

9^{èmes}

États
Généraux
DE LA RECHERCHE
COMPTABLE

19 décembre 2019

www.anc.gouv.fr



AVEC LE SOUTIEN DE :



Papier de recherche

Valorisation et taux d'actualisation en IFRS : une prime de taille existe-t-elle sur le marché français ?

Arnaud Thauvron, Université de Paris-Est Créteil

Marc Desban, Université de Paris-Est Créteil

Pierre Astolfi, Université de Paris 1

Sylvie Lecarpentier-Moyal, Université de Paris-Est Créteil

Les propos exprimés n'engagent que leurs auteurs

Résumé

L'effet taille mesure l'écart qui peut être observé entre la rentabilité des petites capitalisations, ajustée du risque, et celle des grandes capitalisations. Identifiée en 1981, il a fait depuis l'objet de nombreuses études, aux résultats contrastés. S'il est avéré, il devrait être intégré dans les modèles de valorisation actuarielle, notamment dans le cadre des IFRS. Les résultats obtenus dans cette étude ne mettent pas directement en évidence un effet taille sur le marché français tel qu'il est décrit dans la littérature. Ce dernier est néanmoins présent et apparaît lorsqu'il est croisé avec une mesure de la qualité des sociétés. Il constitue, à l'instar de l'effet de qualité, un risque non diversifiable non capté par le bêta du MÉDAF. Ces effets taille et qualité constituent ainsi des primes de risque que les investisseurs doivent intégrer dans leurs estimations du taux d'actualisation.

| | |
|---|-----------|
| Préambule | 5 |
| 1 Taux d'actualisation et valorisation en comptabilité | 5 |
| 2 L'effet taille dans la littérature | 7 |
| 2.1. Les résultats des études empiriques | 7 |
| 2.2. Les limites des études empiriques..... | 8 |
| 2.3. Les tentatives d'explication de l'effet taille | 9 |
| 3 Estimation de l'effet taille sur le marché français..... | 10 |
| 3.1. Les données de l'étude | 10 |
| 3.2. La construction des portefeuilles | 11 |
| 3.3. Méthodologie de calcul des rentabilités | 12 |
| 3.4. Méthodologie d'estimation du risque systématique de marché | 13 |
| 3.5. L'effet taille sur le marché français | 16 |
| 4 L'approche renouvelée de l'effet taille | 18 |
| 5 Conclusion..... | 21 |
| Annexe | 22 |
| Bibliographie..... | 24 |

Préambule

Les règles comptables imposent, pour certaines opérations, de réaliser des calculs actuariels dont la mise en œuvre implique l'estimation d'un taux d'actualisation. Assez tôt, la théorie financière a proposé un modèle d'estimation de ce dernier : le MÉDAF. Rapidement, des travaux testant la pertinence de ce modèle ont mis en évidence l'existence d'un effet taille, les sociétés ayant une faible capitalisation boursière procurant une rentabilité supérieure à celle prévue par ce modèle, résultat par la suite débattu. Ce premier constat a cependant conduit au développement de modèles ad hoc, largement utilisés par les professionnels du chiffre, consistant à majorer le taux d'actualisation, obtenu dans le cadre du MÉDAF, d'une prime de taille.

L'objet de ce travail est de confirmer l'existence ou non d'un effet taille sur le marché français. Après une revue de la littérature, balayant 40 ans de recherche (section 1), nous étudierons le marché français en développant une approche adaptée au contexte national (section 2). Puis sur la base d'une méthodologie renouvelée, prenant notamment en compte les chiffres comptables afin d'apprécier la qualité des sociétés, notre travail se propose de réexaminer l'existence et la persistance de cette prime sur le marché français (section 3).

1 Taux d'actualisation et valorisation en comptabilité

Les normes IFRS obligent les préparateurs des comptes à pratiquer de plus en plus fréquemment des calculs actuariels. Ce type de calcul apparaît notamment dans le cadre des normes IFRS 13 (Évaluation de la juste valeur), IAS 19 (Avantages du personnel), IAS 36 (Dépréciation d'actifs), IFRS 2 (Paiements en actions) ou encore IFRS 9 (Instruments financiers).

En réalité, cette contrainte consistant à imposer la mise en œuvre de taux d'actualisation dérive fondamentalement des orientations retenues par les normalisateurs comptables, tant au niveau américain (US Gaap) qu'au niveau international (IFRS). Elle consiste à favoriser le concept de juste valeur, c'est-à-dire une valeur s'appuyant sur les revenus futurs susceptibles d'être générés par un actif (corporel ou incorporel). Cependant, cette tendance a fait naître un débat nourri au sein de la sphère académique comptable. Certains auteurs, tels que Beaver (1981), soutiennent cette évolution (dans le prolongement du courant dit de l'École de Chicago), en soulignant que la comptabilité en juste valeur permet de rapprocher la comptabilité de la réalité des marchés financiers. D'autres sont au contraire beaucoup plus critiques. C'est notamment le cas de Richard (2015), lequel conteste la pertinence des évolutions de modèles comptables depuis 1800 ; en effet, Richard soutient que ces mouvements (d'une vision statique à une vision futuriste en passant par une vision dynamique) en faveur d'une vision actuarielle de la valeur des actifs, se sont toujours faits sous la pression des marchés financiers court-termistes, contribuant ainsi à fragiliser les modèles comptables. Chiapello (2007) est elle-même critique à l'endroit des normes comptables prônant la juste valeur et favorisant le prisme des marchés financiers.

Si ces contraintes sont fortes dans l'environnement US Gaap ou IFRS, elles existent également dans le contexte français. En effet, les contraintes en termes de recours aux techniques de taux d'actualisation ont été étendues au cadre normatif européen au travers de la Directive comptable du 26 juin 2013, laquelle a fait l'objet d'une transposition dans le PCG (Règlements n°2015-06

et 07 du 23 novembre 2015). Ces derniers règlements imposent, tant dans les comptes sociaux que les comptes consolidés, la réalisation annuelle de tests de dépréciation pour les fonds commerciaux dont la durée d'utilisation est non définie. Il convient donc dans ces contextes de déterminer un taux d'actualisation, lequel doit être appliqué à une séquence de flux futurs en vue de parvenir à une juste valeur (sous la forme d'une valeur d'utilité).

Dans ce contexte normatif comptable particulièrement exigeant, se pose alors la question de la mise en œuvre opérationnelle de ces calculs avec, en tout premier lieu, le problème de l'estimation du taux d'actualisation. Faut-il ou non tenir compte d'une prime de risque associée à la taille de l'entreprise ? Cette question est essentielle pour la majorité des praticiens comptables, auprès desquels sont diffusés des modèles d'évaluation qui sont (parfois) pertinents pour les grands groupes, mais dont l'application à des entités de type PME reste largement débattue¹. Il s'agit donc, au cas présent, de répondre aux interrogations concrètes de bon nombre d'experts comptables s'agissant de l'application à des PME non cotées de modèles le plus souvent développés pour de grands groupes cotés, pour lesquels la décote de taille est peu ou pas pertinente.

Une des grandes avancées de la finance moderne² est d'avoir formalisé l'estimation de ce taux au travers du MÉDAF (Modèle d'Évaluation Des Actifs Financiers), qui formalise la relation qui existe entre le risque et la rentabilité d'un actif. Ainsi, selon le MÉDAF, le taux de rentabilité attendu d'un actif est une fonction linéaire de son niveau de risque non diversifiable, mesuré par son coefficient bêta (β).

Depuis plusieurs décennies, le MÉDAF fait cependant l'objet de nombreuses critiques (Lewellen, 2015) et certains auteurs ont même soutenu qu'il était « mort » (Fama et French, 1996). À l'inverse, d'autres continuent à soutenir sa validité (Da et al., 2012). Alors que des modèles alternatifs ont été proposés dans la littérature académique et ont conduit à un nombre considérable de travaux, force est de constater que ces nouvelles approches, issues principalement des travaux de Fama et French (1992) restent très peu utilisées par les praticiens (Jacobs, 2012). Levi et Welch (2017) font d'ailleurs remarquer que, compte tenu de la quantité d'informations disponibles sur chaque entreprise, il est toujours possible d'améliorer le pouvoir explicatif des modèles, mais que ces améliorations ne contribuent que très marginalement à en accroître le R^2 .

Dès 1981 (Banz, 1981), une anomalie concernant le caractère prédictif du MÉDAF apparaît : l'effet taille. Contrairement à ce que prédit le modèle de marché, divers travaux mettent alors en exergue que la rentabilité des petites capitalisations est supérieure à celle anticipée par ce modèle.

La petite taille de l'entreprise serait ainsi un facteur de risque supplémentaire dont il faudrait tenir compte dans le taux d'actualisation³. On retrouve cette idée dans le modèle de Fama et

¹ Observons que, même si les normes ne font pas expressément référence au taux de l'entité dans son ensemble (cf. IAS 36.55-57 qui fait référence au taux de l'actif ou de l'UGT), la prise en compte ou non d'un effet taille de l'entité est une question essentielle : la taille des sociétés comparables retenues, et donc de leurs actifs ou UGT, est souvent plus importantes que celle de la société évaluée, et donc de ses actifs ou UGT faisant l'objet d'un test en application d'IAS 36.

² Treynor (1961), Sharpe (1964).

³ Voir section 2.3 pour une présentation des explications avancées dans la littérature.

French (1993) au travers du facteur SMB (Small minus Big), qui mesure l'écart de rentabilité entre les petites et les grandes capitalisations.

Pour les évaluateurs en général, et pour les professionnels de la comptabilité soumis aux tests de dépréciation en particulier, la prise en compte éventuelle de cette prime de taille n'est pas neutre. En majorant le taux de rendement attendu d'un actif (i.e. le taux d'actualisation qui sera retenu pour son évaluation actuarielle), cette prime conduit à réduire la valeur de l'actif, toutes choses égales par ailleurs. Des modèles *ad-hoc* d'estimation du taux d'actualisation sont alors apparus, consistant à majorer le taux issu de la mise en œuvre du MÉDAF d'une prime de taille.

2 L'effet taille dans la littérature

Depuis le travail séminal de Banz (1981), la question de la prise en compte, dans la mise en œuvre des modèles d'estimation des rentabilités futures, d'une prime de risque liée à taille se pose. Banz montrait dès le début des années 1980 que le modèle d'évaluation des actifs financiers (MÉDAF) sous-estimait la rentabilité des petites capitalisations. Depuis ce travail, de très nombreuses recherches ont été menées sur ce sujet, certaines en confirmant les résultats, d'autres les infirmant (2.1). Ces résultats font cependant l'objet de critiques méthodologiques, qui en contestent la validité (2.2). Quant à la justification de son existence, elle fait l'objet de nombreuses propositions (2.3).

2.1. Les résultats des études empiriques

Banz (1981) est le premier à mettre en évidence un effet taille. Il étudie les sociétés américaines cotées sur le NYSE de 1926 à 1975. Sur la base de leur capitalisation boursière, il les classe et les répartit entre 25 portefeuilles comprenant le même nombre de titres, le premier regroupant celles ayant les plus fortes capitalisations boursières et le dernier les plus faibles. Chaque année, les portefeuilles ainsi construits sont reconstitués sur la base de leur capitalisation boursière la plus récente. Il calcule ensuite la rentabilité de chaque portefeuille et la compare à ce que l'on serait en droit d'attendre de chacun, compte tenu de leur niveau de risque systématique, apprécié par leur bêta. Ceci le conduit à mesurer un écart pour chaque portefeuille de taille entre rentabilité observée et rentabilité attendue. Il observe que plus la taille des sociétés composant les portefeuilles diminue, plus cet écart augmente. Les titres présents dans le portefeuille des plus petites capitalisations dégagent une rentabilité en excès, ajustée du risque, de 0,40 % par mois. Il en conclut que le MÉDAF sous-estime la rentabilité anticipée des titres, et ce d'autant plus que la société est de petite taille. Il avance comme explication possible le fait que les investisseurs ne souhaitent pas détenir ces titres à cause de l'information limitée dont ils disposent sur ces sociétés et réclament, en contrepartie du risque induit, une rentabilité plus élevée.

Reinganum (1981) étudie, quant à lui, les titres du NYSE et de l'AMEX (*American Stock Exchange*), entre 1963 et 1977. Il observe que les titres composant le plus petit décile de taille dégagent une rentabilité mensuelle supérieure de 1,77 % à celle du décile des plus grandes capitalisations. Dans la continuité de ces deux études, Brown et al. (1983) l'estiment à 1,85 % en valeurs mensuelles, Keim (1983) à 2,52 %, Lamoureux et Sanger (1989) à 1,70 %. Fama et French (1992), à partir des titres du NYSE, de l'AMEX et du Nasdaq, sur la période 1963-1990, montrent que la rentabilité du décile des plus petites capitalisations (1,52%) surperforme celui des plus grandes (0,89 %) de 0,63 % par mois. Hur et al. (2014) estiment une prime mensuelle

de 1,90 % entre 1931 et 2006. Chan et al. (1985) observent une prime variable dans le temps et expliquent cette variabilité par les changements de conditions économiques. Hirshleifer (2001) fait d'ailleurs remarquer que si un effet taille significatif est bien observé chaque année entre 1974 et 1983, il a été négatif sur les sept années qui ont suivi.

En utilisant des mesures alternatives de la taille, notamment comptables, Berk (1997) ne met cependant pas en évidence de relation entre la taille et la rentabilité. Van Dijk (2011), passant en revue 30 années de littérature sur le sujet, met en lumière une disparition de cet effet depuis le début des années 80, soit à partir de son identification par Banz (1981). Eleswarapu et Reinganum (1993) sur 1980-1990, Dichev (1998) sur 1980-1995, Horowitz et al. (2000) sur 1979-1995 et Amihud (2002) sur 1980-1997 n'observent également aucune prime de taille. Cette disparition s'expliquerait, selon Schwert (2003), par les stratégies d'investissement des investisseurs souhaitant exploiter cette anomalie.

Sur le marché européen, pour la période allant de 1990 à 2018, Peek (2019) constate une surperformance des sociétés de petites tailles par rapport aux grandes, la taille étant ici appréciée par différentes mesures afin de répondre aux critiques de Berk (1995, 1997). Il montre également que la relation entre taille et rentabilité est fortement non linéaire, et que l'effet taille est davantage visible dans les pays nordiques et anglo-saxons.

Récemment, un travail avec une méthodologie renouvelée a étudié cet effet taille (Asness, et al., 2018). Pour répondre aux critiques de Berk (1995, 1997), la taille est estimée ici à partir de différentes mesures. Mais la principale innovation consiste à croiser la taille avec la qualité des sociétés concernées, en identifiant notamment celles qui peuvent être qualifiées de « médiocres » (*junk*), la qualité étant appréciée sur la base d'un score agrégeant principalement des données comptables (voir annexe). Ce choix s'explique par le fait qu'il y a souvent confusion entre taille et qualité, ce qui perturbe l'identification d'une relation entre la taille et la rentabilité espérée. Les sociétés de taille importante ont tendance à être de bonne qualité alors que les petites peuvent, plus fréquemment, avoir des performances médiocres. Ainsi, en classant les sociétés cotées selon ces deux dimensions, ils observent que les petites sociétés de bonne qualité dégagent une rentabilité en excès de ce qui est attendu plus importante que ce qui est observé pour les grandes sociétés de même qualité. De même, les petites capitalisations médiocres ont une rentabilité en excès plus forte que les grosses capitalisations de qualité identique. L'effet taille n'aurait jamais disparu mais aurait été masqué par un effet qualité.

2.2. Les limites des études empiriques

Empiriquement, les résultats sont ainsi mitigés et font l'objet de nombreuses critiques méthodologiques.

Pour Berk (1995), les effets de taille observés seraient liés au fait que la capitalisation boursière constitue une mesure non pertinente de la taille lorsque l'on souhaite mettre en évidence une mauvaise spécification du MÉDAF. En effet, la capitalisation boursière et les rentabilités futures sont relativement corrélées. Seule une mesure non issue de valeurs de marché serait de nature à mettre en évidence un effet taille. Ce faisant, aucun effet n'est alors observé lorsque la taille est mesurée sur la base de la valeur comptable de l'actif et du chiffre d'affaires.

Lo et MacKinlay (1990) et Black (1993) estiment, quant à eux, que cette anomalie par rapport aux prédictions du MÉDAF résulte d'un biais de data mining. Cette explication se trouve

renforcée par le constat que l'effet n'est pas robuste dans le temps (Brown et al., 1983), voire peut être négatif, comme entre 1941 et 1954 sur le marché américain (Handa et al., 1989). Sur une période plus contemporaine, Dimson et March (1999) documentent sa disparition entre 1983 et 1997. L'hypothèse de data mining est cependant rejetée par Zakamulin (2013) qui, sur le marché américain entre 1927 et 2010, montre que la prime est prévisible lorsque l'on prend en compte certaines variables macroéconomiques. Asness et al. (2018) répliquent l'étude de Banz (1981), en retenant le même marché et la même période, et n'observent pas d'effet taille, expliquant ceci par l'amélioration de la qualité des bases de données utilisées. L'effet taille n'aurait alors jamais existé dans l'étude à l'origine de ce champ de recherche.

D'autres études observent une concentration de cet effet sur le seul mois de janvier (Keim, 1983, Lamoureux et Sanger, 1989) ou sur les micro-capitalisations. Ainsi, Horowitz et al. (2000) constatent qu'en supprimant de leur échantillon les sociétés ayant une capitalisation inférieure à 5 millions de dollars, l'effet taille disparaît. Knez et Ready (1997) montrent que cet effet trouve son origine dans les 1 % des titres ayant la plus faible capitalisation. Pour d'autres, c'est la mesure du bêta qui serait incorrecte et sous-estimée, ce qui produirait l'écart de rentabilité observé (De Mello et Souza, C. A., 2002).

Pour certains, les résultats observés ne seraient que la traduction d'une possibilité d'arbitrage limitée des investisseurs et non la constatation d'un effet taille. Dans le même esprit, ce qui serait observée ne serait, en réalité, que la conséquence d'une faible liquidité des titres en question. Au contraire, Asness et al., (2018) mettent en évidence qu'en contrôlant la qualité des sociétés étudiées, cette prime est stable dans le temps, ne se concentre pas sur les micro-capitalisations et n'est pas associée à un effet janvier ni à une mesure spécifique de la taille. Ces résultats les conduisent alors à rejeter l'hypothèse selon laquelle le MÉDAF serait, à lui seul, en mesure de prévoir la rentabilité d'un titre.

Dans le même esprit, pour Kothari et al. (1995) et Shumway et Warther (1999), l'effet observé serait lié au biais du survivant. En reprenant l'étude de Lamoureux et Sanger (1989), et en y réintégrant les titres retirés du NASDAQ et ne figurant pas dans la base de données utilisée, l'effet taille initialement observé disparaît.

Hou et van Dijk (2019) font cependant remarquer que les rentabilités boursières réalisées, ex post, sont des mesures bruitées des rentabilités attendues, ex ante (Elton, 1999). Tout comme Asness et al. (2018), mais avec une méthodologie différente qui intègre des mesures comptables de la profitabilité, ils montrent une « résurrection » de l'effet taille, qui n'apparaît pas lorsqu'ils appliquent une approche classique de sa mesure.

2.3. Les tentatives d'explication de l'effet taille

Plusieurs explications ont été avancées pour justifier cet écart de rentabilité entre petites et grandes capitalisations, au-delà de ce que prédit le MÉDAF.

L'explication la plus courante pour justifier l'existence de cet effet est qu'il serait la contrepartie d'un risque systématique plus important. Cette proposition d'un lien entre effet taille et prime de risque apparaît dans les premiers modèles multifactoriels (Chan et al., 1985). Ils émettent l'hypothèse que l'effet taille serait la rémunération d'un risque, non pris en compte dans le modèle traditionnel du MÉDAF. Cette hypothèse est reprise par Fama et French (1992), qui en font un élément central de leur modèle à trois facteurs, au travers du facteur SMB (*small minus*

big). Dans ce modèle, la taille et le ratio book-to-market permettent d'expliquer la rentabilité boursière des titres, contrairement au bêta du MÉDAF. Leurs études qui suivront renforceront leur hypothèse (Fama et French, 1993, 1995, 1996), en montrant la capacité de leur modèle à expliquer la rentabilité des portefeuilles formés sur la base de la taille et du ratio *book-to-market*.

Pour d'autres, l'origine de cet effet ne se trouve pas dans un risque lié à une taille plus faible en tant que telle. Ainsi, pour Pastor et Stambaugh (2003), l'effet taille serait lié à la plus faible liquidité des petites capitalisations, qui est source de coûts de transaction pour les investisseurs. L'effet traduirait l'exigence d'une rentabilité plus élevée afin de couvrir ces coûts. Il ne serait alors que la contrepartie d'un risque de liquidité, de nature systématique et donc non diversifiable. Pour d'autres, du fait de leur taille, en gestion de portefeuille, les possibilités d'arbitrage sur ces titres seraient limitées, conduisant le marché à les sous-évaluer afin de se couvrir du risque associé (Shleifer et Vishny, 1997). Pour Garleanu et al. (2012), cet effet taille s'expliquerait par la présence d'options de croissance technologique, plus fréquentes au sein des petites capitalisations. Ces options correspondent à des innovations technologiques majeures. Or ces options sont, par nature, plus risquées car générant des effets plus aléatoires que dans le cas des actifs en place, et requièrent donc une rentabilité plus importante, qui ne serait pas prise en compte par le MÉDAF. Ce n'est donc pas la petite taille qui serait un facteur de risque valorisé par le marché mais la présence d'options de croissance.

Le comportement des investisseurs peut aussi expliquer l'existence de cet effet. Hur et al. (2014) mettent en évidence que cet effet taille est plus important en période de récession économique, les petites capitalisations devenant plus risquées. Cette observation est confirmée par Qadam et Aharon (2019), qui font le lien entre effet taille et sentiment de marché. La confiance des investisseurs, en période de croissance, les conduit à investir plus massivement dans les petites capitalisations afin d'accroître leur exposition au risque.

3 Estimation de l'effet taille sur le marché français

L'objet de cette première étude est de rechercher un éventuel effet taille sur le marché français. Pour cela, nous allons tout d'abord recourir au MÉDAF, sur le modèle de Banz (1981). Puis, et afin de tenir compte du biais d'asynchronisme associé aux petites capitalisations, nous mettrons en œuvre la méthodologie d'Ibbotson et al. (1997).

3.1. Les données de l'étude

L'étude porte sur les sociétés cotées sur le marché français, de janvier 1990 à décembre 2018, soit sur 29 années. Sur cette période, nous dénombrons 1 221 sociétés, après élimination des sociétés financières, celles ayant des capitaux propres négatifs et celles dont la capitalisation boursière est inférieure à 10 millions d'euros. Les sociétés financières sont retirées de l'échantillon car leurs états financiers ne sont pas comparables à ceux des entreprises industrielles et commerciales. Celles avec des capitaux propres négatifs le sont car elles ne permettent pas de calculer certains ratios nécessaires à notre étude. Sur le modèle de Peek (2019), nous éliminons également les sociétés dont la capitalisation boursière, au titre de l'année considérée, est inférieure à 10 millions d'euros. Cette suppression trouve sa justification dans la faible liquidité des titres concernés, qui biaise à la baisse les calculs du bêta. Les données étudiées ne sont ainsi pas cylindrées, des sociétés vont, par ailleurs, apparaître en cours de période et d'autres disparaître du fait des introductions en bourse et retraits de la cote, évitant

ainsi le biais du survivant (Brown et al., 1992). Le dénombrement et la construction des portefeuilles qui suivront se font au 1er juillet de chaque année. Sur la période, le nombre de sociétés varie entre 324 (1990) et 735 (2000). Quant aux données comptables et financières, elles proviennent de la base Thomson Reuters Datastream.

Tableau 1. Nombre de titres dans l'échantillon au début de chaque année sur la période 1990 à 2018

| Année | Nombre | Année | Nombre | Année | Nombre |
|-------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|
| 1990 | 324 | 2000 | 735 | 2010 | 610 |
| 1991 | 334 | 2001 | 694 | 2011 | 601 |
| 1992 | 331 | 2002 | 594 | 2012 | 568 |
| 1993 | 345 | 2003 | 589 | 2013 | 560 |
| 1994 | 388 | 2004 | 581 | 2014 | 581 |
| 1995 | 400 | 2005 | 625 | 2015 | 597 |
| 1996 | 451 | 2006 | 677 | 2016 | 584 |
| 1997 | 518 | 2007 | 714 | 2017 | 593 |
| 1998 | 606 | 2008 | 644 | 2018 | 570 |
| 1999 | 657 | 2009 | 635 | - | - |

Le nombre de titre est calculé au 1^{er} juillet de chaque année à partir de 1990 jusqu'à l'année 2018. L'échantillon français retenu présente les sociétés dont les capitalisations boursières sont supérieures à dix millions d'euros et compte 1 221 sociétés différentes. L'échantillon reste néanmoins non cylindré car les sociétés présentes en 1990 ne le sont pas nécessairement en 2018.

3.2. La construction des portefeuilles

Une approche usuelle d'estimation des primes de risque consiste à créer des portefeuilles et d'y regrouper des sociétés sur la base du facteur étudié, ici la taille. La création de ces portefeuilles permet deux types de comparaisons. La première consiste à comparer la performance respective du portefeuille regroupant les sociétés de petite taille avec celle du portefeuille comprenant les grandes entreprises. La seconde va, pour chaque portefeuille, confronter la performance observée à celle attendue, dans le cadre d'un modèle d'anticipation des rentabilités, généralement le MÉDAF.

Sur le marché américain, les bornes des déciles sont généralement déterminées sur la base des seules sociétés cotées sur le NYSE, les sociétés de l'AMEX et du Nasdaq étant rattachées aux différents portefeuilles, en fonction de leur capitalisation boursière, dans un second temps. De ce fait, les portefeuilles ne comportent pas, in fine, le même nombre de titres, et on observe une relation inverse entre la capitalisation moyenne des sociétés constituant un portefeuille et le nombre de sociétés les composant. Par exemple, dans l'étude de Hou et van Dijk (2019), le décile des plus grandes capitalisations comporte 155 titres contre 2 313 pour celui des plus petites.

Dans notre étude, les portefeuilles sont construits en classant les sociétés de l'échantillon, chaque 1er juillet, en fonction de leur taille. Afin de répondre à la critique de Berck (1995), selon laquelle les résultats obtenus par Banz (1981) seraient liés à la mesure de la taille par la capitalisation boursière, nous retenons trois mesures usuelles de cette dernière : la capitalisation boursière, la valeur comptable des capitaux propres et le montant total de l'actif. Puis ces

sociétés sont réparties dans 5 portefeuilles de sorte que ces derniers comportent le même nombre de sociétés. Ces portefeuilles sont reconstruits chaque année afin de tenir compte de l'évolution de la taille des sociétés cotées, mais également des entrées et sorties du marché boursier. Ainsi, pour une année donnée, une même société se trouvera dans des quintiles différents selon la mesure de la taille retenue. Par ailleurs, et afin de tenir compte du passage obligatoire aux normes IFRS des sociétés cotées sur un marché réglementé et produisant des comptes consolidés en 2005, nous distinguons deux périodes, la première allant de 1990 à 2004, et la seconde de 2005 à 2018. En effet, ces normes peuvent affecter les modalités de calcul de la valeur des capitaux propres comptables et du total de l'actif. Cet impact est particulièrement notable dans le cas du traitement du goodwill, qui devait être amorti jusqu'en 2004, et qui fait l'objet d'un test de dépréciation depuis.

3.3. Méthodologie de calcul des rentabilités

La rentabilité mensuelle des portefeuilles qui sont constitués est calculée à partir de la rentabilité individuelle des titres qui les composent, de façon équipondérée. La rentabilité individuelle des titres est estimée sur la base de leurs cours, ajustés des opérations sur titres, et tient compte de l'éventuelle distribution d'un dividende.

Nous retenons ici une rentabilité moyenne équipondérée pour chaque portefeuille, et non pondérée par la capitalisation boursière de chaque titre car, en retenant trois mesures de la taille, il n'était pas cohérent de pondérer les rentabilités individuelles des titres par une seule mesure (la capitalisation boursière), et une pondération par chacune d'elles n'était pas pertinente. Par ailleurs, il ne s'agit pas ici de s'inscrire dans une logique de gestion de portefeuille, et une pondération par la taille reviendrait à écraser les résultats des sociétés les plus petites.

Ainsi, pour une mesure de taille donnée (par exemple, la capitalisation boursière), nous construisons 5 portefeuilles comprenant le même nombre de titres. La rentabilité mensuelle de chaque portefeuille correspond alors à la moyenne simple des rentabilités des titres qui le composent. Comme indiqué précédemment, tous les calculs sont réalisés sur deux sous-périodes, 1990-2004 et 2005-2018.

Tableau 2. Rentabilités mensuelles observées des portefeuilles, par quintile de taille, entre 1990 et 2019

| Quintiles de taille | Capitalisation boursière | Valeur comptable des capitaux propres | Total de l'actif |
|-----------------------|--------------------------|---------------------------------------|------------------|
| Période : 1990 - 2004 | | | |
| 1- les + petites | 1,72% | 1,79% | 2,02% |
| 2 | 2,08% | 1,81% | 1,73% |
| 3 | 1,86% | 1,58% | 1,60% |
| 4 | 2,03% | 1,60% | 1,50% |
| 5 - les + grandes | 1,76% | 1,58% | 1,62% |
| Période : 2005 - 2018 | | | |
| 1- les + petites | 1,06% | 1,62% | 1,55% |
| 2 | 1,24% | 0,81% | 1,13% |
| 3 | 1,31% | 0,83% | 0,77% |
| 4 | 1,13% | 0,99% | 0,92% |
| 5 - les + grandes | 1,06% | 0,92% | 0,88% |

À partir de notre échantillon français, nous mesurons les performances moyennes par quintile de taille en distinguant trois mesures de taille distinctes. Les sociétés françaises sont classées selon leurs tailles dans l'échantillon à partir de 1. Leur capitalisation boursière, 2. la valeur comptable de leurs capitaux propres et 3. le total de leur actif. Les performances moyennes des portefeuilles sont mesurées à partir de rentabilités mensuelles de titres individuels.

Selon la mesure de la taille retenue et la période étudiée, les résultats sont différents (tableau 2). Lorsque la capitalisation boursière est utilisée pour mesurer la taille, aucune relation n'est mise en évidence entre cette dernière et la rentabilité observée. Sur la période 2005-2018, la rentabilité moyenne mensuelle du portefeuille des plus petites capitalisations et celui des plus grandes est identique, à 1,06 %. Avec les deux autres mesures, nous constatons une rentabilité des sociétés de petite taille plus élevée que celle des grandes, en accord avec les observations faites sur certains marchés. Ceci étant, cette relation n'est pas linéaire et n'apparaît pas au niveau des quintiles intermédiaires. Il serait donc excessif de postuler à l'existence d'un effet taille sur la base de ces premiers résultats, y compris lorsque la taille est appréciée à partir de données comptables.

3.4. Méthodologie d'estimation du risque systématique de marché

L'écart, pour chaque portefeuille de taille, entre la rentabilité observée et celle espérée dans le cadre du MÉDAF, peut être interprété comme le supplément de rentabilité attendu par le marché afin de compenser le risque associé à ce facteur taille, indépendamment du risque de marché. L'intuition est ici que plus une société est de petite taille, plus elle est considérée comme risquée et doit donc procurer un rendement élevé. La simple comparaison des rentabilités obtenues par les sociétés selon leur taille (tableau 2) ne permet cependant pas d'estimer une éventuelle prime de taille. En effet, la différence de rentabilité entre sociétés de taille différente peut s'expliquer par des différences de sensibilité au risque de marché. Pour discriminer ces deux effets, il faut donc supprimer l'effet lié au risque de marché. Ceci revient, pour chaque quintile de

capitalisation, à confronter la rentabilité obtenue à celle qui est attendue, compte tenu du niveau de risque systématique de chaque portefeuille de taille, apprécié au travers du bêta.

Cette prise en compte du risque systématique de marché nécessite l'estimation du bêta des portefeuilles. Deux approches sont retenues ici. La première consiste, classiquement, à régresser la rentabilité mensuelle des portefeuilles sur celle du marché sur 36 mois. Un des reproches cependant fréquemment émis à l'encontre de cette approche est lié aux modalités d'estimation du bêta. Pour Ibbotson et al. (1997), le bêta des petites capitalisations est plus faible que ce qu'il devrait être compte tenu de leur rendement observé en excès du taux sans risque observé sur le marché. Une des explications à ce constat est que les petites capitalisations ne font pas l'objet d'une cotation quotidienne, faute de transactions sur le marché, ce qui réduirait la covariance de leurs rentabilités avec ce dernier, et donc minorerait leur bêta. Pour corriger ce biais d'asynchronisme des données, Ibbotson et al. (1997) proposent donc d'estimer un bêta ajusté (*sum beta*) qui prenne en compte le décalage dans le temps de l'intégration des variations du marché dans le cours des petites capitalisations.

Pour cela, reprenant les travaux de Scholes et Williams (1977) et Dimson et Marsh (1983), ils régressent la rentabilité du titre sur la rentabilité du marché sur la même période, comme pour un bêta classique, mais également sur la rentabilité de ce dernier sur la période précédente. On obtient alors la régression multiple suivante :

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_1(r_{M,t} - r_{f,t}) + \beta_2(r_{M,t-1} - r_{f,t-1}) + \epsilon_{i,t}$$

où $(r_{i,t} - r_{f,t})$ est la rentabilité du titre i en excès du taux sans risque, α_i la constante de la régression, $\beta_{i,0}$ le bêta du titre i , $\beta_{i,-1}$ le bêta du titre estimé avec un décalage d'une période, $R_{m,0}$ la rentabilité du marché et $R_{m,-1}$ la rentabilité du marché estimée avec un décalage d'une période. La somme des deux coefficients de la régression aboutit à un bêta ajusté, qu'ils nomment *sum beta* : $\text{Sum } \beta = \beta_1 + \beta_2$

Tableau 3. Bêtas des portefeuilles, par quintiles de taille, entre 1990 et 2018, selon différentes mesures de la taille

| | | MEDAF | | Somme Ibbotson et al. | | | |
|---------------------------------------|-----------------------|---------------|----------------|-----------------------|-----------------|-------------------------------|----------------|
| | | $\beta_{i,t}$ | R ² | $\beta_{i,t}$ | $\beta_{i,t-1}$ | $\beta_{i,t} + \beta_{i,t-1}$ | R ² |
| Capitalisation boursière | Période : 1990 - 2004 | | | | | | |
| | Q1 (petit) | 0.28 | 0.10 | 0.26 | 0.47 | 0.73 | 0.36 |
| | Q2 | 0.30 | 0.12 | 0.28 | 0.48 | 0.76 | 0.41 |
| | Q3 | 0.32 | 0.13 | 0.30 | 0.46 | 0.76 | 0.40 |
| | Q4 | 0.36 | 0.15 | 0.34 | 0.46 | 0.80 | 0.40 |
| | Q5 (grand) | 0.43 | 0.26 | 0.41 | 0.37 | 0.78 | 0.46 |
| | Période : 2005 - 2018 | | | | | | |
| | Q1 (petit) | 0.41 | 0.17 | 0.36 | 0.51 | 0.87 | 0.43 |
| | Q2 | 0.51 | 0.23 | 0.45 | 0.52 | 0.97 | 0.46 |
| | Q3 | 0.49 | 0.18 | 0.43 | 0.56 | 0.99 | 0.42 |
| Q4 | 0.57 | 0.30 | 0.52 | 0.49 | 1.01 | 0.52 | |
| Q5 (grand) | 0.69 | 0.37 | 0.65 | 0.44 | 1.08 | 0.52 | |
| Valeur comptable des capitaux propres | Période : 1990 - 2004 | | | | | | |
| | Q1 (petit) | 0.46 | 0.13 | 0.43 | 0.62 | 1.05 | 0.35 |
| | Q2 | 0.42 | 0.13 | 0.39 | 0.54 | 0.94 | 0.36 |
| | Q3 | 0.31 | 0.13 | 0.29 | 0.45 | 0.74 | 0.40 |
| | Q4 | 0.25 | 0.12 | 0.24 | 0.38 | 0.62 | 0.40 |
| | Q5 (grand) | 0.21 | 0.10 | 0.20 | 0.36 | 0.56 | 0.38 |
| | Période : 2005 - 2018 | | | | | | |
| | Q1 (petit) | 0.70 | 0.16 | 0.64 | 0.61 | 1.25 | 0.28 |
| | Q2 | 0.51 | 0.21 | 0.45 | 0.56 | 1.02 | 0.46 |
| | Q3 | 0.50 | 0.25 | 0.44 | 0.49 | 0.94 | 0.49 |
| Q4 | 0.52 | 0.28 | 0.47 | 0.46 | 0.93 | 0.50 | |
| Q5 (grand) | 0.44 | 0.30 | 0.40 | 0.43 | 0.82 | 0.57 | |
| Total actif | Période : 1990 - 2004 | | | | | | |
| | Q1 (petit) | 0.28 | 0.06 | 0.25 | 0.46 | 0.71 | 0.23 |
| | Q2 | 0.35 | 0.11 | 0.33 | 0.49 | 0.82 | 0.32 |
| | Q3 | 0.26 | 0.09 | 0.24 | 0.46 | 0.70 | 0.37 |
| | Q4 | 0.31 | 0.14 | 0.29 | 0.48 | 0.76 | 0.46 |
| | Q5 (grand) | 0.39 | 0.23 | 0.37 | 0.41 | 0.77 | 0.47 |
| | Période : 2005 - 2018 | | | | | | |
| | Q1 (petit) | 0.50 | 0.11 | 0.43 | 0.61 | 1.05 | 0.28 |
| | Q2 | 0.45 | 0.17 | 0.41 | 0.43 | 0.84 | 0.31 |
| | Q3 | 0.46 | 0.23 | 0.41 | 0.48 | 0.89 | 0.46 |
| Q4 | 0.53 | 0.25 | 0.47 | 0.54 | 1.01 | 0.52 | |
| Q5 (grand) | 0.67 | 0.36 | 0.62 | 0.49 | 1.11 | 0.55 | |

Deux modèles d'estimation du risque sont, ici, mobilisés. Le premier est le modèle de marché où $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta(r_{M,t} - r_{f,t}) + \epsilon_{i,t}$. Le second modèle est celui d'Ibbotson et al. (1997) dans lequel $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_1(r_{M,t} - r_{f,t}) + \beta_2(r_{M,t-1} - r_{f,t-1}) + \epsilon_{i,t}$. Le R² indique le coefficient de détermination qui mesure le pouvoir explicatif des deux modèles. Le R² est ajusté du nombre de facteurs et permet la comparabilité du pouvoir explicatif des deux modèles. Ce dernier est mesuré comme suit : $\text{adj. R}^2 = [(1 - R^2)(n - 1)] / (n - k - 1)$ avec n, le nombre d'observations et k, le nombre de facteurs sollicités dans la régression.

Comme précédemment, nous distinguons trois mesures de la taille et scindons nos observations en deux sous-périodes. Par rapport au bêta estimé de façon traditionnelle, avec la méthode du sum bêta, nous observons une majoration de ce dernier, qui est généralement d'autant plus importante que la taille de la société est faible. Lorsque la taille est appréciée sur la base de la capitalisation, le bêta des titres de petite taille passe de 0,28 à 0,73, alors que sa majoration n'est que de 0,35 pour les grandes capitalisations. Le sum bêta, en corrigeant la faiblesse des bêtas initiaux, permet ainsi de mieux apprécier le risque systématique des titres de petite taille. Cette

meilleure appréciation du risque se constate par un pouvoir explicatif supérieur, mesuré par les coefficients de détermination ajustés du nombre de facteurs mobilisés dans les régressions linéaires multifactorielles. Bien que le modèle d'Ibbotson et al. (1997) offre une estimation plus fiable du risque systématique des titres français selon leurs quintile de taille, le modèle demeure imparfait. En effet, les rentabilités des titres compris dans le premier quintile de taille sont expliquées à concurrence de seulement 36 %. Si ce résultat demeure supérieur à celui du modèle de marché, avec seulement 10 %, les titres de petite taille constituent bien les actifs les plus difficiles à analyser. En plus du faible pouvoir explicatif que ces modèles offrent pour les quintiles de petites capitalisations, ils fournissent des résultats contre-intuitifs. Alors que l'on devrait observer une relation décroissante entre la taille (mesurée sur la base de la capitalisation boursière) et le bêta, c'est une relation croissante qui est observée lorsque la taille est mesurée par la capitalisation, à l'inverse de ce qui est observé sur les autres marchés. Le risque systématique des petites capitalisations sur le marché français serait plus faible que celui des grandes capitalisations. Ce résultat est commun pour les deux modèles d'estimation du risque.

Lorsque la taille est mesurée par la valeur comptable des capitaux propres, le bêta est, à l'inverse, d'autant plus élevée que la taille est faible, en cohérence avec ce qui est attendu. Le pouvoir explicatif du modèle est cependant faible lorsque le MÉDAF est mobilisé. Dans le cas d'un recours au total de l'actif, les résultats sont à nouveau en contradiction avec ce qui est attendu, le bêta étant d'autant plus élevé que la société est grande.

Une explication à cette observation serait à chercher dans la faible liquidité du marché français des actions. Le bêta ne mesure pas le risque total d'un titre ou d'un portefeuille, mais son risque systématique, c'est-à-dire sa sensibilité aux variations du marché. Or, pour les titres les moins liquides, la faible sensibilité peut trouver son origine dans une fréquence de cotation limitée, plutôt que dans une décorrélation des mouvements des titres par rapport à ceux du marché.

3.5. L'effet taille sur le marché français

Afin de mettre en évidence un éventuel effet de taille, et en supposant que le bêta calculé soit une mesure correcte du risque systématique des portefeuilles, la rentabilité observée est confrontée à la rentabilité attendue dans le cadre du MÉDAF :

Effet taille = Rentabilité observée – (taux sans risque + bêta × prime de risque de marché)

Cet effet taille est estimé pour chaque portefeuille. Comme précédemment, les trois mesures de la taille sont mobilisées, deux modalités d'estimation du bêta sont retenues et deux sous-périodes observées.

Tableau 4. Écart de rentabilité des portefeuilles, entre 1990 et 2018

| | | MÉDAF | Sum | MÉDAF | Sum |
|---------------------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|--------------|--------------|
| | | Rentabilité attendue | Rentabilité attendue | Effet taille | Effet taille |
| Capitalisation boursière | Période : 1990 - 2004 | | | | |
| | Q1 (petit) | 0,24% | 0,62% | 1,48% | 1,10% |
| | Q2 | 0,26% | 0,64% | 1,82% | 1,44% |
| | Q3 | 0,28% | 0,65% | 1,58% | 1,21% |
| | Q4 | 0,30% | 0,68% | 1,73% | 1,35% |
| | Q5 (grand) | 0,36% | 0,67% | 1,40% | 1,09% |
| | Période : 2005 - 2018 | | | | |
| | Q1 (petit) | 0,31% | 0,64% | 0,75% | 0,42% |
| | Q2 | 0,38% | 0,72% | 0,86% | 0,52% |
| | Q3 | 0,37% | 0,74% | 0,94% | 0,57% |
| Q4 | 0,42% | 0,75% | 0,71% | 0,38% | |
| Q5 (grand) | 0,51% | 0,80% | 0,55% | 0,26% | |
| Valeur comptable des capitaux propres | Période : 1990 - 2004 | | | | |
| | Q1 (petit) | 0,39% | 0,89% | 1,40% | 0,90% |
| | Q2 | 0,36% | 0,80% | 1,45% | 1,01% |
| | Q3 | 0,26% | 0,63% | 1,32% | 0,95% |
| | Q4 | 0,22% | 0,52% | 1,38% | 1,08% |
| | Q5 (grand) | 0,18% | 0,47% | 1,40% | 1,11% |
| | Période : 2005 - 2018 | | | | |
| | Q1 (petit) | 0,52% | 0,78% | 1,10% | 0,84% |
| | Q2 | 0,38% | 0,70% | 0,43% | 0,11% |
| | Q3 | 0,37% | 0,55% | 0,46% | 0,28% |
| Q4 | 0,38% | 0,46% | 0,61% | 0,53% | |
| Q5 (grand) | 0,33% | 0,41% | 0,59% | 0,51% | |
| Total actif | Période : 1990 - 2004 | | | | |
| | Q1 (petit) | 0,23% | 0,60% | 1,79% | 1,42% |
| | Q2 | 0,30% | 0,70% | 1,43% | 1,03% |
| | Q3 | 0,22% | 0,60% | 1,38% | 1,00% |
| | Q4 | 0,26% | 0,65% | 1,24% | 0,85% |
| | Q5 (grand) | 0,33% | 0,66% | 1,29% | 0,96% |
| | Période : 2005 - 2018 | | | | |
| | Q1 (petit) | 0,37% | 0,53% | 1,18% | 1,02% |
| | Q2 | 0,34% | 0,61% | 0,79% | 0,52% |
| | Q3 | 0,34% | 0,52% | 0,43% | 0,25% |
| Q4 | 0,39% | 0,57% | 0,53% | 0,35% | |
| Q5 (grand) | 0,50% | 0,57% | 0,38% | 0,31% | |

À partir du modèle de marché où $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta(r_{M,t} - r_{f,t}) + \epsilon_{i,t}$ et du modèle d'Ibbotson et al. (1997) dans lequel $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_1(r_{M,t} - r_{f,t}) + \beta_2(r_{M,t-1} - r_{f,t-1}) + \epsilon_{i,t}$, deux estimations des rentabilités attendues sont effectuées. À l'aide des coefficients de sensibilité calculés grâce aux données historiques, les rentabilités attendues des cinq quintiles de taille, selon la mesure de taille, sont présentées. L'écart correspond à la différence de rentabilité entre ce qui est observé et ce qui est estimé par les deux modèles.

Pour chaque portefeuille, nous avons estimé la rentabilité attendue dans le cadre du MEDAF classique et en ayant recours au *sum bêta*. Puis nous avons calculé la différence entre la rentabilité observée (tableau 2.) et celle attendue, afin de mettre en évidence une éventuelle mauvaise spécification du modèle, de nature à faire apparaître une régularité représentative d'une prime de risque associée à la taille. Plus la taille est importante, plus l'écart attendu devrait être réduit.

Dans la continuité des résultats précédents, aucune effet taille en cohérence avec la théorie financière n'est observé lorsque la capitalisation boursière est retenue. Alors que l'on devrait

observer un écart d'autant plus faible que la taille est grande, les résultats observés ne mettent pas en évidence une relation linéaire d'un quintile à l'autre. Avec un *sum bêta*, sur la base de la capitalisation et sur la période 1990-2004, l'écart de rentabilité est de 1,10 % par mois pour les petites capitalisations, contre 1,09 % pour les grandes et 1,44 % pour le quintile 2. Deux explications peuvent être avancées pour justifier cette absence d'observation d'un éventuel effet taille.

La première, de nature empirique, est que l'absence d'effet serait liée à un effet de composition. La rentabilité des titres, si elle est affectée par la taille et le risque de marché, peut l'être aussi par d'autres facteurs. Ce facteur supplémentaire viendrait couvrir les conséquences des deux premiers, et expliquerait le constat que, sur le marché français, aucun effet taille n'est observé. Cette explication est notamment avancée par Asness et al. (2018), pour qui la qualité serait également un facteur explicatif de la rentabilité boursière des sociétés, au-delà de leur niveau de risque systématique.

La seconde conteste, sur le fond, les méthodologies empiriques de mesure de l'effet taille qui postulent que les rentabilités observées sont représentatives des rentabilités attendues par les investisseurs. Elles ne seraient que des mesures bruitées de la rentabilité attendue, ajustée du risque (Campbell, 1991 ; Elton, 1999). Sur cette base, et après redressement des rentabilités observées afin d'aboutir à une mesure de la rentabilité attendue, Hou et van Dijk (2019) mettent en évidence un effet taille, qui n'apparaît pas lorsqu'il est mesuré sur la base des rentabilités observées.

4 L'approche renouvelée de l'effet taille

Afin de tenir compte des nombreuses critiques, tant conceptuelles qu'empiriques, dont ont fait l'objet les études ayant porté sur l'estimation d'un effet taille, nous proposons ici une approche renouvelée de son estimation grâce à la notion de qualité des sociétés.

Asness et al. (2018) remarquent que les grandes firmes sont en moyenne de bonne qualité tandis que les petites capitalisations sont, en revanche, de qualité médiocre (*junk stocks*). Leur interprétation de cet effet qualité va ainsi à l'encontre de celle de Banz (1981), pour qui une petite capitalisation est supposée produire une rentabilité supérieure. Or, si cette dernière est de faible qualité, elle devrait enregistrer, au contraire, une moindre performance. C'est ainsi qu'Asness et al. (2018) soutiennent que l'effet de taille lutte à contre-courant de l'effet qualité, et les conduit à proposer de croiser les deux dimensions afin de mieux identifier leurs effets respectifs.

Ils définissent la qualité comme une caractéristique ou un ensemble de caractéristiques d'un titre que les investisseurs sont disposés à payer plus cher, toutes choses étant égales par ailleurs (Asness et al., 2019). Ils mesurent ce critère de qualité à partir de la profitabilité, de la croissance des indicateurs de profitabilité, du risque et des flux de trésorerie à destination des apporteurs de fonds.

Cette méthodologie permet une prise en compte de cet effet de contre-courant qui explique une grande partie des critiques adressées à l'encontre de l'effet taille dans la littérature et leur permet de constater que l'effet taille est plus fort lorsque l'effet qualité est contrôlé.

Asness et al. (2019) évaluent la qualité au travers de quatre scores (voir annexe pour le détail des mesures) :

- **Profitability (P)**. Toutes choses égales par ailleurs, les sociétés dont les ratios comptables de profitabilité sont élevés enregistrent, en moyenne, des rentabilités boursières supérieures. Il s'agit de l'effet de *gross profitability* introduit par Chen, Novy-Marx et Zhang (2011) et Novy-Marx (2013). Six paramètres sont retenus : 1. les bénéfices bruts sur le total actif : *gross profits over assets* (GPOA), 2. le taux de rentabilité financière : *return on equity* (ROE), 3. le taux de rentabilité des actifs : *return on assets* (ROA), 4. le flux net de trésorerie sur les actifs : *cash-flow over assets* (CFOA), 5. le taux de marge brute : *gross margin* (GMAR) et 6. le rapport entre les variables comptables de régularisation⁴ sur le total actif : *low accruals* (ACC).
- **Growth (G)**. Les investisseurs devraient payer un prix supérieur pour les titres dont la profitabilité est en forte croissance. Cette dernière s'apprécie sur une fenêtre temporelle de trois ans. Plus précisément, nous mesurons la croissance pour chaque mesure constituant le paramètre *Profitability*. Pour cela, nous divisons le numérateur en t par un dénominateur retardé de trois ans ($t - 3$).
- **Safety (S)**. Le paramètre S désigne, par ses critères, des sociétés plus sûres pour les investisseurs, qui sont censés payer un prix plus élevé pour un titre moins risqué. Asness et al. (2019) proposent d'approcher le niveau de sureté d'un titre par le β du MÉDAF (BAB), sa volatilité idiosyncratique σ_ε (IVOL), la volatilité de sa rentabilité des capitaux propres (EVOL) ainsi que son niveau d'endettement (LEV).
- **Payout (O)**. Asness et al. (2019) avancent que le niveau des flux de trésorerie à destination de l'ensemble des apporteurs de fonds est déterminé par le management et constitue une mesure fiable de l'attractivité d'un titre pour ses actionnaires. Cette dimension constitue un score de distribution comprenant l'émission d'actions (EISS), l'émission de dettes (DISS) ainsi que le taux de distribution des dividendes (NPOP).

Afin que chaque critère soit comparable, nous calculons la valeur de chaque paramètre que nous classons ensuite afin d'établir leur rang (r_x). Puis nous standardisons ce rang en en déduisant le rang moyen et en rapportant le tout à l'écart-type des rangs :

$$z_x = [r_x - \bar{r}_x] / \sigma(r_x)$$

Les scores sont calculés comme suit :

- $P = z(z_{GPOA} + z_{ROE} + z_{ROA} + z_{CFOA} + z_{GMAR} + z_{ACC})$
- $G = z(z_{\Delta GPOA} + z_{\Delta ROE} + z_{\Delta ROA} + z_{\Delta CFOA} + z_{\Delta GMAR} + z_{\Delta ACC})$
- $S = z(z_{BAB} + z_{LEV} + z_{IVOL} + z_{EVOL})$
- $O = z(z_{EISS} + z_{DISS} + z_{NPOP})$

La mesure de qualité Q est ensuite calculée comme suit :

$$Q = z(z_P + z_G + z_S + z_O)$$

Dans cette étude, pour discriminer l'effet taille de l'effet qualité, les sociétés de l'échantillon sont ordonnées selon ces deux dimensions, la taille et la qualité. La taille est ici mesurée par la capitalisation boursière, et la qualité par le score Q . Du fait de cette double caractérisation, il n'est plus possible de répartir les titres en cinq portefeuilles de taille. Nous retenons ici une

⁴ Traduction d'*accruals* utilisée par Thauvron (2000).

répartition par quartile, les primes de taille s'appréciant par comparaison des quartiles extrêmes (Q1 – Q4).

Tableau 5. Rentabilité mensuelle, en excès du taux sans risque, de chaque portefeuille construit selon le croisement indépendant entre taille et qualité

| Période : 1990 - 2004 | | | | | | |
|-------------------------|-------------|-------------|-------|-------|-------------|--------------------------|
| | | Qualité | | | | Effet qualité : Q4-Q1 |
| | | Q1 (faible) | Q2 | Q3 | Q4 (élevée) | |
| Taille | Q1 (petite) | 2,45% | 2,62% | 2,69% | 2,97% | 0,51% |
| | Q2 | 1,48% | 1,99% | 1,77% | 1,93% | 0,45% |
| | Q3 | 1,46% | 1,54% | 1,45% | 1,40% | -0,06% |
| | Q4 (grande) | 0,48% | 1,31% | 1,27% | 0,47% | -0,01% |
| Effet taille : Q1-Q4 | | 1,97% | 1,31% | 1,42% | 2,49% | |

| Période : 2005 - 2018 | | | | | | |
|-------------------------|-------------|-------------|-------|-------|-------------|--------------------------|
| | | Qualité | | | | Effet qualité : Q4-Q1 |
| | | Q1 (faible) | Q2 | Q3 | Q4 (élevée) | |
| Taille | Q1 (petite) | 2,14% | 1,77% | 2,22% | 1,93% | -0,22% |
| | Q2 | 1,18% | 1,33% | 1,53% | 1,82% | 0,64% |
| | Q3 | 1,35% | 1,38% | 1,22% | 1,29% | -0,05% |
| | Q4 (grande) | 0,63% | 0,71% | 1,15% | 0,60% | -0,03% |
| Effet taille : Q1-Q4 | | 1,52% | 1,07% | 1,08% | 1,33% | |

Le tableau présente les rentabilités *ex-post* mensuelles moyennes des portefeuilles de titres issus d'un double découpage indépendant entre la taille, mesurée par la capitalisation boursière, d'une part, et par le niveau de qualité, d'autre part. Ce double découpage en quatre quartiles respectifs produits seize portefeuilles. Les performances des portefeuilles susvisés sont distinguées selon deux sous périodes : 1990 – 2004 et 2005 – 2018.

Alors qu'aucun effet taille n'était observé en classant les titres selon cette seule dimension, la prise en compte de la qualité conduit à faire ressortir une prime, en cohérence avec les résultats observés par Asness et al. (2018). Lorsque les sociétés sont considérées comme de bonne qualité sur 1990-2004, la rentabilité moyenne mensuelle en excès des petites capitalisations (2,97%) est supérieure de 2,49% à celle des grandes capitalisations (0,47%). Il en va de même pour celles pouvant être qualifiées de mauvaise qualité, avec un écart mensuel de 1,97%. Pour presque tous les niveaux de qualité, à l'exception de Q1 et Q2 sur 2005-2018, nous observons une rentabilité en excès d'autant plus importante que la taille des sociétés diminue. Sur 2005-

2018, la rentabilité en excès passe ainsi, successivement, de 0,60% pour les sociétés les plus grandes (Q4), à 1,29% (Q3), 1,82% (Q2) pour finir à 1,93% pour les plus petites (Q1).

5 Conclusion

Les normes IFRS actuelles imposent un recours fréquent aux calculs actuariels, et à l'estimation en amont d'un taux d'actualisation. Ce dernier est généralement calculé en ayant recours au MÉDAF. Cependant, depuis les travaux de Banz (1981), il est fréquent que les professionnels du chiffre ajoutent à ce taux une prime de risque associée à la taille. Plus l'entreprise est petite, plus cette prime est élevée.

L'objet de notre travail était d'étudier l'existence ou non d'une telle prime sur le marché français. Afin de tenir compte des critiques fréquemment émises à l'encontre des études menées sur ce sujet, nous avons retenu trois mesures de la taille, deux méthodologies d'estimation du risque systématique des portefeuilles et deux sous-périodes afin de tenir compte de l'incidence éventuelle du passage obligatoire aux IFRS au 1er janvier 2005. Dans tous les cas, aucun effet taille n'est observé. À l'instar d'Asness et al. (2018), nous avons croisé le critère de la taille des entreprises avec celui de leur qualité. Dans ce cadre, un effet taille apparaît de façon significative. À qualité identique, les portefeuilles comprenant les entreprises de petite taille dégagent une rentabilité plus élevée que celui des grandes entreprises.

Pour les professionnels du chiffre, la principale implication de ce travail est que le recours à des modèles ad hoc, consistant à ajouter de façon mécanique aux résultats du MÉDAF une prime de taille, n'est pas pertinent. Si une prime de taille existe bien, elle doit être mise en perspective avec la qualité de la société concernée.

Annexe

Modalités d'appréciation de la qualité des entreprises

Cette annexe détaille les modalités d'estimation des différentes variables entrant dans le calcul du score de qualité, qui est lui-même le résultat de quatre scores : *Profitability*, *Growth*, *Safety* et *Payout* :

$$Q = z(z_P + z_G + z_S + z_O)$$

Les modalités de calcul des scores s'inspirent de la méthodologie d'Asness et al. (2019). Pour estimer le score z d'une variable x à la date t , l'ensemble des valeurs de la variable étudiée, sur l'ensemble des sociétés et des années, sont classées par ordre ascendant :

$$r_x = \text{rang}(x).$$

Ce rang est ensuite standardisé afin d'avoir une moyenne égale à zéro et un écart-type de un :

$$z(x) = z_x = [r_x - \bar{r}_x] / \sigma(r_x)$$

Les données sont extraites de la base de données Thomson Reuters Datastream.

Profitability

Le score P de profitabilité (*Profitability*) de la société résulte de 6 mesures :

$$P = z(z_{GPOA} + z_{ROE} + z_{ROA} + z_{CFAO} + z_{GMAR} + z_{ACC})$$

1. la rentabilité brute d'exploitation (*gross profits over assets*) :

$$GPOA = \frac{\text{revenue} - \text{costs of goods sold}}{\text{total assets}}$$

2. la rentabilité des capitaux propres (*return on equity*) :

$$ROE = \frac{\text{net income}}{\text{book equity}}$$

3. la rentabilité des actifs (*return on assets*) :

$$ROA = \frac{\text{net income}}{\text{total assets}}$$

4. les flux de trésorerie (*cash flows on assets*) :

$$CFAO = \frac{\text{net income} + \text{depreciation} - \Delta \text{ working capital} - \text{capital expenditures}}{\text{total assets}}$$

5. la marge brute (*gross margin*) :

$$GMAR = \frac{\text{revenue} - \text{costs of goods sold}}{\text{total sales}}$$

6. les variables comptables de régularisation (*accruals*)

$$ACC = \frac{\text{depreciation} - \Delta \text{ working capital}}{\text{total assets}}$$

Growth

G représente le score de croissance de la société à partir de la variation de cinq mesures sur trois ans :

$$G = z(z_{\Delta GPOA} + z_{\Delta ROE} + z_{\Delta ROA} + z_{\Delta CFOA} + z_{\Delta GMAR} + z_{\Delta ACC})$$

À titre d'exemple, la variation du ratio GPOA est calculée comme suit :

$$\Delta GPOA = \frac{Gross\ profit_t - Gross\ profit_{t-3}}{total\ assets_{t-3}}$$

Safety

Le troisième score, noté S, pour *safety* se fonde sur quatre variables :

$$S = z(z_{BAB} + z_{LEV} + z_{IVOL} + z_{EVOL})$$

Selon Asness et al. (2019), un titre de qualité est également un titre ayant un niveau de sureté élevé. Cette mesure repose sur quatre critères. Le titre doit avoir un bêta du marché faible en cohérence avec la stratégie d'investissement BAB pour *betting against beta* (Frazzini et Pedersen, 2014). Les auteurs stipulent en effet qu'il est possible de produire des performances élevées et non captées par le modèle de marché en achetant des titres dont les bêtas sont faibles et de financer cet achat par la vente à découvert de titres à bêtas élevés. Les bêtas ont été ici estimés à partir du MÉDAF ex post où $r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}$ sur un historique de 3 années. Cette estimation est réalisée pour chaque titre individuel annuellement à l'aide de fenêtres temporelles mobiles. Le critère BAB, dans notre échantillon, indique ainsi le classement d'un titre sur la base de son risque systématique du marché. Toujours dans le cadre de ce modèle, une faible volatilité idiosyncratique, notée IVOL, est considérée comme un critère de sécurité. Il s'agit de classer les actions françaises selon un score de dispersion de leurs résidus statistiques, c'est-à-dire $\varepsilon_{i,t} = [r_{i,t} - r_{f,t}] - \beta_i(r_{M,t} - r_{f,t})$. En d'autres termes, pour chaque titre individuel, nous mesurons sur une fenêtre de 3 années l'écart-type des résidus noté σ_ε . Une faible volatilité idiosyncratique signifie un moindre risque et donc un niveau de sécurité supérieur. La volatilité idiosyncratique est standardisée sous la forme d'un score z à l'instar des autres paramètres. La sécurité d'un titre implique un faible taux d'endettement que l'on note LEV (rapport entre les dettes à long terme et la valeur comptable des capitaux propres). Quant à la volatilité de la rentabilité des capitaux propres (EVOL), elle est mesurée par son écart-type, toujours sur un horizon temporel de trois années.

Payout

Le score O mesure le niveau des flux de trésorerie à destination de l'ensemble des apporteurs de fonds, qu'ils soient actionnaires ou créanciers financiers :

$$O = z(z_{EISS} + z_{DISS} + z_{NPOP})$$

Cette dimension constitue un score de distribution comprenant l'émission d'actions (EISS), l'émission de dettes (DISS) ainsi que le taux de distribution des dividendes (NPOP).

Bibliographie

- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of financial markets*, 5(1), 31-56.
- Asness, C.S., Frazzini, A., Israel, R., Moskowitz, T. J., & Pedersen, L.H. (2018). Size matters, if you control your junk. *Journal of Financial Economics*, 129(3), 479-509.
- Asness, C.S., Frazzini, A., & Pedersen, L.H. (2019). Quality minus junk. *Review of Accounting Studies*. March 2019, Volume 24, Issue 1, pp 34–112
- Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of financial economics*, 9(1), 3-18.
- Beaver, W. (1981). *Financial reporting: an accounting revolution*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Berk, J. B. (1995). A critique of size-related anomalies. *The Review of Financial Studies*, 8(2), 275-286.
- Berk, J. B. (1997). Does size really matter? *Financial Analysts Journal*, 53(5), 12-18.
- Bhandari, L. C. (1988). Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence. *The journal of finance*, 43(2), 507-528.
- Black, F. (1993). Beta and return. *The journal of portfolio management*, 20(1), 8-18.
- Brown, P., Kleidon, A. W., & Marsh, T. A. (1983). New evidence on the nature of size-related anomalies in stock prices. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 33-56.
- Brown, S. J., Goetzmann, W., Ibbotson, R. G., & Ross, S. A. (1992). Survivorship bias in performance studies. *The Review of Financial Studies*, 5(4), 553-580.
- Campbell, J. Y. (1991). A variance decomposition for stock returns. *The Economic Journal*, 101(405), 157-179.
- Chan, K. C., Chen, N. F., & Hsieh, D. A. (1985). An exploratory investigation of the firm size effect. *Journal of Financial Economics*, 14(3), 451-471.
- Chen, L., Novy-Marx, R., & Zhang, L. (2011). An Alternative Three-Factor Model.
- Chiapello, E. (2007). Accounting and the birth of the notion of capitalism. *Critical Perspectives on Accounting*, 18, 263–296.
- Da, Z., Guo, R. J., & Jagannathan, R. (2012). CAPM for estimating the cost of equity capital: Interpreting the empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 103(1), 204-220.
- De Mello e Souza, C. A. (2002). Bankruptcy happens: A study of the mechanics of distress-driven CAPM anomalies. Available at SSRN 294804
- Dichev, I. D. (1998). Is the risk of bankruptcy a systematic risk?. *The Journal of Finance*, 53(3), 1131-1147.
- Dimson, E., & Marsh, P. R. (1983). The stability of UK risk measures and the problem of thin trading. *The Journal of Finance*, 38(3), 753-783.
- Dimson, E., & Marsh, P. (1999). Murphy's law and market anomalies. *The Journal of Portfolio Management*, 25(2), 53-69.
- Eleswarapu, V. R., & Reinganum, M. R. (1993). The seasonal behavior of the liquidity premium in asset pricing. *Journal of Financial Economics*, 34(3), 373-386.
- Elton, E. J. (1999). Presidential address: expected return, realized return, and asset pricing tests. *The Journal of Finance*, 54(4), 1199-1220.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *the Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33(1), 3-56.

- Fama, E. F., & French, K. R. (1995). Size and book-to-market factors in earnings and returns. *The journal of finance*, 50(1), 131-155.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1996). The CAPM is wanted, dead or alive. *The Journal of Finance*, 51(5), 1947-1958.
- Frazzini, A., & Pedersen, L. H. (2014). Betting against beta. *Journal of Financial Economics*, 111(1), 1-25.
- Garleanu, N., Panageas, S., & Yu, J. (2012). Technological growth and asset pricing. *The Journal of Finance*, 67(4), 1265-1292.
- Handa, P., Kothari, S. P., & Wasley, C. (1989). The relation between the return interval and betas: Implications for the size effect. *Journal of Financial Economics*, 23(1), 79-100.
- Hirshleifer, D. (2001). Investor psychology and asset pricing. *The Journal of Finance*, 56(4), 1533-1597.
- Horowitz, J. L., Loughran, T., & Savin, N. E. (2000). Three analyses of the firm size premium. *Journal of Empirical Finance*, 7(2), 143-153.
- Hou, K., van Dijk, M. (2019). Resurrecting the Size Effect: Firm Size, Profitability Shocks, and Expected Stock Returns, *The Review of Financial Studies*, Volume 32, Issue 7, July 2019, 2850–2889.
- Hur, J., Pettengill, G., & Singh, V. (2014). Market states and the risk-based explanation of the size premium. *Journal of Empirical Finance*, 28, 139-150.
- Ibbotson, R. G., Kaplan, P. D., & Peterson, J. D. (1997). Estimates of petit-stock betas are much too low. *Journal of Portfolio Management*, 23(4), 104.
- Jacobs, M. T., & Shivdasani, A. (2012). Do you know your cost of capital? *Harvard business review*, 118.
- Keim, D. B. (1983). Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence. *Journal of financial economics*, 12(1), 13-32.
- Knez, P. J., & Ready, M. J. (1997). On the robustness of size and book-to-market in cross-sectional regressions. *The Journal of Finance*, 52(4), 1355-1382.
- Kothari, S. P., Shanken, J., & Sloan, R. G. (1995). Another look at the cross-section of expected stock returns. *The journal of finance*, 50(1), 185-224.
- Lamoureux, C. G., & Sanger, G. C. (1989). Firm size and turn-of-the-year effects in the OTC/NASDAQ market. *The Journal of Finance*, 44(5), 1219-1245.
- Levi, Y., & Welch, I. (2017). Best practice for cost-of-capital estimates. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(2), 427-463.
- Lewellen, J. (2015). The Cross-section of Expected Stock Returns. *Critical Finance Review*, 4(1), 1-44.
- Lo, A. W., & MacKinlay, A. C. (1990). Data-snooping biases in tests of financial asset pricing models. *The Review of Financial Studies*, 3(3), 431-467.
- Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: The gross profitability premium. *Journal of Financial Economics*, 108(1), 1-28.
- Pástor, L., & Stambaugh, R. F. (2003). Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political economy*, 111(3), 642-685.
- Peek, E., A Study of Differences in Returns between Large and Petit Companies in Europe (April 30, 2019). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2499205>
- Qadan, M., & Aharon, D. Y. (2019). Can investor sentiment predict the size premium?. *International Review of Financial Analysis*, 63, 10-26.
- Reinganum, M. R. (1981). Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings' yields and market values. *Journal of financial Economics*, 9(1), 19-46.

- Richard, J. (2015). The dangerous dynamics of modern capitalism (from static to IFRS' futuristic accounting). *Critical Perspectives on Accounting* 30 (2015) 9–34
- Scholes M., Williams J. (1977), Estimating betas from non synchronous data, *Journal of financial economics*, Vol. 14, 327-348
- Schwert, G. W. (2003). Anomalies and market efficiency. *Handbook of the Economics of Finance*, 1, 939-974.
- Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1997). The limits of arbitrage. *The Journal of finance*, 52(1), 35-55.
- Shumway, T., & Warther, V. A. (1999). The delisting bias in CRSP's Nasdaq data and its implications for the size effect. *The Journal of Finance*, 54(6), 2361-2379.
- Thauvron, A. (2000). La manipulation du résultat comptable avant une offre publique. *Comptabilité-Contrôle-Audit*, 6(2), 97-114.
- Van Dijk, M. A. (2011). Is size dead? A review of the size effect in equity returns. *Journal of Banking & Finance*, 35(12), 3263-3274.
- Zakamulin, V. (2013). Forecasting the size premium over different time horizons. *Journal of Banking & Finance*, 37(3), 1061-1072.