

SAISONNALITÉ DES PRIX REIV SUISSES

Évidence empirique sur les sociétés et fonds immobiliers cotés, 2010–2025

/ Points clés

- **Les rendements mensuels des sociétés et fonds immobiliers suisses cotés ne sont pas uniformes au fil de l'année. Juillet et décembre tendent à être les mois les plus porteurs ; mai et octobre, les plus faibles. L'effet saisonnier global est statistiquement détectable, mais d'ampleur modeste.**
- **Aucun mois pris individuellement n'est suffisamment marqué pour résister à une correction rigoureuse pour tests multiples. Le phénomène doit être considéré comme une tendance plutôt que comme un signal de trading fiable.**
- **Les dividendes comptent davantage que le calendrier. Autour des dates ex-dividende, les prix reculent en moyenne d'environ 2.9 %---un effet mécanique reflétant le détachement du dividende du cours, et non une perte de richesse pour l'investisseur.**
- **Le profil saisonnier est globalement similaire entre véhicules résidentiels, commerciaux et mixtes, ainsi qu'entre les différentes formes juridiques (sociétés et fonds immobiliers).**
- **Ces tendances peuvent éclairer le calendrier des appels de capitaux, des distributions ou du rééquilibrage de portefeuille, mais les coûts de transaction et la liquidité limitée du marché immobilier coté suisse rendent leur exploitation difficile.**

/ Pourquoi s'intéresser à la saisonnalité ?

Sur les marchés actions, les effets calendaires sont bien documentés. L'effet « Sell in May », l'effet janvier ou les anomalies de fin de mois sont étudiés depuis des décennies. Pourtant, pour les titres immobiliers suisses négociés—fonds immobiliers cotés (indice SXI Real Estate Funds, SWIIT), sociétés immobilières cotées (indice SXI Real Estate Shares, REAL) et fonds non cotés négociés sur le marché secondaire OTC, un segment combiné de plus de 60 milliards de CHF—aucune étude systématique n'a examiné si de tels schémas existent. Les fondations immobilières (univers KGAST Immo-Index), dont les parts sont rachetées à la valeur nette d'inventaire sans cotation sur un marché secondaire, sont exclues de cette analyse.

Savoir si les prix des fonds et sociétés immobiliers se comportent différemment selon les mois peut aider les gestionnaires de portefeuille et les investisseurs institutionnels à mieux planifier le déploiement de capitaux, le calendrier des distributions ou le rééquilibrage des allocations. Même si un effet ne peut être exploité activement, en avoir conscience améliore la budgétisation du risque et réduit la probabilité de transactions mal calibrées dans le temps.

Cette étude analyse 82 fonds et sociétés immobiliers suisses cotés sur 15 ans (janvier 2010 à février 2026), soit plus de 9 300 observations fonds-mois issues de la base de données propriétaire de Quanthome.¹

1. Données extraites le 24 février 2026. L'échantillon comprend 47 fonds cotés en bourse (univers SWIIT), 18 sociétés immobilières cotées (univers REAL) et 17 fonds non cotés négociés sur le marché secondaire OTC. Seuls les véhicules ayant au moins 12 mois d'historique de prix sont inclus. Les véhicules radiés ou liquidés pendant la période sont exclus, ce qui introduit un biais de survivance. Les fondations immobilières (univers KGAST) sont exclues car elles ne disposent pas de prix de marché.

/ Profil des rendements mensuels

La figure 1 présente le rendement moyen par mois calendaire sur l'ensemble des fonds et sociétés de l'échantillon. Le profil révèle un rythme net : les mois positifs se concentrent en début et fin d'année, tandis que la période printanière et automnale est plus faible.

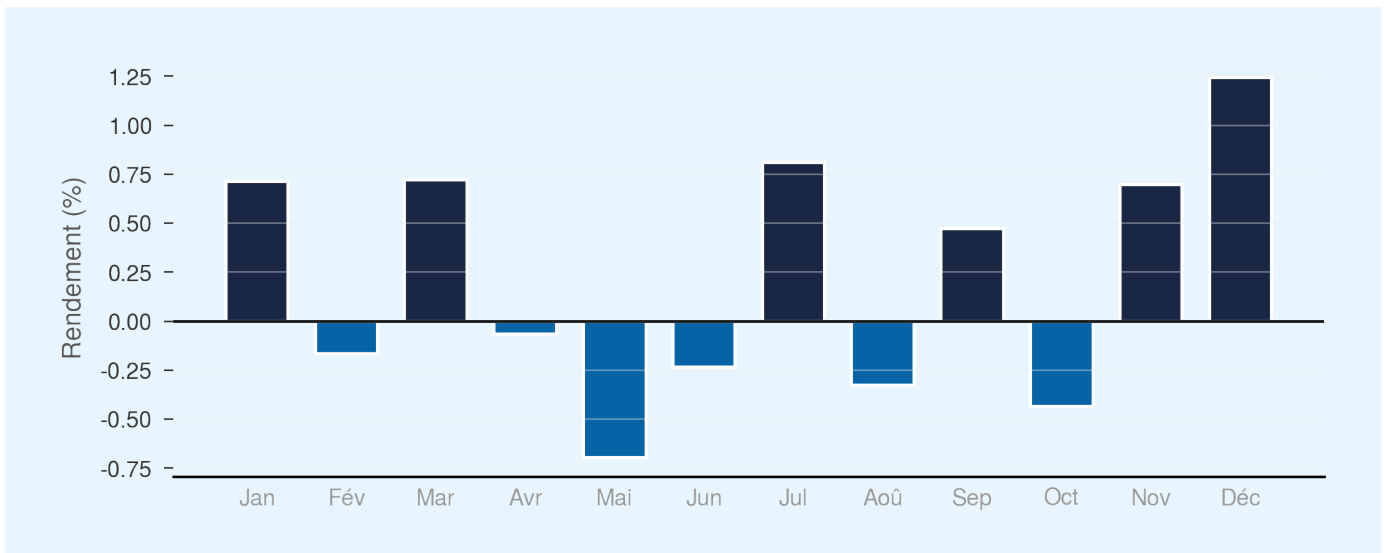


Figure 1. Rendements mensuels moyens des sociétés et fonds immobiliers suisses, 2010–2025.

Les mois les plus performants sont juillet (+1.08%) et décembre (+1.12%). Les plus faibles sont mai (-0.60%), octobre (-0.42%) et août (-0.24%). L'adage « Sell in May » trouve un écho partiel : mai est effectivement le pire mois. Toutefois, le creux estival supposé est interrompu par un juillet solide, de sorte que le profil n'est pas un repli continu mais plutôt une alternance de mois positifs et négatifs.

Un modèle de régression confirme que les douze mois ne sont pas tous égaux—le test global est significatif au seuil de 5%. Cependant, lorsque chaque

mois est testé individuellement avec la correction adéquate pour comparaisons multiples, aucun ne résiste. En pratique, cela signifie que l'effet saisonnier est réel dans l'ensemble mais trop diffus pour être attribué à un mois précis avec certitude.

Une décomposition tendance-saison de la série de rendements de marché donne un score de force saisonnière de 0.12 sur une échelle de 0 à 1, où des valeurs inférieures à 0.4 indiquent une saisonnalité faible. Le profil existe, mais il est modeste.

Rendement mensuel (%)					
Mois	Moy.	Méd.	É.-t.	N	p
Jan	0.638	0.320	3.21	493	–
Fév	0.276	0.289	2.68	912	0.500
Mar	0.076	0.383	4.35	725	0.973
Avr	–0.022	0.114	3.38	689	0.269
Mai	–0.598	–0.072	3.23	839	0.022
Juin	–0.152	0.170	5.35	871	0.181
Juil	1.077	0.662	3.48	850	0.073
Août	–0.239	0.000	3.33	835	0.024
Sep	0.517	0.000	16.66 [†]	866	0.905
Oct	–0.416	0.000	4.22	856	0.017
Nov	0.490	0.255	7.74	856	0.475
Déc	1.123	0.960	6.10	516	0.391

Tableau 1.

Statistiques mensuelles des rendements, 2010–2025.

Notes : Moy., méd., é.-t. et N sont des statistiques fonds-mois groupées. « p » est la p-value brute d'une régression OLS des moyennes transversales mensuelles sur des indicatrices de mois (janvier comme référence, erreurs standard de Newey-West). Aucun mois ne résiste à la correction de Holm-Bonferroni pour comparaisons multiples. N varie en raison du panel non équilibré. [†]L'écart-type élevé de septembre (16.66 %) reflète des observations extrêmes liées à des opérations sur capital non ajustées (augmentations de capital, splits, émissions de droits). Après Winsorisation, septembre se comporte normalement.

/ L'effet dividende

La découverte la plus frappante liée au calendrier ne concerne pas les mois en tant que tels, mais les dividendes. Les fonds immobiliers suisses distribuent généralement un dividende annuel, dont les dates ex-dividende se concentrent en avril (37 % des événements) et décembre (16 %).

Autour de ces dates, un schéma clair apparaît (figure 2) : les prix tendent à dériver à la hausse dans les deux semaines précédant la date ex-dividende—reflétant probablement l'anticipation et les achats de dernier moment—puis chutent fortement la date ex-dividende et après, lorsque le dividende est détaché du cours. L'effet net sur une fenêtre de 11 jours de bourse autour de la date ex-dividende est d'environ –2.9 %, statistiquement très significatif.²

Il est important de noter que cette baisse de prix

est largement mécanique : les rendements étant calculés à partir des seuls cours de clôture (sans réinvestissement des dividendes), le prix baisse naturellement du montant approximatif du dividende à la date ex-dividende. La baisse de ~2.9 % est globalement cohérente avec le rendement du dividende moyen historique des véhicules immobiliers suisses, ce qui signifie qu'elle est en grande partie neutre en termes de richesse pour les investisseurs qui reçoivent la distribution. Ce détachement mécanique ne doit pas être assimilé à une anomalie exploitable.

Cet effet dividende contribue vraisemblablement à la saisonnalité mensuelle observée : la faiblesse d'avril et mai pourrait en partie refléter les ajustements post-dividende, tandis que la force de décembre et janvier pourrait refléter un positionnement

2. Le rendement anormal cumulé sur $[-5, +5]$ jours de bourse est de –2.89 % ($t = -7.00$, $p < 0.001$, 152 événements). Sur la fenêtre élargie $[-20, +20]$, l'effet est de –2.88 % ($t = -4.37$, $p < 0.001$).

pré-dividende. En revanche, les dates de publication des VNI ne montrent aucun impact significatif sur les prix.

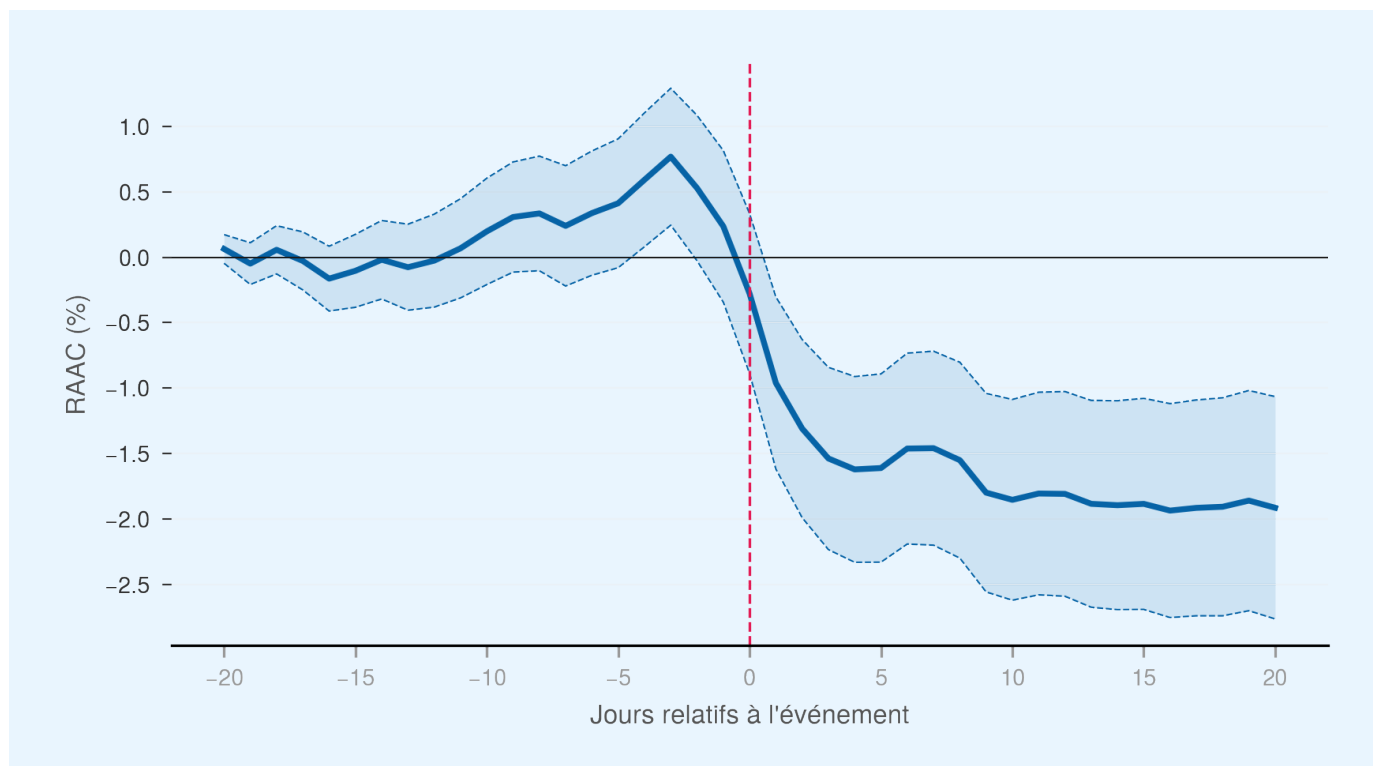


Figure 2. Comportement anormal moyen des prix autour des dates ex-dividende. Les prix tendent à monter dans les 10 jours précédant la date ex-dividende, puis chutent nettement. La zone ombrée représente l'intervalle de confiance à 95 %.

— RAAC ... IC 95 %
 ... Date ex-dividende

/ Le type de véhicule joue-t-il un rôle ?

Nous segmentons les véhicules selon la composition réelle de leur portefeuille immobilier (majoritairement résidentiel, commercial ou mixte) plutôt que selon leur classification officielle, à partir des données de valeur de marché des derniers rapports financiers.

La carte thermique (figure 3) montre que le profil saisonnier est globalement cohérent entre les segments. Véhicules résidentiels, commerciaux et mixtes partagent un rythme mensuel comparable.

Lors des tests formels, aucune des 36 comparaisons pairwise mois-segment n'est significative après correction pour comparaisons multiples.

Par forme juridique, le constat est similaire (figure 4). Les véhicules de placement et les sociétés immobilières affichent des profils saisonniers comparables, avec de légères différences d'amplitude. L'effet saisonnier semble être un phénomène de marché plutôt qu'un effet spécifique à un segment.

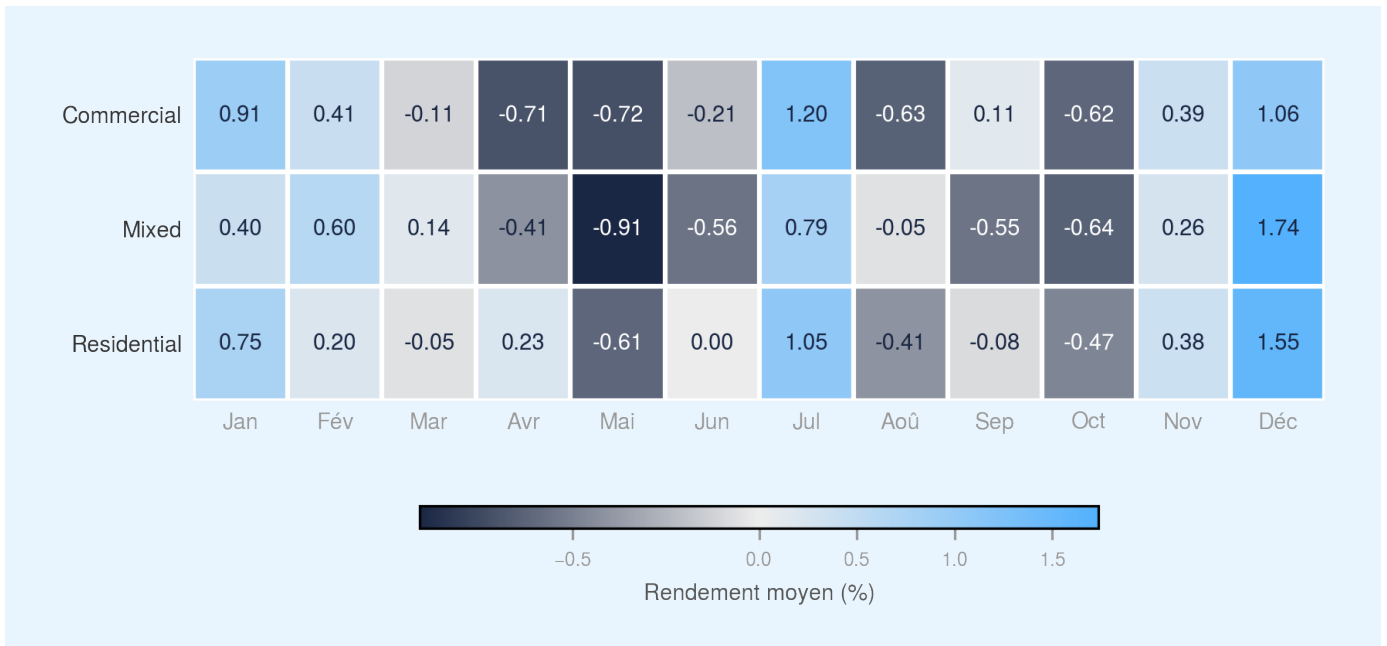


Figure 3. Rendements mensuels moyens par composition du portefeuille immobilier. Le rythme saisonnier est similaire pour les trois segments.

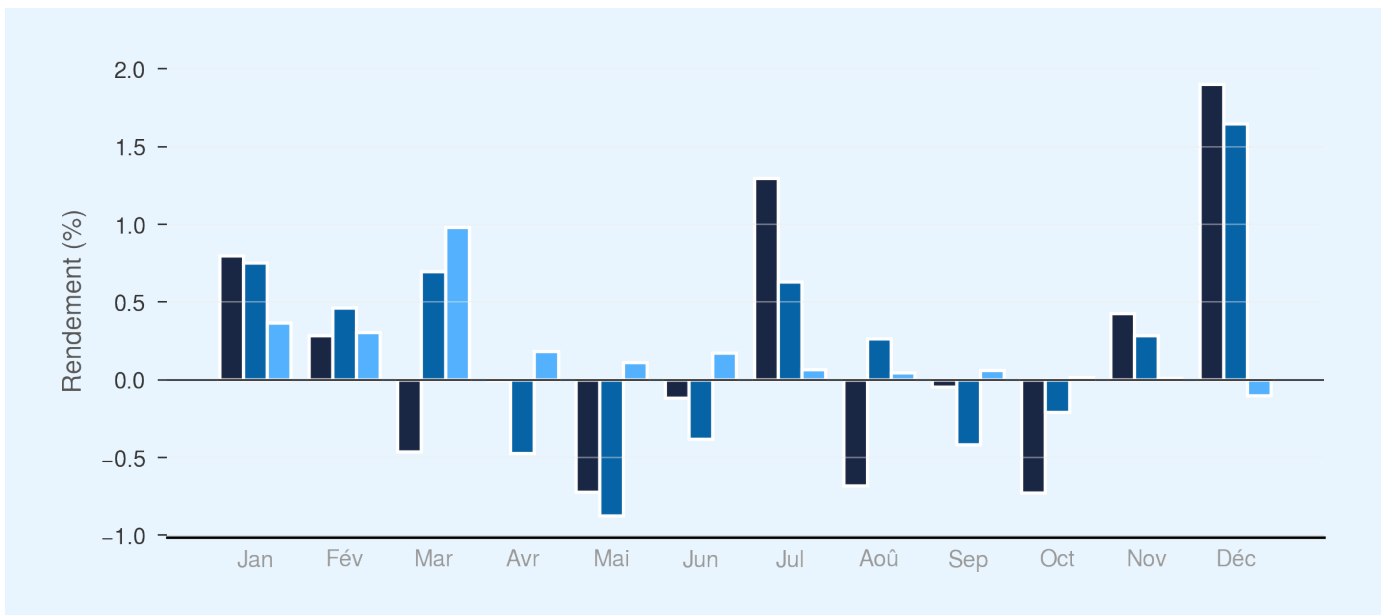


Figure 4. Rendements mensuels par forme juridique réglementaire. Le profil saisonnier est partagé entre les catégories.

— Fonds coté — Société immobilière — Fonds non coté

/ Quelle robustesse pour ces tendances ?

Selon les régimes de marché. Nous découpons l'échantillon en quatre périodes—reprise post-crise financière (2010–2014), compression des rendements (2015–2019), COVID et suite (2020–2021),

et normalisation des taux BNS (2022+). Le profil saisonnier persiste globalement à travers ces régimes (figure 5). Le test non paramétrique de Kruskal-Wallis n'atteint la significativité dans aucune

sous-période (attendu vu les échantillons réduits), mais le test OLS global reste significatif dans chaque sous-période—suggérant que le profil saisonnier est persistant mais nécessite la puissance supérieure du modèle paramétrique pour être détecté.

Après suppression des valeurs extrêmes. Le plafonnement des rendements aux 1er et 99e percentiles renforce l'ajustement statistique, confirmant que quelques observations extrêmes—en particulier

en septembre—ajoutent du bruit qui masque partiellement le signal saisonnier. Le profil de base reste inchangé.

Prime par rapport à la VNI (agio). Les variations mensuelles de l'agio moyen ne présentent pas de saisonnalité significative. Cela suggère que prix et VNI tendent à évoluer de concert sur un plan saisonnier, ou que l'effet est trop faible pour être détecté avec les données disponibles.

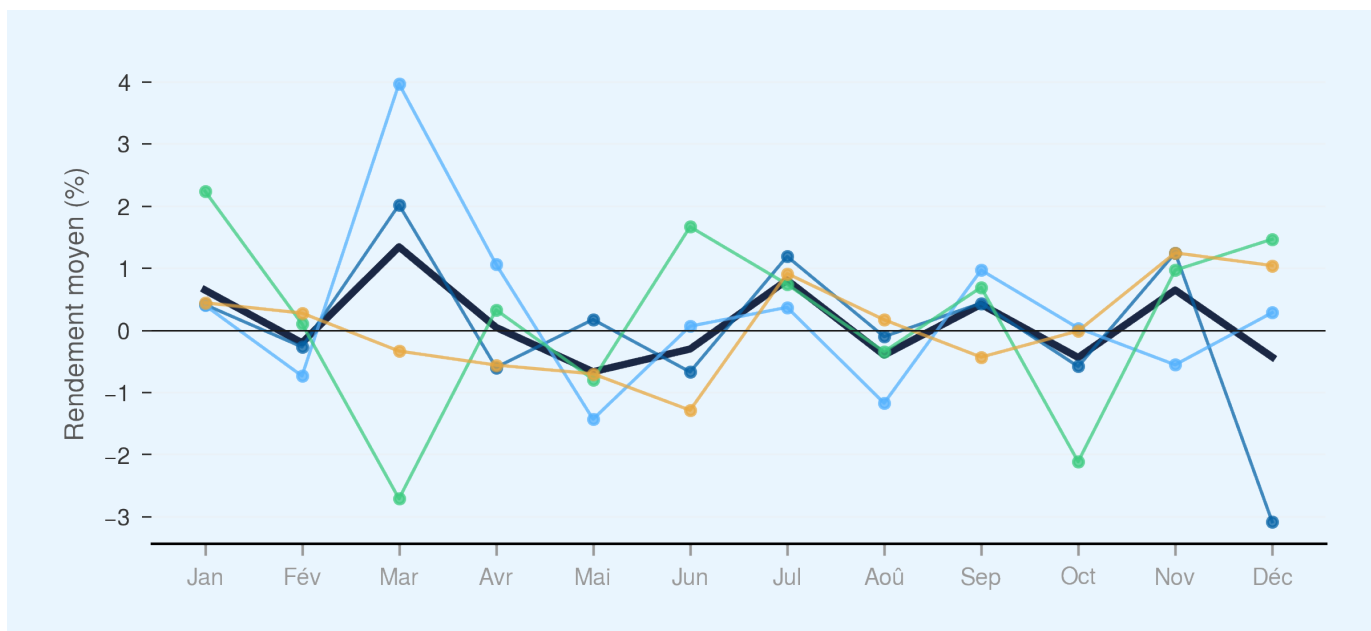


Figure 5. Profils de rendement mensuels selon les régimes de marché. La forme générale persiste malgré des environnements très différents.

— Complet (2010+) 2010–2014
 2015–2019 2020–2021
 2022+

/ Mises en garde pour les investisseurs

Ce n'est pas un signal de trading. Les écarts saisonniers sont modestes—de l'ordre de 1 à 2 points de pourcentage entre les meilleurs et les pires mois—et aucun mois n'est suffisamment fiable pour ancrer une stratégie.

Les coûts de transaction sont réels. De nombreux fonds et sociétés immobiliers suisses sont peu liquides, avec des écarts achat-vente importants. Les différences saisonnières observées s'effaceraient probablement après prise en compte des frictions de transaction réalistes.

Biais de survivance. Notre échantillon n'inclut que

les véhicules actifs au moment de l'extraction. Les véhicules radiés ou liquidés entre 2010 et 2025 sont exclus, ce qui peut surestimer les rendements moyens.

Les tendances passées ne sont pas garantes de l'avenir. Le profil saisonnier montre une certaine stabilité à travers les régimes de marché, mais 15 ans de données offrent une puissance statistique limitée. Le profil pourrait s'affaiblir ou se modifier avec l'évolution de la structure du marché.

Rendements de prix uniquement. Les rendements sont calculés à partir des cours de clôture

et n'incluent pas le réinvestissement des dividendes (rendement total). Dans les mois à forte activité ex-dividende (avril, mai), cela introduit un biais négatif qui peut partiellement expliquer la faiblesse saisonnière observée.

Autocorrélation sur marchés illiquides. Une partie du profil mensuel peut refléter des prix périmés plutôt qu'une véritable saisonnalité des rendements. Les véhicules peu négociés peuvent afficher des réactions de prix retardées qui créent des profils mois-à-mois artificiels.

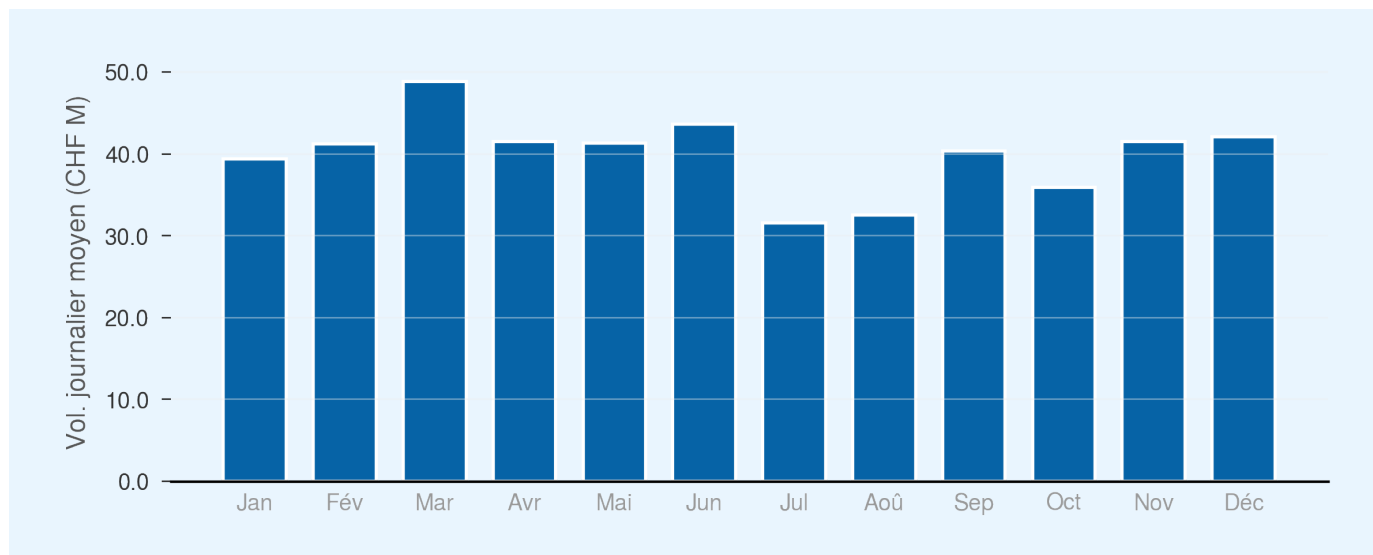


Figure 6. Volume de transactions quotidien moyen (millions de CHF) par mois calendaire, 2010–2025. La liquidité limitée et inégale renforce la difficulté d'exploiter les tendances saisonnières.

• Notes méthodologiques

Pour les lecteurs intéressés par les détails techniques, nous résumons ci-dessous l'approche statistique.

Les **rendements** sont calculés en log-rendements à partir des cours de clôture de fin de mois. Il s'agit de rendements de prix uniquement ; les dividendes ne sont pas réinvestis. Le **test global de saisonnalité** utilise une régression OLS des rendements moyens transversaux mensuels sur onze variables indicatrices de mois (janvier comme référence), avec des erreurs standard de Newey-West pour tenir compte de l'autocorrélation. Les p-values individuelles sont ajustées par la correction de Holm-Bonferroni. Le **test non paramétrique** utilise la statistique H de Kruskal-Wallis sur les moyennes transversales (environ 16 observations par mois), et non sur le panel brut, afin d'éviter de gonfler le test par la dépendance entre fonds.

L'**étude d'événement** estime un modèle de marché sur une fenêtre de 100 jours pré-événement, puis mesure les rendements anormaux cumulés sur une fenêtre de ± 20 jours. Le rendement de marché est le rendement quotidien équipondéré de l'ensemble des fonds et sociétés de l'échantillon (ce qui introduit un biais mineur car le fonds en question est inclus). La significativité est éva-

luée en calculant les CAR totaux par fenêtre et par événement, puis en effectuant un test en coupe transversale. Les dividendes des fonds immobiliers suisses étant fortement concentrés dans le temps (37 % des dates ex en avril), l'hypothèse d'indépendance en coupe transversale est imparfaite et les statistiques t rapportées pourraient être quelque peu surestimées.

La **décomposition STL** utilise période = 12, saison = 13, tendance = 19, avec estimation robuste. La métrique F_S suit Wang et al. (2006), avec les seuils interprétatifs (au-dessus de 0.64 forte, en dessous de 0.4 faible) tirés de Hyndman & Athanasopoulos (2021).

La **segmentation des véhicules** classe les véhicules selon la composition majoritaire de leur patrimoine immobilier (>50 % résidentiel, commercial ou mixte en valeur de marché) d'après les derniers rapports financiers. La catégorie « mixte » est un fourre-tout hétérogène. La segmentation par forme juridique utilise la classification réglementaire. Les comparaisons entre segments utilisent des rendements winsorisés aux 1^{er} et 99^e percentiles afin d'éviter que des opérations sur titres (p. ex. regroupements d'actions) ne faussent les moyennes des petits segments.

• Références

- Ariel, R.A. (1987). A Monthly Effect in Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 18(1), 161–174.
- Bouman, S. & Jacobsen, B. (2002). The Halloween Indicator, “Sell in May and Go Away” : Another Puzzle. *American Economic Review*, 92(5), 1618–1635.
- Cleveland, R.B., Cleveland, W.S., McRae, J.E. & Terpenning, I. (1990). STL : A Seasonal-Trend Decomposition Procedure Based on Loess. *Journal of Official Statistics*, 6(1), 3–33.
- Colwell, P.F. & Park, H.Y. (1990). Seasonality and Size Effects : The Case of Real-Estate-Related Investment. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 3, 251–259.
- Hyndman, R.J. & Athanasopoulos, G. (2021). *Forecasting : Principles and Practice*, 3rd ed. OTexts, Melbourne.
- Holm, S. (1979). A Simple Sequentially Rejective Multiple Test Procedure. *Scandinavian Journal of Statistics*, 6(2), 65–70.

Kruskal, W.H. & Wallis, W.A. (1952). Use of Ranks in One-Criterion Variance Analysis. *Journal of the American Statistical Association*, 47(260), 583–621.

MacKinlay, A.C. (1997). Event Studies in Economics and Finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13–39.

Newey, W.K. & West, K.D. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55(3), 703–708.

Rozeff, M.S. & Kinney, W.R. (1976). Capital Market Seasonality : The Case of Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 379–402.

Wang, X., Smith, K. & Hyndman, R.J. (2006). Characteristic-Based Clustering for Time Series Data. *Data Mining and Knowledge Discovery*, 13(3), 335–364.

- **Avertissement**

Les résultats présentés dans ce rapport sont générés par des fonctionnalités expérimentales d'intelligence artificielle de Quanthome. Ils sont fournis à titre informatif uniquement et ne constituent pas un conseil en investissement. Les utilisateurs sont invités à exercer leur propre jugement et à consulter des professionnels qualifiés avant toute décision.