

Zeitschrift: Revue économique et sociale : bulletin de la Société d'Etudes Economiques et Sociales
Band: 49 (1991)
Heft: 3

Artikel: Effets de janvier et de taille sur le marché des actions suisses
Autor: Cornioley, Claude / Pasquier-Dorthe, Jacques
DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-140055>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. [Siehe Rechtliche Hinweise.](#)

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. [Voir Informations légales.](#)

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. [See Legal notice.](#)

Download PDF: 19.11.2024

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>

EFFETS DE JANVIER ET DE TAILLE SUR LE MARCHÉ DES ACTIONS SUISSES

Claude CORNIOLEY¹

Dr ès Sciences économiques et sociales

Jacques PASQUIER-DORTHE

professeur, Université de Fribourg et Lausanne

RESUME

Le marché des actions suisses révèle l'existence de rendements plus élevés pendant les mois de janvier (effet de janvier), et cela spécialement pour les petites sociétés (effet de taille). Cette découverte, qui n'est pas propre à la Suisse, est importante pour la pratique financière, parce qu'elle pourrait être source de gains pour ceux qui l'utilisent. Elle a aussi des implications théoriques, parce qu'elle restreint et nuance la validité de l'hypothèse d'efficience des marchés qui fonde la plus grande partie des modèles élaborés par les chercheurs en finance depuis déjà un bon nombre d'années. En situation d'efficience des marchés, les différences de rendements des actions ne s'expliquent que par leurs différences de risques. Or, les effets de taille et de janvier constituent précisément des différences de rendement dont l'origine est autre que le risque.

Les conclusions de cette étude confirment nettement l'existence de ces effets de janvier ou de taille sur le marché des actions suisses, ainsi que le lien entre ces deux effets. Toutefois, il est peu probable qu'ils soient suffisamment importants pour compenser les coûts de transaction. Dès lors, le gérant de fortune ne pourra guère utiliser ces effets que dans le timing de ses stratégies à court et à plus long terme, en mettant l'accent sur les achats plutôt que sur les ventes des titres de petites sociétés, dans la deuxième moitié de décembre.

Introduction

Le caractère anormalement élevé des rendements des actions en janvier est un phénomène bien connu et abondamment documenté sur les marchés financiers américains². Cette particularité a également été mise en évidence sur d'autres places financières, no-

¹ Ce document reprend les principaux résultats de la thèse de doctorat de Claude Cornioley.

² Voir par exemple déjà Wachtel (1942) ou Branch (1977).

tamment australienne, canadienne, française, finlandaise et japonaise¹. L'hypothèse la plus communément admise pour expliquer cet "effet de janvier" repose sur des arguments fiscaux. Selon cette explication, les investisseurs auraient tendance à réaliser en fin d'année les pertes sur les titres dévalués, créant une poussée excessive des prix vers le bas en décembre. Les cours retrouveraient un niveau "normal" en janvier, donnant ainsi lieu à des rendements plus élevés que la moyenne.

Cet effet de janvier est à mettre en relation avec une autre "anomalie" identifiée également sur différents marchés: "l'effet de taille". D'une façon assez systématique, les titres des firmes à faible capitalisation boursière présentent des rendements plus élevés que les titres des grandes entreprises. Keim (1983) a montré que cette particularité se concentrait essentiellement en janvier, indiquant ainsi que les deux "effets" sont étroitement liés.

L'analyse de marchés soumis à des contraintes institutionnelles différentes contribue sans aucun doute à une meilleure caractérisation de ces phénomènes. Dans cette optique, l'objectif de ce travail consiste à identifier un effet de janvier sur le marché des actions suisses et à étudier son lien avec un éventuel effet de taille. Sur la base des spécificités suisses en matière fiscale, la validité de l'hypothèse fiscale est également examinée.

Ce travail s'organise en six sections. La première est consacrée à la présentation des données de l'échantillon analysé. L'identification de l'effet de janvier est rapportée dans la deuxième section. L'analyse de l'effet de taille et de son lien avec l'effet de janvier font l'objet de la troisième section. La quatrième section documente les périodicités des rendements non anticipés par rapport au CAPM. La cinquième section se concentre sur l'hypothèse fiscale. Le travail se termine enfin par quelques considérations pratiques.

Base de données

L'échantillon analysé regroupe les cours payés de fin de mois de 153 titres sur une période de 15 ans, de janvier 1973 à janvier 1988. La base de données rassemblée par Vock et Zimmermann (1984), aimablement mise à disposition par ce dernier, a servi de point de départ à la constitution de l'échantillon. Pour le compléter, divers organismes ont été consultés, notamment le département d'"Investment Research" de l'Union de Banques Suisses (UBS) et Telekurs AG, l'entreprise informatique des banques suisses.

Un problème important à résoudre lors de l'utilisation de données boursières suisses, même mensuelles, est celui du manque de liquidité de certains titres à faible capitalisation boursière. Cette situation a conduit à l'élimination de plusieurs séries de cours, manifestement peu représentatives du marché. Pour les autres, la question a été

¹ Voir par exemple Officier (1975) et Brown, Keim, Kleidon et Marsh (1983) pour le marché australien; Berges, McConnell et Schlarbaum (1984) et Tinic, Barone-Ardesi et West (1987) pour le marché canadien; Hamon (1987) pour le marché français; Wahlroos et Berglund (1986) pour le marché finlandais; Kato et Schallheim (1985) pour le marché japonais. Pour une analyse internationale globale, voir Gultekin et Gultekin (1983).

traitée de la façon suivante. Lorsqu'un cours payé de fin de mois n'était pas disponible, cette observation a été éliminée de la série et considérée comme valeur manquante dans le calcul des rendements des portefeuilles. Plutôt que la répétition du cours du mois précédent, cette procédure paraît plus réaliste. En effet, s'il n'y a pas de cours fait, le rendement est indéterminé. La reproduction du cours du mois précédent entraînerait un rendement nul pour cette période, ce qui est totalement arbitraire.

Tous les cours, dividendes et autres répartitions ont été ajustés pour toutes les modifications de capital selon une méthode "pratique" utilisée par l'UBS. Les rendements ont été calculés de la façon suivante¹:

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1} + D_t}{P_{t-1}},$$

où

R_t est le rendement pour le mois t ,

P_t est le cours du titre à la fin du mois t ,

P_{t-1} est le cours du titre à la fin du mois $t-1$,

D_t est le dividende et autres répartitions éventuellement distribués durant le mois t .

Ce mode de calcul correspond au rendement obtenu par l'achat du titre i à la fin du mois $t-1$ et à sa vente à la fin du mois t , en encaissant les différents dividendes et répartitions s'il y a lieu. Cela signifie que le rendement total inclut aussi bien le gain en capital que le gain en dividende, sans faire de distinction entre les deux.

Pour les séries qui présentent des discontinuités, le rendement au temps t n'est calculé que si les cours de $t-1$ et t sont disponibles. L'absence d'un seul cours entraîne donc la "perte" de deux rendements.

Sur la base de l'échantillon, les rendements de deux indices ont été calculés. Le premier est un indice non pondéré obtenu par la simple moyenne arithmétique de tous les rendements de l'échantillon disponibles chaque mois, c'est-à-dire:

$$R_{mt}^{np} = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} R_{it}$$

R_{mt}^{np} est le rendement de l'indice non pondéré pour le mois t ,

R_{it} est le rendement du titre i pour le mois t ,

¹ Une partie des analyses ont été répétées avec des rendements logarithmiques. L'utilisation de ce mode de calcul ne modifie pas sensiblement les résultats obtenus.

N_t est le nombre de rendements observés pour le mois t .

Ce mode de calcul correspond au rendement procuré par l'investissement d'un montant égal dans chaque action. Pour conserver l'égalité de la somme investie dans chaque titre, cette stratégie implique un rééquilibrage mensuel du portefeuille ainsi formé.

Un indice pondéré par les capitalisations boursières a également été construit. Les rendements de cet indice ont été obtenus à partir de la formule suivante:

$$R_{m,t}^p = \frac{\sum_{i=1}^{N_t} (P_{it} + D_{it} - P_{i,t-1}) Q_i}{\sum_{i=1}^{N_t} P_{i,t-1} Q_i}$$

où

$R_{m,t}^p$ est le rendement de l'indice pondéré pour le mois t ,

P_{it} est le cours (ajusté) du titre i à la fin du mois t ,

$P_{i,t-1}$ est le cours (ajusté) du titre i à la fin du mois $t-1$,

D_{it} est le dividende et autres répartitions (ajustés) versés pour le titre i durant le mois t ,

Q_i est le nombre de titres i en circulation à la fin de la période analysée,

N_t est le nombre de cours disponibles à la fois pour les mois t et $t-1$.

Les cours ayant été ajustés préalablement pour toutes les modifications de capital, Q_i correspond au nombre de titres i en circulation à fin 1987. Pour qu'un titre entre dans la composition du rendement, il faut que deux cours successifs $t-1$ et t soient disponibles. Cette situation correspond à une stratégie d'achat-conservation. Un montant proportionnel à la capitalisation boursière est investi dans chaque titre et cette structure du portefeuille est conservée jusqu'à la fin de la période, sans effectuer de rééquilibrage.

Analyse de l'effet de janvier

L'analyse de l'effet de janvier est basée sur l'étude des rendements des deux indices, non pondérés et pondérés.

Pour chacun, la moyenne des rendements de janvier (15 observations) et celle des rendements des autres mois de l'année (165 observations) sont calculées. Chacune de ces moyennes fait l'objet d'un test t de Student.

Le tableau 1 résume les résultats obtenus pour les deux indices. L'indice non pondéré présente ainsi un rendement mensuel moyen pour les seuls mois de janvier de 0.03901 ou 3.9%. Sur la même période, la moyenne des autres mois de l'année n'atteint qu'une valeur de 0.00392, c'est-à-dire 0.39%. Les rendements de janvier sont donc en moyenne 10 fois supérieurs à ceux du reste de l'année. Pour l'indice pondéré, le rendement moyen de janvier est de 0.02778 (environ 2.8%) contre -0.00057 (environ -0.06%). Il apparaît ainsi clairement que, dans les deux cas, les rendements de janvier sont en moyenne nettement plus élevés que ceux du reste de l'année pour la période analysée.

TABLEAU 1

Rendements moyens des mois de janvier et du reste de l'année.

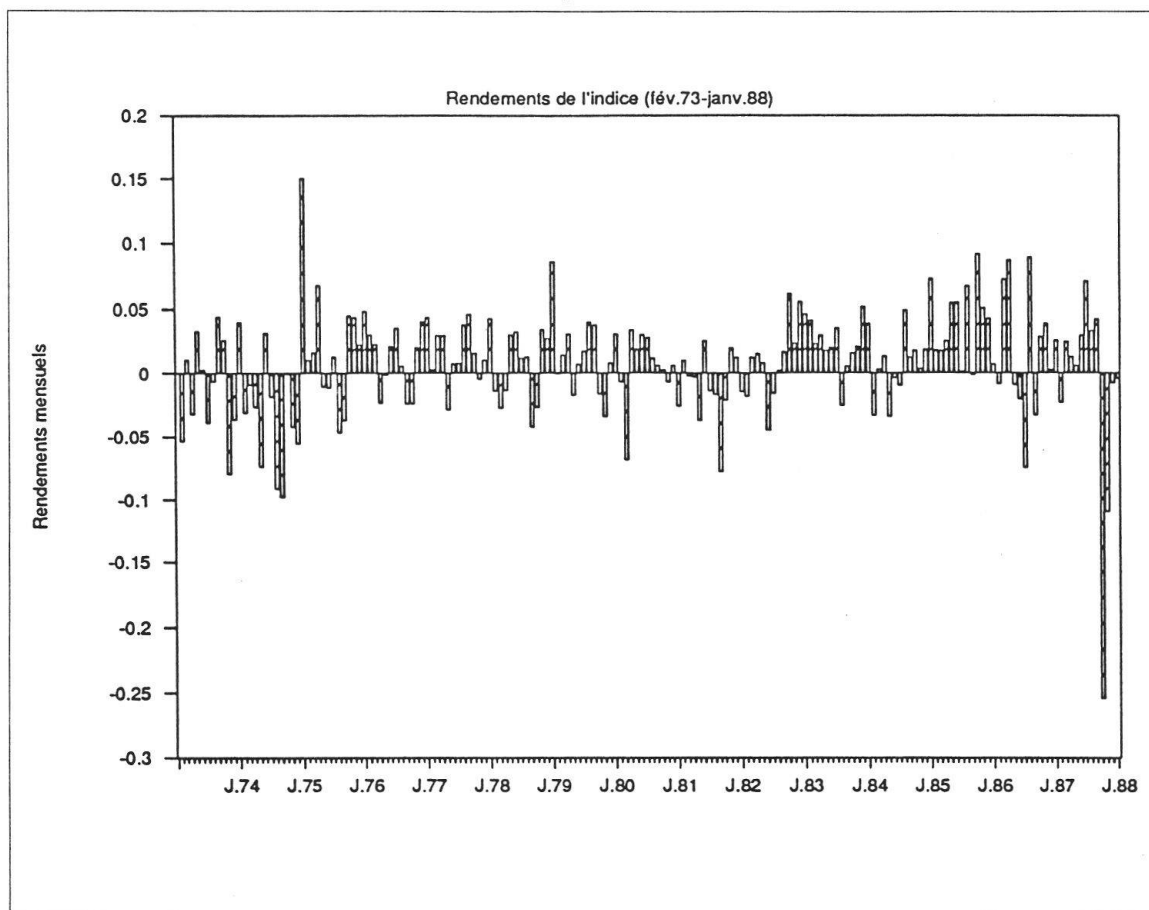
	<i>Janvier seul</i>	<i>Reste de l'année</i>	<i>Tous les mois ensemble</i>
<i>Indice non pondéré</i>			
Rendement moyen	0.03901	0.00392	0.00685
(<i>t</i> de Student)	(3.50)	(1.25)	(2.19)
Probabilité	0.004	0.213	0.030
<i>Indice pondéré</i>			
Rendement moyen	0.02778	-0.00057	0.00180
(<i>t</i> de Student)	(1.76)	(-0.175)	(0.52)
Probabilité	0.100	0.519	0.604
Taille de l'échantillon	15	165	180

Le tableau 1 rapporte également les valeurs des statistiques t . Pour l'indice pondéré, le rendement moyen total, ainsi que celui de janvier sont significativement différents de 0 au seuil de 5%. Par contre, pour les autres mois de l'année, ce rendement moyen n'est pas significatif à 5%. Ainsi, la suppression des seules observations de janvier suffit à rendre le rendement moyen de l'ensemble de la période non significativement différent de 0 au seuil de 5%. En ce qui concerne l'indice pondéré, aucun rendement moyen n'est significativement différent de 0 à 5%. Cela traduit la performance relativement moins bonne de cet indice sur la période. Il faut cependant relever que la probabilité associée à la statistique t est bilatérale. Cela signifie que si l'on suppose que le rendement moyen de janvier est *a priori* positif, cette hypothèse ne peut pas être rejetée à 5% pour l'indice pondéré.

Cette première analyse montre que les rendements réalisés en janvier sont largement supérieurs à ceux obtenus le reste de l'année. Cette constatation étant basée sur des moyennes, il est naturel de se demander si un tel résultat n'est pas simplement dû à une observation de janvier anormalement élevée qui augmenterait artificiellement cette moyenne. Pour examiner cette question, un histogramme de la série de rendements $R_{m,t}^{n,p}$ est présenté en figure 1. L'analyse de cette figure est intéressante car elle permet de repérer facilement les observations extrêmes. Il est ainsi visible que le rendement observé en janvier 1975 se détache distinctement des autres. Pour examiner la robustesse des résultat précédents, la moyenne de janvier a été calculée une nouvelle fois sans cette

observation. Les valeurs obtenues sont de 0.03106 ($t = 3.69$; 13 degrés de liberté) pour l'indice non pondéré et de 0.01558 ($t = 1.44$) pour l'indice pondéré. Manifestement, les deux moyennes ont été affectées par la suppression de cette seule observation. Toutefois, pour l'indice non pondéré, elle reste significativement différente de 0 au seuil de 5%. D'autre part, ces valeurs sont toujours nettement plus élevées que celles du reste de l'année.

Figure 1



Dans le même ordre d'idées, il convient également de s'assurer que la moyenne du reste de l'année n'est pas sous-évaluée en raison des observations d'octobre 1987. Leur élimination donne une moyenne de 0.00550 ($t = 1.99$; 163 degrés de liberté) pour l'indice non pondéré et 0.00089 ($t = 0.28$) pour l'indice pondéré. Il faut souligner l'influence de cette observation unique. En effet, la moyenne de l'indice non pondéré pour l'ensemble de la période est cette fois significativement différente de 0 au seuil de 5%, alors que celle de l'indice pondéré devient positive. Toutefois, la différence de cette moyenne avec celle de janvier reste très importante dans les deux cas, même sans tenir compte de l'observation de janvier 1975 (0.00550 contre 0.03106 pour l'indice non pondéré et 0.00089 contre 0.01558 pour l'indice pondéré). Cette constatation montre ainsi que les

résultats obtenus sont suffisamment robustes. Pour la suite de l'analyse, les données seront conservées dans leur intégralité.

Il n'est pas encore établi que le rendement moyen de janvier est significativement supérieur à celui des autres mois. De même, il n'est pas encore évident que janvier soit le seul mois qui présente cette particularité. Pour examiner ces deux questions, le modèle de régression suivant est construit pour chacun des deux indices:

$$R_{mt} = a_0 + \sum_{j=1}^{11} a_j D_{jt} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T.$$

avec $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma)$ pour tout t .

Dans cette formulation, D_{jt} est une variable muette (*dummy variable*) qui prend la valeur 0 pour les mois de janvier et la valeur 1 pour chacun des j autres mois. Dès lors, l'estimation du paramètre a_0 correspond à la moyenne des rendements de janvier, alors que les a_j s'interprètent comme la différence entre la moyenne du mois j et celle de janvier. Ainsi, par exemple, a_1 représente la différence entre le rendement moyen de février et celui de janvier. L'analyse d'une première estimation de cette relation par les moindres carrés ordinaires a montré que l'hypothèse d'homoscédasticité des erreurs entre les différents mois de l'année pouvait largement être rejetée au seuil de 5%¹. La procédure des moindres carrés pondérés paraissant plus appropriée, les estimations ont donc été répétées sous l'hypothèse que les variances des erreurs diffèrent d'un mois à l'autre, c'est-à-dire $\varepsilon_{jt} \sim N(0, \sigma_j)$, $j = 0, \dots, 11$ et $t = 1, \dots, 180$. Les variances $\hat{\sigma}_{jt}^2$ ont été obtenues par l'estimateur du maximum de vraisemblance pour chaque mois séparément². La méthode des moindres carrés ordinaires a ensuite été appliquée aux variables pondérées par $1/\hat{\sigma}_{jt}$.

¹ Les tests ont été réalisés à l'aide de la statistique M proposée par Bartlett (cf. Judge et al. (1985), p. 447) qui, dans ce cas précis, suit une loi de X^2 à 11 degrés de liberté. Les valeurs trouvées sont respectivement de 35.99 et 35.33 pour l'indice non pondéré et pondéré.

² cf. Kmenta (1971), p.266.

TABLEAU 2

Périodicité des rendements de l'indice non pondéré et de l'indice pondéré.

<i>Coefficient pour</i>	<i>Indice non pondéré</i>	<i>Indice pondéré</i>
Janvier	0.03901* (3.50)	0.02778* (1.76)
Février	-0.04437* (-3.44)	-0.04272* (-2.47)
Mars	-0.03001* (-2.20)	-0.02588 (-1.45)
Avril	-0.02296 (-1.63)	-0.02670 (-1.49)
Mai	-0.04215* (-3.02)	-0.04707* (-2.55)
Juin	-0.02732* (-2.12)	-0.01723 (-0.99)
Juillet	-0.03607* (-2.53)	-0.02662 (-1.43)
Août	-0.02840* (-1.75)	-0.02370 (-1.13)
Septembre	-0.04604* (-2.88)	-0.04130* (-2.09)
Octobre	-0.04187* (-1.84)	-0.02238 (-0.87)
Novembre	-0.04063* (-2.48)	-0.02516 (-1.22)
Décembre	-0.02604* (-1.91)	-0.01302 (-0.70)

* Significativement négatif (positif pour janvier) à 5%.

Les résultats de cette analyse de régression sont présentés au tableau 2. Tous les coefficients a_j pour $j = 1, \dots, 11$ étant négatifs, il apparaît immédiatement que janvier présente la moyenne la plus élevée de tous les mois, tant pour l'indice non pondéré que pour l'indice pondéré. Comme précédemment, l'examen des statistiques t de Student montre cependant que le phénomène est nettement plus marqué pour l'indice non pondéré que pour l'indice pondéré. Etant donné que l'indice non pondéré donne relativement plus de poids aux titres à faible capitalisation boursière, il semble que cette périodicité affecte plus particulièrement les petites firmes.

Il est intéressant de comparer ces résultats avec ceux obtenus par Moura (1989). Son travail porte sur trois indices de la SBS, l'indice général, l'indice industriel, l'indice des banques et des assurances, et un échantillon de 31 titres. La période analysée s'étend de janvier 1977 à juillet 1985. Les rendements mensuels moyens calculés dans cette étude montrent que janvier est le mois le plus performant pour l'indice industriel uniquement. Le mois de décembre présente le rendement moyen le plus élevé pour les deux autres indices, ainsi que pour la moyenne des titres de l'échantillon. Il est vraisemblable que les divergences entre ces résultats et ceux rapportés dans le présent travail s'expliquent par le fait que les périodes analysées sont différentes. Il faut ajouter à cela que les indices SBS sont pondérés par les capitalisations boursières et que l'échantillon de 31 titres se limite aux plus grandes sociétés (l'ampleur inhabituelle des rendements observés en janvier 1975 est particulièrement marquée pour les firmes à forte capitalisation boursière).

Effet de janvier et effet de taille

TABLEAU 3

Caractéristiques des rendements des 6 portefeuilles
formés sur la base des capitalisations boursières des firmes.

Portefeuille	Rendements Moyens	Valeur du t de Student	Variance	Taille moyenne ^{a)}
P1	0.0094*	2.79	0.00206	55
P2	0.0079*	2.46	0.00184	130
P3	0.0070*	2.03	0.00211	239
P4	0.0061*	1.84	0.00197	451
P5	0.0063*	1.95	0.00186	1094
P6	0.0042	1.11	0.00260	5426
P1-P6	0.0052*	1.87	0.00140	

^{a)} Capitalisation boursière moyenne en millions de francs.

* Significativement positif à 5%.

Dans le but de mesurer le lien entre l'effet de janvier et la taille des entreprises, six portefeuilles ont été construits sur la base de la capitalisation boursière. Celle-ci est relevée à la fin de chaque année. Les titres sont classés par ordre croissant de capitalisation boursière et intégrés chacun dans un des six portefeuilles, le premier contenant les titres ayant les capitalisations boursières les plus faibles et le dernier les titres ayant les capitalisations boursières les plus élevées. Cette structure est conservée tout au long de l'année et est remise à jour l'année suivante. La procédure est répétée sur toute la période analysée. Dans la mesure du possible, chaque portefeuille contient le même nombre de titres¹. Les rendements mensuels de chaque portefeuille sont calculés simplement par la moyenne arithmétique des rendements des titres qui le composent.

Le tableau 3 présente les caractéristiques des rendements des six portefeuilles ainsi obtenus. L'identification d'une relation inverse entre la taille et le rendement moyen est immédiate. A mesure que les tailles moyennes des portefeuilles augmentent, les rendements moyens diminuent d'une façon presque monotone. D'autre part, à l'exception du dernier portefeuille P6, tous les rendements moyens sont significativement positifs au seuil de 5%. La dernière colonne représente la capitalisation boursière moyenne de chaque portefeuille sur toute la période. La taille moyenne de P1 représente environ 1% de la taille moyenne de P6. Il est ainsi évident que la relation entre la taille et le rendement n'est pas linéaire dans la capitalisation boursière.

¹ Cette égalité est cependant limitée par le fait que les titres d'une même firme sont incorporés dans le même portefeuille, ce qui peut entraîner des différences dans le nombre de titres des divers portefeuilles allant jusqu'à quatre titres.

TABLEAU 4

Identification de l'effet de janvier pour les différents portefeuilles formés sur la base des capitalisations boursières des firmes.

Portefeuille	\hat{b}_0	\hat{b}_1
P1	0.04557*	-0.03940*
Valeur du t	(3.99)	(-3.30)
P2	0.04960*	-0.04552*
Valeur du t	(4.67)	(-4.10)
P3	0.04557*	-0.04212*
Valeur du t	(3.98)	(-3.52)
P4	0.03448*	-0.03098*
Valeur du t	(2.88)	(-2.49)
P5	0.03100*	-0.02698*
Valeur du t	(2.34)	(-1.98)
P6	0.02874	-0.02675
Valeur du t	(1.67)	(-1.52)
P1-P6	0.01683	-0.01264
Valeur du t	(1.11)	(-0.82)

* Significativement positif (négatif pour \hat{b}_1) à 5%.

Il est intéressant de comparer directement les rendements de P1 et de P6. La dernière ligne du tableau 3 présente ainsi la moyenne de la différence des rendements entre P1 et P6. Il apparaît que le rendement moyen de P1 est plus de deux fois supérieur à celui de P6 et est significativement plus élevé au seuil de 5%. Sur la base de ce résultat, il est ainsi montré que la taille joue un rôle significatif dans la détermination des rendements sur le marché des actions suisses.

Il s'agit d'analyser maintenant dans quelle mesure l'effet de janvier est lié à ce phénomène de taille. Pour examiner cette question, le modèle suivant est construit pour chaque portefeuille k :

$$R_{kt} = b_{0k} + b_{1k}D_t + \varepsilon_{kt}, \quad k = 1, \dots, 6, \quad t = 1, \dots, 180.$$

où D_t représente une variable muette qui prend la valeur 0 si t correspond à un mois de janvier et la valeur 1 dans les autres cas. Les paramètres b_{1k} mesurent ainsi la différence entre le rendement moyen de janvier et le rendement moyen de l'ensemble des autres mois de l'année.

En raison du problème de l'hétéroscédasticité des erreurs, cette relation est estimée pour chaque portefeuille indépendamment à l'aide des moindres carrés pondérés selon la procédure utilisée précédemment.

La lecture du tableau 4 montre effectivement une relation entre l'effet de janvier et la taille. Plus la capitalisation boursière est élevée, plus le rendement moyen de janvier a tendance à diminuer, jusqu'à n'être plus significativement positif pour P6. La même observation peut être faite pour la différence entre la moyenne de janvier et celle des autres mois. Cette constatation confirme que l'effet de janvier se manifeste d'une façon plus nette pour les petites firmes que pour les grandes. Il faut toutefois relever que la relation entre la taille et le rendement moyen ne semble pas se concentrer uniquement en janvier (Cornioley et Pasquier-Dorthe, 1990).

Effet de janvier et CAPM

Jusqu'ici, toutes les analyses de ce papier ont été conduites en termes de rendements globaux, sans considération du risque, notamment du beta tel que le propose le "Capital Asset Pricing Model" (CAPM). Il convient maintenant de vérifier si les résultats antérieurs se retrouvent en termes de rendements anticipés par le marché obtenus selon le CAPM à partir de la prime de risque du marché et des betas des portefeuilles. Concrètement, la procédure suivante a été utilisée. D'après le CAPM, le rendement anticipé par le marché $E(R_{it})$ est défini ainsi (Black, 1972):

$$E(R_{it}) = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_{it} \quad i = 1, \dots, 6, \quad t = 1, \dots, 180$$

avec

β_{it} = risque systématique ou sensibilité du portefeuille i aux mouvements du marché,

γ_{0t} = taux de rendement anticipé d'un portefeuille non corrélé avec le portefeuille de marché pour le mois t , c'est-à-dire ayant un risque systématique β_z égal à zéro, et

γ_{1t} = prime de risque procurée par le marché pour le mois t .

Les coefficients $\hat{\gamma}_{0t}$ et $\hat{\gamma}_{1t}$ ont été obtenus pour chaque mois à l'aide d'une méthode multivariée sur la base de 20 portefeuilles (Cornioley, 1990). Les coefficients β_{it} ont été estimés sur des sous-périodes de cinq ans. La période totale a été ainsi divisée en trois sous-périodes consécutives. Chaque β_{it} est ainsi supposé être constant sur toute

la sous-période considérée. Cet ensemble de données permet de mesurer des rendements non anticipés qui correspondent à la différence entre les rendements globaux calculés jusqu'ici et les rendements anticipés par le marché obtenus empiriquement selon le CAPM:

$$\hat{\epsilon}_{it} = R_{it} - \hat{\gamma}_{0t} - \hat{\gamma}_{1t}\beta_{it}, \quad i = 1, \dots, 6, \quad t = 1, \dots, 180.$$

Comme précédemment, l'analyse porte sur la comparaison des rendements moyens de janvier et du reste de l'année. Les paramètres de l'équation suivante ont été estimés à l'aide des moindres carrés pondérés pour chaque portefeuille pris individuellement:

$$\hat{\epsilon}_{it} = c_{0i} + c_{1i}D_t + \epsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, 6, \quad t = 1, \dots, 180.$$

TABLEAU 5

Identification de l'effet de janvier pour les différents portefeuilles sur la base des rendements non anticipés.

Portefeuille	\hat{c}_0	\hat{c}_1
P1	0.02816*	-0.02600*
Valeur du t	(3.14)	(-2.78)
P2	0.03208*	-0.03196*
Valeur du t	(4.05)	(-3.89)
P3	0.02401*	-0.02412*
Valeur du t	(3.49)	(-3.40)
P4	0.01144*	-0.01123*
Valeur du t	(4.18)	(-3.62)
P5	0.00588	-0.00476
Valeur du t	(0.88)	(-0.70)
P6	-0.00775*	0.00839*
Valeur du t	(-1.92)	(2.01)

*Significativement positif (ou négatif) à 5%.

Les résultats sont présentés au tableau 5 en termes de rendements non anticipés. Manifestement, on constate à nouveau un effet de janvier. En effet, la différence en faveur de janvier par rapport au reste de l'année apparaît pour des valeurs significatives à 5% de P1 à P4 (voir les différences négatives du tableau). Il est intéressant de noter l'effet inverse pour P6.

TABLEAU 6

Moyennes des différences de rendements excédentaires P1-P6
pour les mois de janvier et pour le reste de l'année.

	<i>Janvier seul</i>	<i>Reste de l'année</i>	<i>Tous les mois ensemble</i>
Rendement moyen	0.03592*	0.00153	0.00439
(<i>t</i> de Student)	(2.93)	(0.49)	(1.39)
Taille de l'échantillon	15	165	180

*Significativement positif à 5%.

L'étude des différences de rendements non anticipés entre P1 et P6 permet de voir comment le CAPM intègre les divergences dues à la capitalisation boursière. Les résultats du tableau 6 montrent que, pour tous les mois ensemble, la différence n'est pas significativement positive en moyenne au seuil de 5%, ce qui semble indiquer que le CAPM est en mesure de corriger, au moins partiellement, l'effet de taille. Cependant, l'examen des rendements moyens de janvier montre que ceux de P1 sont significativement supérieurs à ceux de P6 au seuil de 5%. Ce résultat est similaire à celui trouvé par Keim (1983) sur le marché américain.

Effet de janvier et hypothèse fiscale

L'hypothèse la plus courante pour expliquer l'importance des rendements de janvier repose sur un argument fiscal. Selon ce dernier, il serait avantageux de réaliser les pertes sur certains titres afin de bénéficier d'une réduction de l'impôt. Les résultats de différentes études réalisées sur le marché américain se sont effectivement montrés favorables à une telle explication, encore que des doutes subsistent quant à la possibilité que cette hypothèse soit en mesure d'expliquer totalement l'effet de janvier (Reinganum, 1983).

D'autre part, les analyses effectuées sur d'autres marchés (en particulier australien, canadien, hollandais et japonais) ont souligné l'insuffisance de cette explication.¹

Lorsque le système d'imposition ne permet pas de déductions de ce type à la fin de décembre, l'argument avancé pour soutenir l'hypothèse fiscale consiste à dire que le marché est fortement intégré et qu'il subit la pression des investisseurs étrangers, en particulier américains. Le marché suisse présente une spécificité intéressante qui permet d'examiner cette question. D'une part, le système fiscal n'incite pratiquement pas les investisseurs suisses à se débarrasser de certains titres en décembre et, d'autre part, toute la partie du marché constitué des actions nominatives n'est pas accessible aux investisseurs étrangers.

La fiscalité en Suisse est assez complexe en raison du fédéralisme qui prévaut en la matière. Relevons tout d'abord qu'au niveau fédéral, les gains en capitaux ne sont pas imposables. Au niveau cantonal, la situation diffère d'un canton à l'autre. Sur la période couverte par l'échantillon, seuls 6 cantons, parmi lesquels Bâle et Zurich, imposaient encore ce type de revenu. Il existe donc une partie des investisseurs qui pourraient trouver un certain intérêt à réaliser leurs pertes en fin d'année. S'il est difficile d'estimer la proportion de titres détenue par ces investisseurs, il est cependant probable qu'elle est relativement petite. Au total, l'incitation fiscale à vendre des titres en fin d'année est très faible et certainement insuffisante pour expliquer les rendements élevés de janvier constatés précédemment.

Le marché des actions suisses présente la particularité d'offrir différents types de titres. Plus spécifiquement, deux catégories d'actions sont à distinguer: les actions au porteur (ainsi que les différents types de bons de participation) et les actions nominatives. Pour pouvoir jouir des droits patrimoniaux attachés à ce dernier type de titres, il faut demander son inscription dans le registre des actionnaires tenu par la firme. Celle-ci ayant le droit de refuser l'enregistrement d'un nouvel actionnaire, cette pratique se traduit le plus souvent dans les faits par l'impossibilité d'acheter des actions nominatives pour les investisseurs étrangers. Si l'hypothèse fiscale est vérifiée, il devrait y avoir une différence significative entre les rendements moyens de janvier des actions au porteur et des actions nominatives.

Pour réaliser cette analyse, les rendements de deux indices non pondérés sont calculés, l'un constitué uniquement des actions au porteur et bons de participation, et l'autre uniquement des actions nominatives. Le groupe des actions au porteur et bons de participation contient 103 titres et celui des actions nominatives en contient 50. Une analyse de

¹ De plus, la logique même de l'hypothèse fiscale ne fait pas l'unanimité (voir p.e. Constantinides (1984) et Tinic, Barone-Ardesi et West (1987)).

régression semblable aux précédentes est effectuée sur les deux indices séparément et sur leur différence¹.

TABLEAU 7
Identification de l'effet de janvier
pour les différentes catégories de titres.

<i>Indice</i>	\hat{b}_0	\hat{b}_1
Actions au porteur	0.03985*	-0.03636*
Valeur du <i>t</i>	(3.35)	(-2.94)
Actions nominatives	0.03732*	-0.03248*
Valeur du <i>t</i>	(3.98)	(-3.31)
Porteur - nominatives	0.00253	-0.00387
Valeur du <i>t</i>	(0.47)	(-0.70)

* Significativement positif (négatif pour \hat{b}_1) à 5%.

Les résultats du tableau 7 montrent que l'effet de janvier est bien présent sur les deux catégories d'actions. Le rendement moyen de janvier est significativement positif au seuil de 5% et cette moyenne est significativement supérieure à celle du reste de l'année dans les deux cas. Le rendement moyen de janvier étant plus élevé pour les actions au porteur que pour les actions nominatives, il convient de vérifier si cette différence est significative ou non. L'analyse précédente a été répétée sur la différence des rendements entre les deux types d'actions. La dernière ligne du tableau 7 indique nettement que cette différence n'est pas significative à 5%. Ces résultats sont manifestement en défaveur de l'hypothèse fiscale.

Il est cependant possible d'objecter que les rendements élevés de janvier pour les actions nominatives ne sont peut-être dus qu'à l'interaction entre les deux types de titres qui, généralement, sont émis par la même firme. Cela signifierait que les actions au porteur, sous la pression d'investisseurs étrangers, subiraient une baisse en décembre qui se répercuterait sur les actions nominatives. Cette explication semble assez peu réaliste. Il faudrait en premier lieu que la proportion d'investisseurs étrangers sur le marché suisse

¹ Pour chaque indice, l'équation suivante est utilisée:

$$R_t = b_0 + b_1 D_t + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, 180.$$

Les coefficients s'interprètent comme précédemment.

soit suffisamment importante pour influencer significativement les cours et il faudrait ensuite que les investisseurs suisses manquent de clairvoyance à ce moment de l'année. D'autre part, les rendements élevés de janvier sont constatés principalement pour les firmes à faible capitalisation boursière qui sont, intuitivement, les moins susceptibles d'intéresser les investisseurs étrangers.

Une autre hypothèse semble mieux à même d'expliquer le phénomène de janvier, c'est le besoin de liquidité auquel doivent faire face les entreprises en fin d'année. C'est en effet la période où sont généralement versées les gratifications salariales et où la plupart des contrats d'assurance arrivent à échéance. Il en résulte un besoin de liquidité anormalement élevé pour les entreprises qui seraient alors obligées de vendre certains titres de leur portefeuille. Dans ce cas, le phénomène toucherait principalement les titres à faible capitalisation boursière pour des raisons plutôt psychologiques, en admettant que, en cas de vente forcée, il soit plus tentant de se débarrasser d'un titre d'une petite firme que d'une grande entreprise. Cette hypothèse est difficilement testable empiriquement, mais elle paraît assez vraisemblable sur le marché suisse.

Implications pratiques

Quelle que soit l'explication retenue, la persistance du phénomène est assez déconcertante. En effet, bien qu'identifié depuis longtemps sur le marché américain, l'effet de janvier n'a toujours pas disparu. Il semble que l'existence des coûts de transaction n'en permette pas une utilisation profitable. L'analyse d'une stratégie basée sur les effets de taille et de janvier en tenant compte explicitement des coûts de transaction reste encore à faire sur le marché suisse. Quelques remarques toutefois sont à prendre en considération.

L'exploitation de l'un ou/et de l'autre phénomène ne peut se faire qu'à long terme. Le fait que les rendements de janvier soient en moyenne significativement plus élevés que le reste de l'année n'empêche pas que, ponctuellement, ils leur soient inférieurs. De même, il est fort probable que, sur certaines périodes, les titres des petites firmes procurent des rendements plus faibles que ceux des grandes firmes.

Un investissement systématique dans des petites firmes rencontre en outre un inconvénient important: le manque de liquidité de ces titres. Il n'est pas rare de voir ce type d'actions rester sans cotation pendant plusieurs jours, voire plusieurs semaines. L'étroitesse de leur marché rend difficile un investissement important, les achats et les ventes en masse étant susceptibles de modifier considérablement leurs cours.

Une autre limitation importante est à mettre sur le compte de l'échantillon analysé. Celui-ci ne contient en effet que des titres qui n'ont pas connu d'interruption de cotation sur cette période. Cela signifie en particulier que des entreprises qui auraient fait faillite ne sont pas considérées. De ce point de vue, l'échantillon est donc biaisé¹. De plus les

¹ Même si l'impact de ce biais est difficilement mesurable, il est peu probable que les résultats en soient profondément affectés.

résultats ont été obtenus sur une période déterminée, toute extrapolation future est évidemment incertaine.

Conclusion

Ce travail a permis de mettre en évidence un effet de janvier sur le marché des actions suisses. Comme c'est le cas sur la plupart des marchés, les rendements de janvier ont tendance à être plus élevés que ceux des autres mois de l'année. Ce phénomène est plus particulièrement marqué pour les titres des firmes à faible capitalisation boursière et semble relativement robuste sur la période analysée.

Il apparaît d'autre part que les titres des firmes à faible capitalisation boursière sont, d'une façon générale, plus performants que ceux des grandes entreprises. L'analyse des rendements non anticipés par rapport au CAPM montre que ces derniers sont plus élevés pour les petites firmes en janvier principalement. Cette observation est semblable à celles réalisées sur le marché américain.

Virtuellement, il n'y a pas de différences entre l'effet de janvier pour les actions au porteur et pour les actions nominatives. Cette constatation semble discréditer l'hypothèse fiscale comme seule explication de l'effet de janvier. Sans faire l'objet d'une analyse empirique, le besoin de liquidité des entreprises en fin d'année paraît constituer une meilleure explication pour le marché suisse.

L'exploitation systématique des effets de janvier et de taille semble peu réaliste notamment compte tenu des frais de transaction et de gestion. Toutefois, il est raisonnable de penser que, dans le cadre d'une stratégie active d'investissement, la prise en compte de ces phénomènes s'avère entre autres profitable.

BIBLIOGRAPHIE

- Berges, A.; McConnell, J.J.; Schlarbaum G.G., 1984, The Turn-of-the-Year in Canada, *Journal of Finance*, 185-192.
- Black, F., 1972, Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing, *Journal of Business*, 444-454.
- Branch, B., 1977, A Tax Loss Trading Rule, *Journal of Business*, 198-207.
- Brown, P.; Keim, D.B.; Kleidon A.W.; Marsh T.A., 1983, Stock Returns Seasonalities and the Tax-Loss Selling Hypothesis : Analysis of the Arguments and Australian Evidence, *Journal of Financial Economics*, 105-127.
- Constantinides, G.M., 1984, Optimal Stock Trading with Personal Taxes : Implications for Prices and the Abnormal January Returns, *Journal of Financial Economics*, 36-64.
- Cornioley, C., 1990, Analyse multivariée de la relation risque-rendement sur le marché des actions suisses: Les effets de taille et de janvier, *Thèse de doctorat*, Editions universitaires, Université de Fribourg.

- Cornioley, C; Pasquier-Dorthe, J., 1990, CAPM, périodicité de la prime de risque et anomalie de taille: le cas suisse, *Working paper*, Séminaire de gestion financière, Université de Fribourg.
- Gultekin, M.N.; Gultekin, N.B., 1983, Stock Market Seasonality : International Evidence, *Journal of Financial Economics*, 469-481.
- Hamon, J., 1987, Le caractère saisonnier des rentabilités mensuelles à la bourse de Paris, *Finance*, 57-74.
- Judge, G.G.; Griffiths, W.E.; Hill, C.R.; Lütkepohl, H.; Lee, T.C., 1985, *The Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley, New York.
- Kato, K.; Schallheim, J. S., 1985, Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 243-260.
- Keim, D.B., 1983, Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality : Further Empirical Evidence, *Journal of Financial Economics*, 13-32.
- Kmenta, J., 1971, *Elements of Econometrics*, MacMillan, New York.
- Moura, P., 1989, Les anomalies du marché financier, *Mémoire de diplôme*, H.E.C., Université de Lausanne.
- Officier, R.R., 1975, Seasonality in Australian Capital Markets : Market Efficiency and Empirical Issues, *Journal of Financial Economics*, 29-51.
- Reinganum, M.R., 1983, The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January : Empirical Tests for Tax-Loss Selling Effects, *Journal of Financial Economics*, 89-104.
- Tinic, S. M.; Barone-Ardesi, G.; West R. R., 1987, Seasonality in Canadian Stock Prices : A Test of the Tax-Loss-Selling Hypothesis, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 51-63.
- Vock, T.; Zimmermann, H., 1984, Risiken und Renditen schweizerischer Aktien, *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 547-576.
- Wachtel, S.B., 1942, Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices, *Journal of Business*, 184-193.
- Wahlroos, B.; Berglund, T., 1986, Anomalies and Equilibrium Returns in a Small Stock Market, *Journal of Business Research*, 423-440.

