un script développé pour cette étude.

2.5.1. Série analysée et prétraitement

Les deux exposants ont été estimés sur la série des durées de foulée du pied droit, définie au point 2.4, soit une série par enregistrement. L'intégralité des foulées disponibles a été conservée, sans troncature à une longueur commune. La moyenne de chaque série a été soustraite au préalable, de sorte que l'analyse porte sur les fluctuations autour de la valeur centrale.

2.5.2. Exposant de Hurst

L'exposant de Hurst a été estimé par RRA. Pour chaque longueur n , la somme cumulée des n premières valeurs forme une marche aléatoire dont la tendance linéaire est retirée. L'étendue maximale R de cette marche est rapportée à l'écart-type S de la série tronquée correspondante. Le rapport R/S croissant comme n^H , l'exposant correspond à la pente de la régression de $\log(R/S)$ sur $\log(n)$, ajustée sur une plage de longueurs proportionnelle à celle de l'enregistrement. Le R^2 est rapporté comme indicateur de la qualité de l'ajustement.

2.5.3. Exposant spectral

Un processus à longue mémoire présente une densité spectrale de puissance décroissant asymptotiquement en $1/f^{\alpha}$ aux basses fréquences, là où un bruit blanc présente un spectre plat. Cette densité a été estimée par la méthode de Welch (1967), au moyen de la fonction `pwelch` de MATLAB : la série était découpée en huit segments à 50 % de recouvrement, fenêtrés par une fenêtre de Hamming, la

transformée de Fourier étant calculée sur 256 points. L'exposant correspond à l'opposé de la pente de la régression de $\log(\text{puissance})$ sur $\log(\text{fréquence})$, ajustée sur 71 points de fréquence entre 0,02 et 0,30 cycle par foulée. La p-valeur associée représente la probabilité que la pente soit nulle et teste donc directement l'hypothèse d'un bruit blanc. Elle a été obtenue par un test t bilatéral sur le coefficient de régression, au seuil de 5 %, et l'intervalle de confiance à 95 % de l'exposant a été calculé.

2.5.4. Critère de présence des autocorrélations à long terme

La méthode la plus conservatrice a été retenue afin d'établir la présence des LRA avec le plus haut degré de certitude. Celle-ci était codée en variable binaire (LRA_present, 0 ou 1), un enregistrement étant considéré comme porteur de LRA lorsque les quatre critères suivants étaient conjointement satisfaits :

- C1 : $0,5 < H < 1$, traduisant des corrélations persistantes ;
- C2 : pente spectrale significativement différente de zéro ($p < 0,05$) ;
- C3 : $0 < \alpha < 1$;
- C4 : $d = |H - (1 + \alpha)/2| < 0,10$, la relation entre les deux exposants n'étant valable que pour les processus stationnaires (Rangarajan & Ding, 2000).

La logique de ce critère est double. Chaque méthode, prise isolément, doit indiquer une organisation persistante et non triviale ; les deux doivent en outre converger. Un enregistrement présentant un exposant élevé sur une seule méthode, mais une pente non significative ou une forte incohérence entre les deux, n'était donc pas classé comme porteur de LRA. Les auteurs soulignent toutefois que l'échec du critère de concordance n'indique pas l'absence de corrélations à long terme, mais la nécessité d'analyses complémentaires (Crevecoeur et al., 2010).

2.6. Analyse statistique

Les analyses ont été réalisées avec l'application JASP. Les effets du mode de locomotion (marche vs course), du mode de contrôle de la vitesse (imposée vs auto-régulée) et de leur interaction ont été testés par une ANOVA à mesures répétées 2×2 sur quatre variables dépendantes : l'exposant de Hurst (H_RRA), l'exposant spectral (α_{PSD}), le coefficient de variation de la durée de

foulée (CV_stride) et le coefficient de variation de la vitesse instantanée (CV_speed, variable de contrôle). Le sujet y est traité comme facteur aléatoire.

Ce choix a été préféré au modèle mixte pour sa clarté d'interprétation et pour son adéquation aux designs équilibrés à mesures répétées sur vingt sujets. Le plan étant complet et équilibré, les sommes des carrés de types I, II et III sont équivalentes.

La normalité des distributions a été vérifiée par le test de Shapiro-Wilk pour chaque variable et chaque condition, complétée par une inspection graphique (diagrammes quantile-quantile des résidus). La sphéricité n'a pas à être testée, chaque facteur ne comportant que deux niveaux. Le seuil de significativité a été fixé à 5 %.

Les deux facteurs ne comportant que deux niveaux, les effets principaux ne requièrent pas de comparaison post-hoc, le test F leur étant équivalent. Lorsque l'interaction atteignait le seuil de signification, elle a été décomposée par des tests t avec correction de Holm. Les tailles d'effet sont rapportées par η^2p (êta-carré partiel) pour l'ANOVA et par la corrélation bisériale de rang pour les tests de Wilcoxon. Les écarts moyens entre conditions sont en outre rapportés avec leur intervalle de confiance à 95 %.

Une analyse de robustesse par tests de Wilcoxon signés appariés a été conduite sur l'ensemble des six comparaisons par paires de CV_stride et de CV_speed, ces deux variables ayant présenté un écart à la normalité (CV_stride en conditions MI, MR et CI ; CV_speed en condition CR). Ces deux séries constituant deux familles distinctes de tests, la correction de Holm a été appliquée séparément à chacune. JASP ne proposant pas cette correction pour les tests appariés, elle a été appliquée manuellement selon la procédure séquentielle standard ; les valeurs non corrigées et corrigées sont toutes deux rapportées.

La variable binaire LRA_present, indiquant la présence ou l'absence des autocorrélations à long terme selon le critère intégré (H_RRA, α _PSD et leur cohérence), a fait l'objet d'une description séparée. Les proportions d'enregistrements satisfaisant ce critère sont rapportées par condition, ainsi que le taux de satisfaction de chacun des quatre sous-critères. Cette variable résultant d'une dichotomisation de H_RRA et α _PSD, analysés par ailleurs comme variables

continues, aucune analyse inférentielle n'a été conduite sur elle : elle serait redondante avec les ANOVA précédentes et de moindre puissance.

3. Résultats

3.1. Vérifications préalables

L'ensemble des 80 enregistrements attendus (20 participants $\times$ 4 conditions) a été analysé, sans donnée manquante ni exclusion. Le nombre de foulées extraites s'élève à $277,5 \pm 12,2$ en marche imposée (MI), $282,8 \pm 12,0$ en marche auto-régulée (MR), $410,2 \pm 18,8$ en course imposée (CI) et $413,0 \pm 20,1$ en course auto-régulée (CR). Le minimum observé est de 255 foulées ; un seul enregistrement se situe une foulée sous le seuil de 256 cycles recommandé par Warlop et al. (2017), l'ensemble des autres le dépassant avec un maximum de 453 cycles.

Les vitesses moyennes de la bande confirment le respect des consignes en conditions imposées (MI : $4,97 \pm 0,01$ km/h ; CI : $11,95 \pm 0,01$ km/h). En conditions auto-régulées, les participants se sont stabilisés légèrement au-dessus de la vitesse de référence (MR : $5,15 \pm 0,10$ km/h ; CR : $12,10 \pm 0,10$ km/h), soit un écart de 3,0 % et 0,8 % respectivement. Les vitesses moyennes demeurent ainsi comparables entre conditions, ce qui garantit que les différences rapportées par la suite sont attribuables au mode de contrôle de la vitesse et non à un écart de vitesse absolu.

La normalité des distributions a été examinée au moyen du test de Shapiro-Wilk (voir annexe 2). L'exposant de Hurst et l'exposant spectral la satisfont dans l'ensemble des conditions ($p = 0,087$ à $0,655$). En revanche, le coefficient de variation de la durée de foulée s'en écarte en marche imposée, en marche auto-régulée et en course imposée ($p = 0,002$ à $0,005$), de même que le coefficient de variation de la vitesse en course auto-régulée ($p = 0,036$). Ces deux coefficients de variation font l'objet d'analyses de robustesse par tests de Wilcoxon signés appariés. L'inspection des diagrammes quantile-quantile va dans le même sens. Les résidus des modèles portant sur l'exposant de Hurst et l'exposant spectral suivent la diagonale théorique, tandis que ceux du coefficient de variation de la durée de foulée s'en écartent nettement, et ceux du coefficient de variation de la vitesse plus discrètement (voir annexe 3).

Le coefficient de variation de la vitesse instantanée, variable de contrôle du protocole, fait l'objet d'un effet principal majeur du mode de contrôle de la vitesse ($F_{(1, 19)} = 364,10$, $p < 0,001$), et d'une interaction significative avec le mode de

locomotion ($F_{(1, 19)} = 146,60, p < 0,001$). L'effet principal du mode de locomotion n'est pas significatif ($F_{(1, 19)} = 1,53, p = 0,232$). Le passage en mode auto-régulé fait passer le coefficient de variation de 0,22 % à 4,58 % en marche et de 1,28 % à 3,25 % en course, sans exception individuelle (Fig.1). L'interaction tient à ce que la course à vitesse imposée présente un coefficient de variation près de six fois supérieur à celui de la marche à vitesse imposée (1,28 % contre 0,22 %) alors que la bande fonctionne à vitesse constante dans les deux cas, ce qui réduit mécaniquement le contraste entre conditions en course. La manipulation demeure efficace dans les deux modes, mais son amplitude est nettement plus marquée en marche.

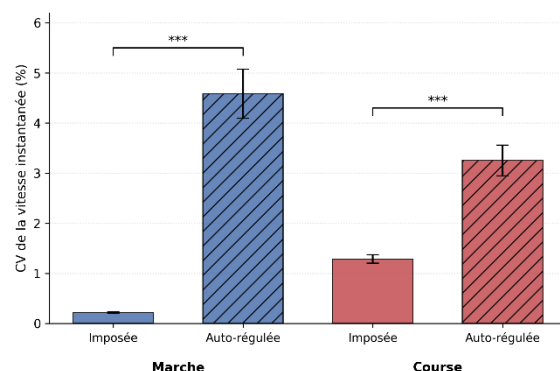


Fig.1 : Coefficient de variation de la vitesse instantanée de la bande selon le mode de locomotion et le mode de contrôle de la vitesse. Barres d'erreur = IC 95 %. *** $p < 0,001$ (comparaisons post-hoc, correction de Holm). $n = 20$.

3.2. Statistiques descriptives

Les statistiques descriptives sont présentées dans le Tableau 1.

Les deux modes de locomotion se distinguent nettement sur les paramètres moyens : la durée de foulée est plus courte en course (0,730 s et 0,725 s) qu'en marche (1,075 s et 1,055 s), tandis que la longueur de foulée y est supérieure (2,425 m et 2,437 m contre 1,485 m et 1,510 m), conformément aux vitesses de locomotion.

L'exposant de Hurst se situe entre 0,768 et 0,891 selon les conditions, soit systématiquement au-dessus de 0,5. Le minimum individuel observé sur l'ensemble des 80 enregistrements est de 0,595 : aucune série d'intervalles de foulée ne s'apparente à un bruit blanc, la persistance constituant une propriété générale de l'échantillon. L'exposant spectral présente en revanche une dispersion nettement plus élevée (écarts-types de 0,238 à 0,342, contre 0,056 à 0,106 pour H) et des valeurs moyennes plus faibles en course (0,280 et 0,341) qu'en marche (0,504 et 0,875).

Le coefficient de variation de la durée de foulée demeure compris entre 1,31 % et 1,97 % dans toutes les conditions. Enfin, la proportion d'enregistrements satisfaisant conjointement les quatre critères de présence des autocorrélations varie de 25 % (course imposée) à 60 % (marche imposée), soit 41,25 % sur l'ensemble des enregistrements.

Tableau 1 : Statistiques descriptives des paramètres locomoteurs selon la condition ($M \pm ET$, $n = 20$)

Variable	MI	MR	CI	CR
Nombre de foulées	277,5 $\pm$ 12,2	282,8 $\pm$ 12,0	410,2 $\pm$ 18,8	413,0 $\pm$ 20,1
Vitesse moyenne (km/h)	4,97 $\pm$ 0,01	5,15 $\pm$ 0,10	11,95 $\pm$ 0,01	12,10 $\pm$ 0,10
Durée de foulée (s)	1,075 $\pm$ 0,046	1,055 $\pm$ 0,044	0,730 $\pm$ 0,033	0,725 $\pm$ 0,035
Longueur de foulée (m)	1,49 $\pm$ 0,06	1,51 $\pm$ 0,06	2,42 $\pm$ 0,11	2,44 $\pm$ 0,12
CV de la vitesse (%)	0,22 $\pm$ 0,03	4,58 $\pm$ 1,05	1,28 $\pm$ 0,18	3,25 $\pm$ 0,66
CV de la durée de foulée (%)	1,51 $\pm$ 0,44	1,97 $\pm$ 0,83	1,36 $\pm$ 0,40	1,31 $\pm$ 0,27
Exposant de Hurst (H)	0,786 $\pm$ 0,068	0,891 $\pm$ 0,077	0,768 $\pm$ 0,106	0,848 $\pm$ 0,056
Exposant spectral (α)	0,504 $\pm$ 0,238	0,875 $\pm$ 0,262	0,280 $\pm$ 0,342	0,341 $\pm$ 0,300
LRA présentes (n/20)	12 (60 %)	10 (50 %)	5 (25 %)	6 (30 %)

Note. MI = marche imposée ; MR = marche auto-régulée ; CI = course imposée ; CR = course auto-régulée. CV = coefficient de variation. LRA présentes = enregistrements satisfaisant conjointement les quatre critères définis au point 2.5.

3.3. Exposants d'échelle

3.3.1. Exposant de Hurst (H)

L'exposant de Hurst est de $0,786 \pm 0,068$ en marche imposée et de $0,891 \pm 0,077$ en marche auto-régulée. En course, il est de $0,768 \pm 0,106$ en condition imposée et de $0,848 \pm 0,056$ en condition auto-régulée (Tableau 1).

L'effet du mode de contrôle de la vitesse est significatif ($F_{(1, 19)} = 27,36, p < 0,001$) (Tableau 2). L'exposant est plus élevé lorsque la vitesse est auto-régulée, aussi bien en marche qu'en course.

Tableau 2 : Résultats des ANOVA à mesures répétées 2×2

Variable	Effet	$F(1, 19)$	p	η^2p
<i>Exposant de Hurst (H)</i>	Mode	2,60	0,124	0,120
	Condition	27,36	< 0,001***	0,590
	Mode $\times$ Condition	0,56	0,462	0,029
<i>Exposant spectral (α)</i>	Mode	40,65	< 0,001***	0,682
	Condition	16,13	< 0,001***	0,459
	Mode $\times$ Condition	7,09	0,015*	0,272
<i>CV de la durée de foulée</i>	Mode	20,12	< 0,001***	0,514
	Condition	7,00	0,016*	0,269
	Mode $\times$ Condition	5,61	0,029*	0,228
<i>CV de la vitesse</i>	Mode	1,53	0,232	0,074
	Condition	364,10	< 0,001***	0,950
	Mode $\times$ Condition	146,60	< 0,001***	0,885

Note. Mode = marche vs course ; Condition = vitesse imposée vs auto-régulée. η^2p = éta-carré partiel. $n = 20$. * $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.

L'exposant de Hurst ne diffère pas significativement entre la marche et la course ($F_{(1, 19)} = 2,60, p = 0,124$) ; l'écart moyen entre marche et course s'établit à 0,030 (IC 95 % $[-0,009 ; 0,070]$). L'interaction non plus ($F_{(1, 19)} = 0,56, p = 0,462$). Aucune comparaison post-hoc n'a donc été conduite (Tableau 2). L'exposant augmente dans des proportions comparables en marche (+0,104) et en course (+0,080), chez 16 et 13 participants sur 20 respectivement (Fig.2).

L'exposant reste supérieur à 0,5 dans toutes les conditions et chez tous les participants, le minimum individuel étant de 0,595 : aucune série d'intervalles de foulée ne s'apparente à un bruit blanc. Deux enregistrements de marche auto-régulée dépassent toutefois 1, valeur au-delà de laquelle l'estimation devient difficile à interpréter (voir point 4.7). La régression log-log dont l'exposant est issu s'ajuste par ailleurs très bien aux données dans l'ensemble des enregistrements ($R^2 = 0,962$ à $1,000$; moyenne $0,995 \pm 0,006$), ce qui indique une estimation fiable.

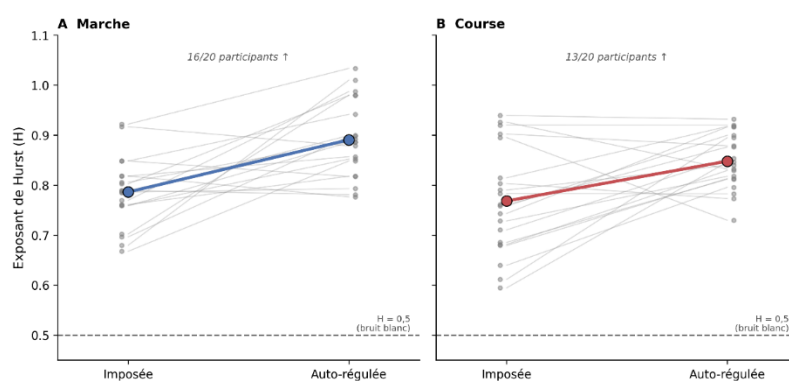


Fig.2 : *Exposant de Hurst selon le mode de contrôle de la vitesse, en marche (A) et en course (B). Les traits gris fins représentent les trajectoires individuelles des 20 participants ; les points colorés la moyenne. La ligne pointillée marque $H = 0,5$, seuil en deçà duquel la série s'apparente à un bruit blanc.*

3.3.2. Exposant spectral (α)

L'exposant spectral est de $0,504 \pm 0,238$ en marche imposée et de $0,875 \pm 0,262$ en marche auto-régulée. En course, il est de $0,280 \pm 0,342$ en condition imposée et de $0,341 \pm 0,300$ en condition auto-régulée (Tableau 1).

Les deux effets principaux sont significatifs : le mode de locomotion ($F_{(1, 19)} = 40,65$, $p < 0,001$) et le mode de contrôle de la vitesse ($F_{(1, 19)} = 16,13$, $p < 0,001$) ; l'écart moyen entre marche et course s'établit à 0,379 (IC 95 % [0,255 ; 0,503]). L'interaction l'est également ($F_{(1, 19)} = 7,09$, $p = 0,015$) (Tableau 2).

Contrairement à l'exposant de Hurst, l'exposant spectral ne réagit à l'auto-régulation qu'en marche (Tableau 3). En marche, il augmente de 0,371 lorsque la contrainte est levée ($p < 0,001$). En course, il ne change pas (différence de 0,061, $p = 0,504$). L'écart entre les deux modes est donc plus marqué en condition auto-régulée (0,534, $p < 0,001$) qu'en condition imposée (0,224, $p = 0,017$). Les deux estimateurs ne décrivent ainsi pas le même profil, aucune interaction n'étant apparue sur l'exposant de Hurst (Fig.3).

Tableau 3 : Comparaisons post-hoc par paires pour l'exposant spectral
(correction de Holm)

Comparaison	Différence	ET	t(19)	p
Marche imposée – Course imposée	0,224	0,072	3,12	0,017*
Marche imposée – Marche auto-régulée	-0,371	0,068	-5,45	< 0,001***
Marche imposée – Course auto-régulée	0,163	0,083	1,96	0,129
Course imposée – Marche auto-régulée	-0,595	0,077	-7,75	< 0,001***
Course imposée – Course auto-régulée	-0,061	0,089	-0,68	0,504
Marche auto-régulée – Course auto-régulée	0,534	0,093	5,73	< 0,001***

Note. $n = 20$. * $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.

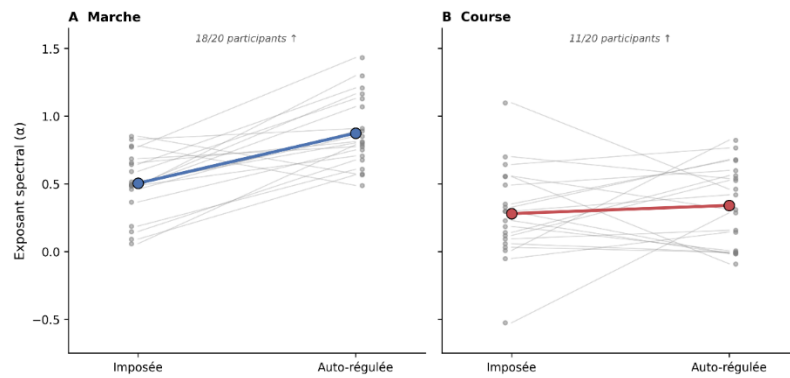


Fig.3 : Exposant spectral selon le mode de contrôle de la vitesse, en marche (A) et en course (B). Les traits gris fins représentent les trajectoires individuelles des 20 participants ; les points colorés la moyenne.

3.4. Coefficient de variation de la durée de foulée

Le coefficient de variation de la durée de foulée est de $1,51 \pm 0,44$ % en marche imposée et de $1,97 \pm 0,83$ % en marche auto-régulée. En course, il est de $1,36 \pm 0,40$ % en condition imposée et de $1,31 \pm 0,27$ % en condition auto-régulée (Tableau 1).

Les deux effets principaux sont significatifs : le mode de locomotion ($F_{(1, 19)} = 20,12, p < 0,001$), et le mode de contrôle de la vitesse, ($F_{(1, 19)} = 7,00, p = 0,016$). L'interaction l'est également ($F_{(1, 19)} = 5,61, p = 0,029$) (Tableau 2).

La décomposition de l'interaction ne fait ressortir que deux différences significatives, toutes deux impliquant la marche auto-régulée (Tableau 4) : elle diffère de la course imposée ($0,612, p < 0,001$) et de la course auto-régulée ($0,656, p = 0,003$). C'est la condition où la variabilité est la plus élevée. En course, le mode de contrôle de la vitesse n'a aucun effet (différence de $0,044, p = 0,574$), et 8 participants sur 20 seulement présentent une augmentation (Fig.4).

Tableau 4 : Comparaisons post-hoc par paires pour le coefficient de variation de la durée de foulée (correction de Holm)

Comparaison	Différence	ET	t(19)	p
Marche imposée – Course imposée	0,153	0,118	1,30	0,417
Marche imposée – Marche auto-régulée	-0,459	0,170	-2,71	0,056
Marche imposée – Course auto-régulée	0,198	0,107	1,85	0,238
Course imposée – Marche auto-régulée	-0,612	0,131	-4,67	< 0,001***
Course imposée – Course auto-régulée	0,044	0,078	0,57	0,574
Marche auto-régulée – Course auto-régulée	0,656	0,158	4,15	0,003**

Note. $n = 20$. * $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.

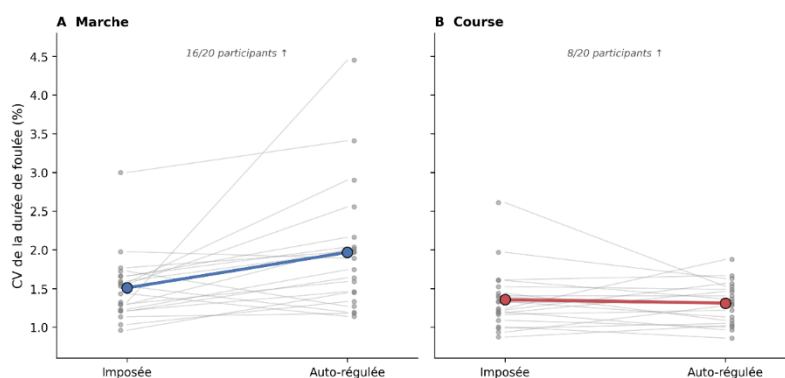


Fig.4 : Coefficient de variation de la durée de foulée selon le mode de contrôle de la vitesse, en marche (A) et en course (B). Les traits gris fins représentent les trajectoires individuelles des 20 participants ; les points colorés la moyenne.

Les tests de Wilcoxon aboutissent aux mêmes conclusions que les analyses de variance sur cinq des six comparaisons (voir annexe 4). La sixième fait exception : la différence entre marche imposée et marche auto-régulée n'atteint pas le seuil au test t corrigé ($p = 0,056$), alors qu'elle l'atteint au test de Wilcoxon ($p = 0,013$). Cet écart s'explique vraisemblablement par l'asymétrie de la distribution dans ces deux conditions (Shapiro-Wilk : $p = 0,002$ et $p = 0,003$), à laquelle les tests de rang sont moins sensibles.

À titre exploratoire, l'exposant de Hurst et le coefficient de variation de la durée de foulée ont été mis en relation sur l'ensemble des 80 enregistrements, conditions confondues : les deux variables sont modérément corrélées ($r = 0,434$, $p < 0,001$).

3.5. Présence des autocorrélations à long terme

La proportion d'enregistrements satisfaisant conjointement les quatre critères définis au point 2.5 est de 60 % en marche imposée (12/20), 50 % en marche auto-régulée (10/20), 25 % en course imposée (5/20) et 30 % en course auto-régulée (6/20). Sur l'ensemble des enregistrements, les LRA sont présentes dans 41,25 % des cas (33/80), et deux fois plus souvent en marche (55 %) qu'en course (27,5 %) (Fig.5).

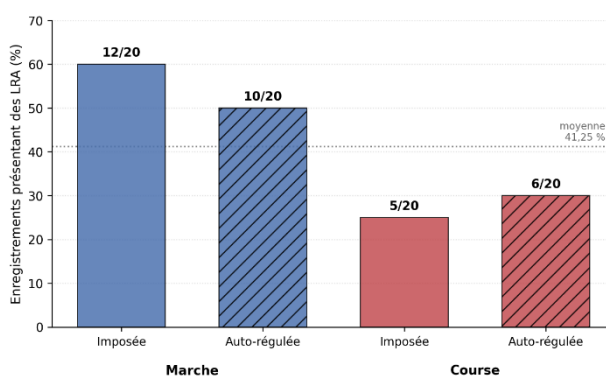


Fig.5 : Proportion d'enregistrements satisfaisant conjointement les quatre critères de présence des autocorrélations à long terme, selon la condition. Les effectifs sont indiqués au-dessus de chaque barre ($n = 20$ par condition). La ligne pointillée représente la proportion moyenne sur l'ensemble des enregistrements (41,25 %).

L'examen des critères pris isolément montre que ces proportions dépendent presque entièrement du critère de validation croisée entre les deux méthodes d'estimation (Tableau 5). Le critère de persistance est satisfait par 78 des 80 enregistrements, la significativité de la pente spectrale par 63 et la cohérence de l'exposant spectral par 66. Le critère de concordance entre exposant de Hurst et exposant spectral n'est en revanche satisfait que par 35 enregistrements.

Tableau 5 : Satisfaction de chacun des quatre critères de présence des autocorrélations à long terme, par condition ($n = 20$)

Critère	MI	MR	CI	CR
C1 · $0,5 < H < 1$	20/20	18/20	20/20	20/20
C2 · Pente spectrale significative	17/20	20/20	14/20	12/20
C3 · $0 < \alpha < 1$	20/20	14/20	17/20	15/20
C4 · Cohérence $H - (1+\alpha)/2 < 0,10$	12/20	11/20	6/20	6/20
Les quatre critères conjointement	12/20	10/20	5/20	6/20

Note. Critères définis au point 2.5. MI = marche imposée ; MR = marche auto-régulée ; CI = course imposée ; CR = course auto-régulée. H = exposant de Hurst ; α = exposant spectral. Le critère C4, en gras, constitue le facteur limitant : il élimine à lui seul 45 des 80 enregistrements.

Ce critère est par ailleurs deux fois moins souvent satisfait en course (6/20 dans les deux conditions) qu'en marche (12/20 et 11/20). L'écart de présence des LRA entre les deux modes de locomotion tient donc à une divergence entre les deux estimateurs plutôt qu'à une différence de persistance : l'exposant de Hurst reste en effet supérieur à 0,5 dans la quasi-totalité des enregistrements, quel que soit le mode.

4. Discussion

4.1. Synthèse des principaux résultats

Ce travail visait à déterminer si les autocorrélations à long terme des paramètres locomoteurs sont influencées par les conditions de vitesse, imposée versus auto-régulée, et si elles diffèrent entre la marche et la course.

Trois résultats se dégagent. Premièrement, l'exposant de Hurst est plus élevé lorsque la vitesse est auto-régulée que lorsqu'elle est imposée ($F_{(1, 19)} = 27,36, p < 0,001$). Cet effet s'observe dans les deux modes de locomotion, sans interaction entre les deux facteurs ($p = 0,462$). La persistance des fluctuations du temps de foulée augmente de 0,104 en marche et de 0,080 en course.

Deuxièmement, l'exposant de Hurst ne diffère pas significativement entre la marche et la course ($p = 0,124$). Il demeure par ailleurs supérieur à 0,5 dans l'ensemble des conditions et chez tous les participants, le minimum individuel étant de 0,595.

Troisièmement, l'exposant spectral ne reproduit pas ce profil. Il diffère fortement entre les deux modes ($F_{(1, 19)} = 40,65, p < 0,001$), et l'effet du mode de contrôle de la vitesse y est restreint à la marche, l'interaction atteignant le seuil ($p = 0,015$). Les deux estimateurs, présentés comme complémentaires, ne conduisent donc pas aux mêmes conclusions.

Ces trois constats structurent la discussion qui suit. Elle porte successivement sur l'effet de la contrainte exercée sur la vitesse, la comparaison entre marche et course, puis la divergence entre les deux méthodes d'estimation et ses implications.

4.2. La contrainte exercée sur la vitesse, une dimension distincte de sa valeur

L'exposant de Hurst s'élève significativement lorsque la vitesse est auto-régulée par rapport aux conditions où elle est imposée ($F_{(1, 19)} = 27,36, p < 0,001$), passant de 0,786 à 0,891 en marche et de 0,768 à 0,848 en course. Cette hausse s'observe chez la majorité des participants (16 sur 20 en marche, 13 sur 20 en course). Le contrôle de manipulation confirme que la contrainte a bien été levée dans les

deux modes, avec toutefois une amplitude très différente : le coefficient de variation de la vitesse est multiplié par 21 en marche contre 2,5 seulement en course.

Ce résultat éclaire la contradiction apparente entre Bollens et al. (2012) d'une part et Jordan et al. (2006, 2007) d'autre part. Ces deux séries de travaux font varier la valeur d'une vitesse qui, dans les deux cas, demeure imposée par le dispositif ; ni l'une ni l'autre ne manipule la nature de la contrainte elle-même. Nos données montrent que cette dimension pèse. À vitesses moyennes quasi identiques entre conditions, la seule levée de la contrainte suffit à modifier la persistance. Elles ne permettent pas pour autant de conclure que la valeur de la vitesse est sans effet, puisqu'une seule vitesse de référence a été testée par mode. Notre protocole montre que la contrainte exercée sur la vitesse agit, mais il ne testait pas l'effet de sa valeur, restée fixe dans chaque mode.

Le cadre de la redondance présenté par Terrier et Dériaz (2012) repose sur une idée simple. La vitesse de foulée étant le produit de sa longueur par sa fréquence, imposer la vitesse ne contraint que ce produit, non chacun de ses termes. Durée et longueur de foulée restent donc libres de fluctuer pourvu qu'elles se compensent, et seule la vitesse de foulée devient anti-persistante. Nos conditions imposées le confirment sans exception, l'exposant de Hurst y restant supérieur à 0,5 dans les 40 enregistrements concernés. La difficulté surgit lorsque la contrainte est levée. Puisque la durée de foulée pouvait déjà fluctuer librement grâce à cette compensation, ce cadre ne laisse attendre aucun changement notable. Or nous observons une augmentation nette, de 0,104 en marche et de 0,080 en course. La redondance rend donc compte du niveau de persistance sous contrainte, mais non de sa hausse une fois celle-ci levée.

Une dernière hypothèse, que nous proposons sans pouvoir la tester, est celle d'un couplage résiduel lié aux limites spatiales du tapis à vitesse fixe. Le modèle de la redondance (Terrier & Dériaz, 2012) et le principe d'intervention minimale (Dingwell et al., 2010) prédisent que la durée de foulée peut fluctuer librement sans altérer la vitesse moyenne, pourvu que la longueur de foulée compense. Le participant reste toutefois physiquement contraint par la longueur finie de la bande. La bande défilant à vitesse constante, une foulée plus longue en durée laisse le tapis avancer davantage sous le participant, qui recule ; une foulée plus courte produit l'effet inverse. Ces écarts s'accumulent en une dérive de la position

longitudinale sur le tapis, et le participant doit effectuer des réajustements intermittents pour ne pas en atteindre les extrémités. Nous suggérons que ce besoin de recentrage spatial agit comme une contrainte externe secondaire qui, en imposant des corrections épisodiques, abrégait la portée des corrélations temporelles de la durée de foulée sans pour autant les supprimer.

En mode auto-régulé, ce couplage résiduel est neutralisé par le dispositif. Dès que le participant dérive, la vitesse de la bande s'ajuste en fonction de sa position au sein de la zone neutre (55 à 60 % de la longueur de bande sur notre Gaitway 3D). Le tapis absorbe ainsi mécaniquement la dérive à la place du système neuromoteur. Débarrassée de cette contrainte de positionnement, la durée de foulée dispose d'une marge de fluctuation plus large, ce qui permettrait aux corrélations de se propager sur un plus grand nombre de cycles. Ce mécanisme dépasse toutefois ce que prévoient les cadres mobilisés ici, qui ne considèrent pas la contrainte spatiale du dispositif. Il demeure invérifiable à partir de nos seules données, l'exposant de Hurst n'ayant été estimé que sur la durée de foulée (voir point 4.7).

4.3. Marche et course, une propriété commune de l'exposant de Hurst

L'exposant de Hurst ne diffère pas significativement entre la marche et la course ($F_{(1, 19)} = 2,60, p = 0,124$), et l'interaction avec le mode de contrôle de la vitesse ne l'est pas davantage ($F_{(1, 19)} = 0,56, p = 0,462$). Cette absence de différence appelle toutefois une lecture prudente : un test non significatif n'établit pas l'équivalence, et la taille d'effet associée au mode de locomotion n'est pas négligeable ($\eta^2p = 0,120$). L'écart moyen entre marche et course n'est que de 0,030, et son intervalle de confiance à 95 % $[-0,009 ; 0,070]$ exclut toute différence supérieure à 0,07. Nos données restent donc compatibles avec un écart de faible amplitude que notre effectif ne permettrait pas de détecter, mais elles rendent peu plausibles un écart marqué : celui que signale l'exposant spectral vaut 0,189 une fois ramené à la même échelle, soit bien au-delà de ce que notre intervalle admet.

Les valeurs obtenues, comprises entre 0,768 et 0,891, se situent dans la plage rapportée chez le jeune adulte sain, où la littérature converge vers des exposants nettement supérieurs à 0,5 et proches de 1, en marche comme en course (Hausdorff, 2007 ; Jordan et al., 2006 ; Wilson & Likens, 2023). Notre chaîne d'acquisition et de traitement ne paraît donc pas introduire de décalage

systématique. Ce repère vaut pour l'exposant de Hurst seul : les valeurs spectrales obtenues en course (0,280 et 0,341) sont sensiblement plus basses que ce que la relation théorique laisserait attendre (voir point 4.4).

Ce résultat prolonge le constat posé en 1.2 et 1.4 en lui apportant une comparaison directe intra-sujet, chaque participant ayant été testé dans les deux modes, aucune variabilité inter-individuelle ne peut donc masquer ici une différence entre modes. Il est d'autant plus notable que les deux modes s'opposent nettement sur le plan énergétique, la récupération pendulaire de la marche étant quasi absente en course (Cavagna et al., 1976). Qu'une divergence mécanique aussi tranchée ne s'accompagne d'aucun écart détectable sur H mérite d'être souligné. Ces résultats sont compatibles avec l'existence de déterminants communs à la marche et à la course, mais ne permettent pas d'en identifier l'origine, centrale ou périphérique. Le partage des structures neuromusculaires évoqué en 1.4 (Jordan et al., 2006) en offrirait une lecture possible, que nos données ne permettent toutefois pas de départager d'une explication mécanique.

Ce constat vaut cependant pour le seul exposant de Hurst. L'exposant spectral, lui, sépare fortement les deux modes, ce qui pose la question de la concordance entre les deux estimateurs.

4.4. Quand les deux estimateurs divergent

Là où l'exposant de Hurst ne sépare pas les deux modes de locomotion, l'exposant spectral les distingue fortement ($F_{(1, 19)} = 40,65$, $p < 0,001$), et son interaction avec le mode de contrôle de la vitesse est significative ($F_{(1, 19)} = 7,09$, $p = 0,015$), l'effet de l'auto-régulation s'y limitant à la marche. Les deux méthodes, qui estiment une même propriété par des voies indépendantes, produisent donc des profils statistiques différents (Fig.2 et 3).

Si les deux estimateurs ne divergeaient que sous l'effet du bruit, l'écart entre l'exposant de Hurst observé et celui prédit par la relation $H = (1 + \alpha)/2$ devrait être de signe variable. C'est le cas en marche, où il change de signe d'une condition à l'autre (+0,034 en marche imposée, -0,046 en marche auto-régulée). En course, il est au contraire systématiquement positif et d'une amplitude bien supérieure (+0,128 en course imposée, +0,177 en course auto-régulée). Le profil de cet écart en course, constant en signe, est celui qu'on attendrait d'un biais plutôt que d'une

simple perte de précision. L'exposant spectral y sous-estimerait la persistance de façon systématique. Cette lecture reste une inférence tirée du signe et de l'amplitude des écarts, et non le résultat d'un test dédié.

Cet écart s'inscrit dans une chaîne cohérente. Le coefficient de variation de la durée de foulée est plus faible en course qu'en marche (1,33 % contre 1,74 %, moyennes des deux conditions de chaque mode). Le signal de fluctuation y est de moindre amplitude, donc plus proche du bruit de mesure. Or un bruit blanc a par définition une densité spectrale plate. Plus sa contribution relative augmente, plus la pente estimée s'aplatit et plus α est tiré vers le bas, ce qui correspond exactement au sens de l'écart observé. Cette dégradation se lit directement dans nos données. La pente spectrale n'atteint la significativité que dans 26 enregistrements sur 40 en course, contre 37 sur 40 en marche, et l'écart absolu moyen entre les deux estimateurs y est presque doublé ($d = 0,169$ contre $0,096$). Le sens de cet écart est d'autant plus notable que l'algorithme RRA sous-estime les valeurs élevées de H , ce qui devrait au contraire tirer d vers le négatif (Crevecoeur et al., 2010). La répartition des valeurs hors bornes va dans le même sens. Les sept valeurs négatives de α relèvent toutes de la course, où l'aplatissement de la pente pousse l'estimation sous zéro. Six des sept valeurs supérieures à 1 relèvent en revanche de la marche auto-régulée, condition où la persistance est la plus élevée de notre étude ($\alpha = 0,875$). Les séries y approchent la borne supérieure du domaine stationnaire, au-delà de laquelle la relation $H = (1 + \alpha)/2$ cesse d'être valable. Les deux exposants de Hurst supérieurs à 1 relèvent de cette même condition, les deux estimateurs franchissant ainsi leur plafond au même endroit (voir point 4.7).

Cette divergence pourrait donc traduire moins une différence de persistance entre les deux modes qu'une différence de détectabilité de cette persistance par la méthode spectrale, dont la section 4.5 examine les conséquences sur le critère intégré. Cette interprétation demeure hypothétique. Elle est cohérente avec l'ensemble des indicateurs disponibles et avec le sens de l'écart observé, mais elle n'a pas été testée directement, et une différence réelle entre modes ne peut être exclue sur la seule base de nos données.

4.5. Le critère de Crevecœur : indicateur de confiance, pas verdict d'absence

Le critère de persistance pris isolément ($C1, 0,5 < H < 1$) est satisfait par 78 des 80 enregistrements, alors que le critère intégré n'en retient que 33 (41,25 %). Cet écart est presque entièrement imputable à un seul critère : la validation croisée ($C4$) élimine à elle seule 45 enregistrements, les trois autres n'en excluant que deux supplémentaires. Ce n'est donc pas la persistance qui fait défaut dans la majorité des enregistrements, mais la concordance entre les deux méthodes qui l'estiment.

Vingt-et-un enregistrements l'illustrent : ils satisfont $C1$, $C2$ et $C3$ et échouent sur le seul $C4$. Les deux méthodes concluent chacune de leur côté à une organisation persistante, sans concorder assez pour valider le critère intégré. Cette configuration est plus fréquente en course qu'en marche (13/40 contre 8/40).

Cette lecture est celle que proposent Crevecœur et al. (2010) eux-mêmes. La concordance entre les deux estimateurs y est un indicateur de confiance, non un verdict éliminatoire. Un enregistrement qui échoue sur $C4$ n'est donc pas nécessairement dépourvu de LRA. Il signale seulement que les deux méthodes ne convergent pas assez pour trancher. Les auteurs envisagent dans ce cas des analyses complémentaires, comme la convergence des moments ou l'entropie multi-échelle, que ce travail n'a pas mobilisées. La proportion de 41,25 % dépend ainsi autant du seuil de concordance retenu et de la sensibilité de l'estimation spectrale au bruit que de la locomotion elle-même. Elle constitue une borne inférieure de la prévalence des LRA dans cet échantillon, non une estimation de leur prévalence réelle.

4.6. Magnitude versus structure

Le coefficient de variation et les exposants de persistance ne mesurent pas la même chose : le premier quantifie l'amplitude des fluctuations, les seconds leur organisation temporelle. Nos données suggèrent que ces deux dimensions ne varient pas nécessairement dans le même sens.

Le coefficient de variation de la durée de foulée présente une interaction significative entre le mode de locomotion et le mode de contrôle de la vitesse ($F_{(1, 19)} = 5,61, p = 0,029$), la marche auto-régulée atteignant la valeur la plus élevée (1,97 %) et différant significativement des deux conditions de course. L'exposant

de Hurst ne suit pas ce profil : il augmente dans les deux modes, sans interaction. Le contraste est net en course, où H s'élève de 0,080 alors que le coefficient de variation reste inchangé (différence de 0,044, $p = 0,574$) l'auto-régulation y renforce la persistance sans toucher à l'amplitude. En marche, les deux semblent progresser ensemble, mais cette convergence est moins assurée : la différence de coefficient de variation entre marche imposée et marche auto-régulée n'atteint pas le seuil au test t corrigé ($p = 0,056$), même si elle l'atteint au test de Wilcoxon ($p = 0,013$). Nos données établissent donc solidement la dissociation en course, et l'indiquent sans la démontrer en marche.

Cette dissociation ne doit pas être comprise comme une indépendance complète entre les deux mesures : elles progressent conjointement en marche, et divergent seulement en course. Le constat rejoint celui de Brahms et al. (2022), dans un contexte de fatigue plutôt que de contrainte de vitesse : structure temporelle et amplitude des fluctuations répondent à des déterminants distincts sans être pour autant découplées. La corrélation modérée observée entre les deux mesures sur l'ensemble des enregistrements ($r = 0,434$) va dans ce sens.

4.7. Forces et limites

Ce travail présente plusieurs points forts. Il manipule la nature de la contrainte exercée sur la vitesse, dimension que la littérature n'avait pas isolée jusqu'ici. Il repose sur une comparaison directe intra-sujet entre marche et course, encore rare dans ce domaine, avec un plan complet et contrebalancé et aucune donnée manquante sur les 80 enregistrements attendus. Enfin, la présence des autocorrélations n'y est pas établie par une méthode isolée mais par la conjonction de deux estimateurs indépendants, selon l'approche conservatrice recommandée par Crevecœur et al. (2010).

En revanche, ce travail présente plusieurs limites. La première tient au périmètre des variables analysées. Les exposants de persistance n'ont été estimés que sur la durée de foulée, alors que le cadre théorique mobilisé en 4.2 porte sur les trois paramètres du cycle. La longueur de foulée a bien été extraite mais n'a pas fait l'objet d'une estimation de persistance : le mécanisme invoqué pour interpréter nos résultats ne peut donc pas être mis à l'épreuve sur nos données.

La deuxième est mathématique et porte sur l'instabilité de l'exposant spectral : 14 enregistrements sur 80 ont produit une valeur hors des bornes théoriques $[0 ; 1]$, la moitié par excès et l'autre moitié par défaut. La pente spectrale n'atteint pas le seuil de significativité dans 17 cas. Le caractère systématique de l'écart observé en course indique en outre que cette instabilité n'est pas purement aléatoire, ce qui invite à considérer avec prudence toute comparaison entre modes fondée sur α .

La troisième concerne la longueur des séries, confondue avec le mode de locomotion : à durée d'acquisition constante (300 s), la cadence plus élevée de la course y produit davantage de cycles qu'en marche (412 contre 280). Il est donc impossible de trancher entre un effet du mode et un effet de la longueur même si ce confondu joue en sens inverse de nos observations, la marche présentant à la fois le moins de cycles et la meilleure concordance. Les séries de marche, proches du seuil de 256 cycles recommandé par Warlop et al. (2017), limitent par ailleurs la précision de l'estimation de H : les deux seuls enregistrements dont l'exposant excède 1 relèvent de la marche auto-régulée, l'un correspondant à la plus courte de nos acquisitions (265 cycles), le second étant toutefois de longueur moyenne. Un enregistrement (S3, marche imposée) s'est enfin situé une foulée sous ce seuil.

L'échantillon et le protocole constituent une quatrième limite. Bien que le sexe n'ait pas été retenu comme critère d'inclusion, le recrutement a abouti à un groupe exclusivement composé de vingt hommes jeunes et sains, ce qui interdit toute généralisation aux femmes, à d'autres tranches d'âge ou à des populations cliniques. Chaque condition imposée n'a par ailleurs été testée qu'à une seule vitesse de référence, ce qui ne permet pas de reconstruire la relation en U rapportée par Jordan et al. (2006, 2007). S'y ajoutent une légère dérive de la vitesse en condition auto-régulée (+3,0 % en marche, +0,8 % en course) et une asymétrie de la manipulation entre les deux modes, le coefficient de variation de la vitesse étant multiplié par 21 en marche contre 2,5 en course ce qui rend d'autant plus notable l'absence d'interaction sur l'exposant de Hurst. Enfin, l'écart à la normalité du coefficient de variation de la durée de foulée dans trois conditions sur quatre a imposé le recours à des tests de rang en complément des analyses de variance.

4.8. Perspectives

Le prolongement le plus immédiat consiste à étendre l'analyse aux autres paramètres du cycle. Estimer l'exposant de Hurst sur la longueur et sur la vitesse de foulée, à partir des mêmes enregistrements, permettrait de mettre à l'épreuve l'hypothèse avancée en 4.2. Si la vitesse de foulée passe d'une dynamique anti-persistante en condition imposée à une dynamique persistante en condition auto-régulée, cette hypothèse s'en trouverait étayée. Dans le cas contraire, elle perdrait sa principale justification. Ce prolongement ne requiert aucune acquisition supplémentaire, les séries correspondantes pouvant être reconstruites à partir des enregistrements existants. L'enregistrement de la position antéro-postérieure du participant, déjà calculée par le dispositif en mode auto-régulé, permettrait en outre d'observer directement la dérive et les recentrages postulés en 4.2, que l'analyse de la vitesse de foulée n'aborde qu'indirectement.

Un second prolongement consisterait à croiser les deux dimensions que la littérature a jusqu'ici traitées séparément, en testant plusieurs vitesses, rapportées à l'allure spontanée de chaque participant, en condition imposée comme en condition auto-régulée. Un tel dispositif permettrait de déterminer si la relation en U rapportée par Jordan et al. (2006, 2007) subsiste lorsque la contrainte sur la vitesse est levée, ou si elle constitue au contraire un artefact des protocoles à vitesse fixe. Il permettrait également de corriger l'asymétrie de manipulation relevée en 4.7, en calibrant l'amplitude de la levée de contrainte pour la rendre comparable entre les deux modes.

La divergence observée entre les deux estimateurs appelle par ailleurs des prolongements méthodologiques. Le recours à un troisième estimateur, tel que la Detrended Fluctuation Analysis (DFA), permettrait d'arbitrer les cas où l'exposant de Hurst et l'exposant spectral ne concordent pas. Les méthodes complémentaires évoquées par Crevecoeur et al. (2010) offriraient une voie pour statuer sur les vingt-et-un enregistrements demeurés indéterminés dans cette étude. L'allongement des séries constituerait enfin une piste directe pour stabiliser l'estimation spectrale, dont l'instabilité s'est révélée être la principale limite mathématique de ce travail. Dissocier durée d'acquisition et nombre de cycles, en allongeant les acquisitions de marche, permettrait en outre de lever le confondu entre mode de locomotion et longueur de série.

Sur le plan appliqué, l'intérêt d'un dispositif auto-régulé mériterait d'être évalué chez des populations dont l'organisation temporelle du mouvement est altérée, notamment au cours du vieillissement ou dans la maladie de Huntington (Hausdorff et al., 1997). Si la contrainte d'une vitesse imposée réduit la persistance chez le sujet sain, il reste à déterminer si elle masque ou accentue les altérations propres à ces populations, question dont dépend la pertinence du tapis roulant à vitesse fixe comme outil d'évaluation clinique.

5. Conclusion

Ce mémoire avait pour objectif de déterminer si les autocorrélations à long terme des paramètres locomoteurs sont influencées par les conditions de vitesse, imposée ou auto-régulée, et si elles diffèrent entre la marche et la course. Un protocole factoriel intra-sujet a été mené chez vingt participants, en s'appuyant sur un tapis roulant en mode auto-régulé permettant de lever la contrainte de vitesse plutôt que de simplement la faire varier.

Les résultats montrent que la nature de la contrainte exercée sur la vitesse, dimension jusqu'ici non manipulée, façonne l'organisation temporelle de la locomotion. Une seule vitesse de référence ayant été testée par mode, ils ne permettent pas de statuer sur l'effet propre de sa valeur. Lorsque la vitesse est auto-régulée, la persistance des fluctuations augmente, en marche comme en course. Ce résultat éclaire deux lectures jusqu'ici jugées contradictoires dans la littérature, l'une n'ayant observé aucun lien entre vitesse et persistance, l'autre une nette dépendance. Les deux ne faisaient en réalité varier qu'une vitesse restant imposée, sans jamais lever la contrainte elle-même.

Marche et course se comportent de façon similaire sur ce plan, malgré des mécanismes énergétiques très différents. Ce constat est compatible avec l'existence de déterminants communs aux deux modes, mais il ne permet pas d'en identifier l'origine, centrale ou périphérique, un résultat non significatif n'établissant pas l'équivalence.

Ce travail met également en évidence une divergence entre les deux méthodes utilisées pour estimer les autocorrélations à long terme. Cette divergence est plus marquée en course, où les fluctuations sont de plus faible amplitude et où l'estimation spectrale perd en fiabilité. L'hypothèse la plus cohérente avec nos données est qu'elle traduit une limite propre à cette méthode d'estimation plutôt qu'une différence réelle entre les deux modes, sans que celle-ci puisse être formellement écartée. Ce constat invite à la prudence lorsqu'un seul estimateur est utilisé pour établir la présence d'autocorrélations à long terme, et à privilégier la combinaison de plusieurs méthodes indépendantes.

Ce travail comporte plusieurs limites, discutées en détail en 4.7. Elles tiennent au périmètre restreint des variables analysées, à l'instabilité de l'estimation spectrale,

qui constitue la principale limite mathématique de ce travail, et à l'homogénéité de l'échantillon, composé uniquement d'hommes jeunes et en bonne santé.

Deux prolongements se dégagent naturellement de ce travail. D'une part, le recours à une troisième méthode d'estimation indépendante permettrait de clarifier les cas où les deux méthodes actuelles ne s'accordent pas. D'autre part, il serait pertinent d'évaluer si la levée de la contrainte de vitesse, bénéfique ici chez le sujet sain, permet de mieux révéler les altérations de l'organisation temporelle du mouvement observées dans certaines populations cliniques, question dont dépend directement l'intérêt du tapis roulant à vitesse fixe comme outil d'évaluation.

6. Bibliographie

- Bastien, G. J., Gosseye, T. P., & Penta, M. (2019). A robust machine learning enabled decomposition of shear ground reaction forces during the double contact phase of walking. *Gait & Posture*, 73, 221-227. <https://doi.org/10.1016/j.gaitpost.2019.07.190>
- Bollens, B., Crevecoeur, F., Detrembleur, C., Guillery, E., & Lejeune, T. (2012). Effects of age and walking speed on long-range autocorrelations and fluctuation magnitude of stride duration. *Neuroscience*, 210, 234-242. <https://doi.org/10.1016/j.neuroscience.2012.02.039>
- Bollens, B., Crevecoeur, F., Nguyen, V., Detrembleur, C., & Lejeune, T. (2010). Does human gait exhibit comparable and reproducible long-range autocorrelations on level ground and on treadmill ? *Gait & Posture*, 32(3), 369-373. <https://doi.org/10.1016/j.gaitpost.2010.06.011>
- Brahms, C. M., Zhao, Y., Gerhard, D., & Barden, J. M. (2022). Long-range correlations and stride pattern variability in recreational and elite distance runners during a prolonged run. *Gait & Posture*, 92, 487-492. <https://doi.org/10.1016/j.gaitpost.2020.08.107>
- Cavagna, G. A., Thys, H., & Zamboni, A. (1976). The sources of external work in level walking and running. *The Journal of Physiology*, 262(3), 639-657. <https://doi.org/10.1113/jphysiol.1976.sp011613>
- Crevecoeur, F., Bollens, B., Detrembleur, C., & Lejeune, T. (2010). Towards a “gold-standard” approach to address the presence of long-range auto-correlation in physiological time series. *Journal of*

Neuroscience Methods, 192(1), 163-172.

<https://doi.org/10.1016/j.jneumeth.2010.07.017>

Delignières, D., & Torre, K. (2009). Fractal dynamics of human gait : a reassessment of the 1996 data of Hausdorff et al. *Journal of Applied Physiology*, 106(4), 1272-1279.

<https://doi.org/10.1152/japplphysiol.90757.2008>

Dingwell, J. B., John, J., & Cusumano, J. P. (2010). Do Humans Optimally Exploit Redundancy to Control Step Variability in Walking ? *PLoS Computational Biology*, 6(7), e1000856.

<https://doi.org/10.1371/journal.pcbi.1000856>

Fukuchi, C. A., Fukuchi, R. K., & Duarte, M. (2019). Effects of walking speed on gait biomechanics in healthy participants : a systematic review and meta-analysis. *Systematic Reviews*, 8(1), 153.

<https://doi.org/10.1186/s13643-019-1063-z>

Harbourne, R. T., & Stergiou, N. (2009). Movement Variability and the Use of Nonlinear Tools : Principles to Guide Physical Therapist Practice. *Physical Therapy*, 89(3), 267-282.

<https://doi.org/10.2522/ptj.20080130>

Hausdorff, J. M. (2007). Gait dynamics, fractals and falls : Finding meaning in the stride-to-stride fluctuations of human walking. *Human Movement Science*, 26(4), 555-589.

<https://doi.org/10.1016/j.humov.2007.05.003>

Hausdorff, J. M., Mitchell, S. L., Firtion, R., Peng, C. K., Cudkowicz, M. E., Wei, J. Y., & Goldberger, A. L. (1997). Altered fractal dynamics of gait : reduced stride-interval correlations with aging and

- Huntington's disease. *Journal of Applied Physiology*, 82(1), 262-269. <https://doi.org/10.1152/jappl.1997.82.1.262>
- Hollman, J. H., Watkins, M. K., Imhoff, A. C., Braun, C. E., Akervik, K. A., & Ness, D. K. (2016). A comparison of variability in spatiotemporal gait parameters between treadmill and overground walking conditions. *Gait & Posture*, 43, 204-209. <https://doi.org/10.1016/j.gaitpost.2015.09.024>
- Jordan, K., Challis, J. H., & Newell, K. M. (2006). Long range correlations in the stride interval of running. *Gait & Posture*, 24(1), 120-125. <https://doi.org/10.1016/j.gaitpost.2005.08.003>
- Jordan, K., Challis, J. H., & Newell, K. M. (2007). Walking speed influences on gait cycle variability. *Gait & Posture*, 26(1), 128-134. <https://doi.org/10.1016/j.gaitpost.2006.08.010>
- Latash, M. L. (2012). The bliss (not the problem) of motor abundance (not redundancy). *Experimental Brain Research*, 217(1), 1-5. <https://doi.org/10.1007/s00221-012-3000-4>
- Lelas, J. L., Merriman, G. J., Riley, P. O., & Kerrigan, D. (2003). Predicting peak kinematic and kinetic parameters from gait speed. *Gait & Posture*, 17(2), 106-112. [https://doi.org/10.1016/s0966-6362\(02\)00060-7](https://doi.org/10.1016/s0966-6362(02)00060-7)
- Meurisse, G. M., Dierick, F., Schepens, B., & Bastien, G. J. (2015). Determination of the vertical ground reaction forces acting upon individual limbs during healthy and clinical gait. *Gait & Posture*, 43, 245-250. <https://doi.org/10.1016/j.gaitpost.2015.10.005>
- Rangarajan, G., & Ding, M. (2000). Integrated approach to the assessment of long range correlation in time series data. *Physical Review. E*,

Statistical Physics, Plasmas, Fluids, and Related Interdisciplinary Topics, 61(5), 4991–5001.

<https://doi.org/10.1103/physreve.61.4991>

Sloot, L., Van Der Krogt, M., & Harlaar, J. (2014). Self-paced versus fixed speed treadmill walking. *Gait & Posture*, 39(1), 478-484.

<https://doi.org/10.1016/j.gaitpost.2013.08.022>

Stergiou, N., & Decker, L. M. (2011). Human movement variability, nonlinear dynamics, and pathology : Is there a connection ? *Human Movement Science*, 30(5), 869-888.

<https://doi.org/10.1016/j.humov.2011.06.002>

Terrier, P., & Dériaz, O. (2012). Persistent and anti-persistent pattern in stride-to-stride variability of treadmill walking : Influence of rhythmic auditory cueing. *Human Movement Science*, 31(6), 1585-1597. <https://doi.org/10.1016/j.humov.2012.05.004>

Warlop, T., Bollens, B., Detrembleur, C., Stoquart, G., Lejeune, T., & Crevecoeur, F. (2017). Impact of series length on statistical precision and sensitivity of autocorrelation assessment in human locomotion. *Human Movement Science*, 55, 31-42.

<https://doi.org/10.1016/j.humov.2017.07.003>

Welch, P. (1967). The use of fast Fourier transform for the estimation of power spectra : A method based on time averaging over short, modified periodograms. *IEEE Transactions on Audio and Electroacoustics*, 15(2), 70-73.

<https://doi.org/10.1109/tau.1967.1161901>

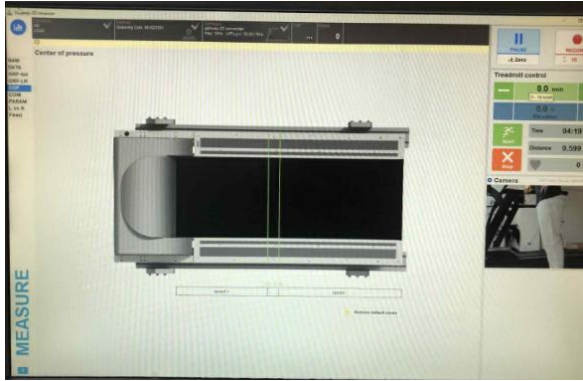
Whittle, M. W. (1996). Clinical gait analysis : A review. *Human Movement Science*, 15(3), 369-387. [https://doi.org/10.1016/0167-9457\(96\)00006-1](https://doi.org/10.1016/0167-9457(96)00006-1)

Wilson, T. J., & Likens, A. D. (2023). Running gait produces long range correlations : A systematic review. *Gait & Posture*, 102, 171-179. <https://doi.org/10.1016/j.gaitpost.2023.04.001>

7. Annexes

Annexe 1

Interface d'acquisition du tapis roulant instrumenté, montrant la trajectoire du centre de pression et les paramètres de contrôle de la bande.



Annexe 2

Test de Shapiro-Wilk par variable et par condition (W/p)

Variable	MI	MR	CI	CR
Exposant de Hurst (H)	0,953 / 0,416	0,950 / 0,374	0,949 / 0,356	0,965 / 0,655
Exposant spectral (α)	0,932 / 0,170	0,947 / 0,329	0,963 / 0,614	0,917 / 0,087
CV de la durée de foulée	0,819 / 0,002**	0,833 / 0,003**	0,850 / 0,005**	0,979 / 0,919
CV de la vitesse	0,944 / 0,289	0,981 / 0,944	0,915 / 0,079	0,897 / 0,036*

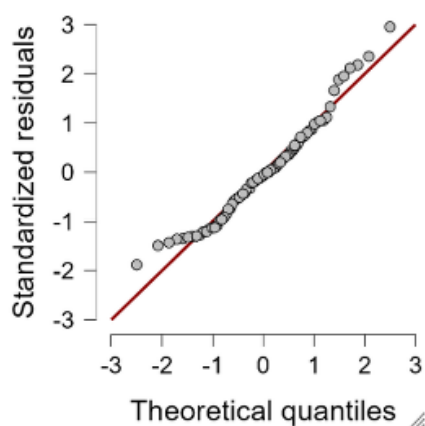
*Note. MI = marche imposée ; MR = marche auto-régulée ; CI = course imposée ; CR = course auto-régulée. Pour chaque cellule, la statistique W est suivie de la valeur p . Les astérisques signalent un écart significatif à la normalité. $n = 20$ par condition. * $p < 0,05$.*

*** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.*

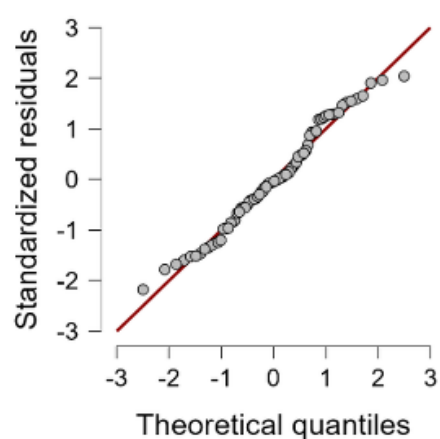
Annexe 3

Diagrammes quantile-quantile des résidus des quatre ANOVA à mesures répétées 2×2 . (A) Coefficient de variation de la vitesse. (B) Exposant de Hurst. (C) Exposant spectral. (D) Coefficient de variation de la durée de foulée. La droite représente la diagonale théorique attendue sous l'hypothèse de normalité ($n = 80$).

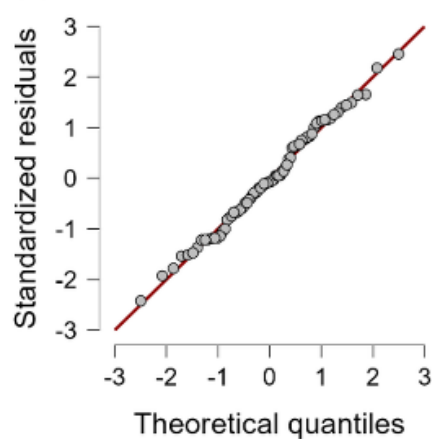
A CoV de la vitesse



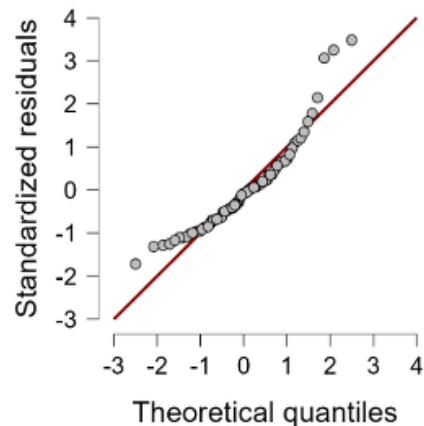
B Exposant de Hurst (H)



C Exposant spectral (α)



D CoV de la durée de foulée



Annexe 4 : Analyses de robustesse : tests de Wilcoxon signés appariés

Comparaison	<i>W</i>	<i>z</i>	<i>p</i>	<i>p Holm</i>	Corrélation bisériale de rang
<i>CV de la durée de foulée</i>					
MI – MR	29,0	-2,84	0,003	0,013*	-0,724
MI – CI	161,0	2,09	0,036	0,109	0,533
MI – CR	141,0	1,34	0,189	0,379	0,343
MR – CI	205,0	3,73	< 0,001	< 0,001***	0,952
MR – CR	209,0	3,88	< 0,001	< 0,001***	0,991
CI – CR	118,0	0,49	0,648	0,648	0,124
<i>CV de la vitesse</i>					
MI – MR	0,0	-3,92	< 0,001	< 0,001***	-1,000
MI – CI	0,0	-3,92	< 0,001	< 0,001***	-1,000
MI – CR	0,0	-3,92	< 0,001	< 0,001***	-1,000
MR – CI	210,0	3,92	< 0,001	< 0,001***	1,000
MR – CR	210,0	3,92	< 0,001	< 0,001***	1,000
CI – CR	0,0	-3,92	< 0,001	< 0,001***	-1,000

*Note. MI = marche imposée ; MR = marche auto-régulée ; CI = course imposée ; CR = course auto-régulée. W = somme des rangs positifs. La colonne p rapporte les valeurs non corrigées produites par JASP ; la colonne p Holm rapporte ces mêmes valeurs après correction de Holm-Bonferroni appliquée séparément à chacune des deux séries de six comparaisons. Les astérisques signalent une différence significative après correction (colonne p Holm). n = 20. * $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.*

Annexe 5

Randomisation : carré latin

Sujet	Expérience	Sujet	Expérience	Sujet	Expérience	Sujet	Expérience
1	A-B-C-D	6	B-D-A-C	11	C-B-D-A	16	D-A-C-B
2	B-C-D-A	7	C-A-B-D	12	D-C-A-B	17	A-C-B-D
3	C-D-A-B	8	D-B-C-A	13	A-B-D-C	18	B-D-C-A
4	D-A-B-C	9	A-D-B-C	14	B-C-A-D	19	C-A-D-B
5	A-C-D-B	10	B-A-C-D	15	C-D-B-A	20	D-B-A-C

Note. A = MI (marche imposée), B = MR (marche auto-régulée), C = CI (course imposée), D = CR (course auto-régulée). Les vingt séquences correspondent à cinq carrés latins 4×4 .

Résumé

Objectif : Déterminer si les autocorrélations à long terme des paramètres locomoteurs sont influencées par les conditions de vitesse, imposée ou auto-régulée, et si elles diffèrent entre la marche et la course.

Méthode : Vingt hommes jeunes et sains ont réalisé quatre conditions sur tapis roulant instrumenté, selon un plan factoriel intra-sujet 2×2 croisant le mode de locomotion (marche à 5 km/h, course à 12 km/h) et le mode de contrôle de la vitesse (imposée, auto-régulée). Les autocorrélations des durées de foulée ont été estimées par deux méthodes indépendantes, l'exposant de Hurst et l'exposant spectral, et les effets testés par ANOVA à mesures répétées.

Résultats : L'exposant de Hurst est plus élevé lorsque la vitesse est auto-régulée que lorsqu'elle est imposée ($F(1, 19) = 27,36, p < 0,001$), dans les deux modes et sans interaction. Il ne diffère pas significativement entre la marche et la course ($p = 0,124$). L'exposant spectral ne reproduit pas ce profil : il sépare fortement les deux modes et sa sensibilité à l'auto-régulation se limite à la marche.

Conclusion : C'est la nature de la contrainte exercée sur la vitesse qui façonne l'organisation temporelle de la locomotion, dimension que la littérature n'avait pas isolée. Marche et course se comportent de façon similaire, ce qui est compatible avec des déterminants communs sans permettre d'en identifier l'origine. La divergence entre les deux estimateurs invite à la prudence lorsqu'un seul est utilisé.