JUILLET 2021

ÉTUDE ÉCONOMÉTRIQUE DES DÉTERMINANTS DES FLUX DE RACHAT SUR LES FONDS MONÉTAIRES FRANÇAIS PENDANT LA CRISE DE 2020

PIERRE-EMMANUEL DARPEIX

amf-france.org

AUTORITÉ
DES MARCHÉS FINANCIERS
AMF

Cette étude a été coordonnée par la Division Études, stabilité financière et risques. Elle repose sur l'utilisation de sources considérées comme fiables mais dont l'exhaustivité et l'exactitude ne peuvent être garanties. « Risques et tendances » reflète les vues personnelles de ses auteurs et n'exprime pas nécessairement la position de l'AMF.

Toute copie, diffusion et reproduction de cette étude, en totalité ou partie, sont soumises à l'accord exprès, préalable et écrit de l'AMF.

SYNTHÈSE

Au cours de la crise du coronavirus, entre le 12 et le 30 mars 2020, les fonds monétaires (MMF) français pris dans leur ensemble ont cumulé 48,6 milliards d'euros de rachats nets (cf. Darpeix & Mosson, 2021). Les demandes de rachat se sont cependant concentrées plus particulièrement sur certains fonds (principalement des MMF standard) alors que d'autres enregistraient même quelques souscriptions (surtout des MMF court terme). Au sein même de la catégorie des MMF standard, les comportements de rachat ont été très hétérogènes. On cherche ici à comprendre quels facteurs pourraient expliquer, à l'intérieur de chaque catégorie, que certains fonds aient été plus affectés que d'autres par les sorties d'investisseurs.

Dans les groupes de travail internationaux constitués en réponse à la crise de 2020, de nombreuses banques centrales et autorités de supervision avancent, sans le démontrer de manière convaincante, l'idée que la vague de rachat sur les MMF aurait été causée par des vulnérabilités initiales des MMF, décelées par les investisseurs. En clair, certains investisseurs auraient retiré leurs avoirs de certains MMF par crainte qu'ils ne puissent honorer des rachats ultérieurs (*run*). Cela suppose, notons-le, que les investisseurs surveillent de très près et en temps réel les différents ratios de leurs MMF.

Plusieurs institutions considèrent par ailleurs que les investisseurs des MMF sont très sensibles à la rentabilité (*highly yield-sensitive*), et que la moindre contreperformance se traduit immédiatement par des réallocations massives. Ni l'une ni l'autre de ces théories ne semble validée par les données dont nous disposons pour le marché français.

On met en œuvre diverses techniques économétriques pour modéliser tout d'abord la relation entre les flux et les performances et pour introduire dans un second temps de potentielles variables explicatives propres aux caractéristiques de l'actif des fonds (ratios de liquidité, maturité des portefeuilles, réserves de *cash*…), en supposant que les investisseurs ont accès à ces informations et les surveillent en continu. On travaille dans un premier temps sur une base quotidienne, puis on passe à une fréquence hebdomadaire dans un second temps.

D'une manière générale, au sein d'une même sous-catégorie de fonds monétaires (standard ou court terme), il semble très difficile d'attribuer les écarts observés de rachats à des écarts de performance ou à des écarts de caractéristiques de l'actif des MMF. Notre analyse invalide pour le cas des fonds français, la thèse d'un *run* sur les MMF avec prime au premier sortant. L'hypothèse d'une hyper-sensibilité des investisseurs à la rentabilité semble elle aussi devoir être écartée. Cela prouverait que ce sont d'autres facteurs (par exemple la structure du passif, le gel du marché sous-jacent) qui ont dû jouer un rôle prépondérant dans l'épisode de rachat. La décision prise par certains investisseurs (assureurs, sociétés non financières, banques, autres fonds communs de placement) de demander le remboursement de leurs parts de MMF a certainement été davantage motivée par des besoins de trésorerie effectifs et des appels de marges. Il est aussi possible qu'il y ait eu un arbitrage en faveur les comptes de dépôts.

Une identification précise des agents économiques à l'origine des principaux retraits pourrait aider à mieux comprendre les motivations et la dynamique des rachats, une étape indispensable pour tirer les leçons de cette crise majeure.

REMERCIEMENTS :
L'auteur tient à remercier Raphaëlle Bellando, Gunther Capelle-Blancard, Delphine Lautier et Thierry Roncalli, membres du Conseil scientifique de l'AMF, pour les commentaires qu'ils ont bien voulu apporter sur une version antérieure de cet article. Il remercie par ailleurs ses collègues de l'AMF pour les échanges très riches qu'il a pu avoir avec eux. Les éventuelles erreurs et omissions relèvent bien entendu de la seule responsabilité de l'auteur.

INTRODUCTION

Dans le prolongement de l'étude de la déformation des portefeuilles des fonds monétaires (MMF) français durant les premiers mois de l'année 2020[1], on se propose ici d'analyser les flux de souscription/rachat sur les MMF pendant la période de crise. On se concentre plus particulièrement sur les mois de février, mars, avril et mai 2020. On rappelle que la majeure partie des rachats a eu lieu au cours de la deuxième quinzaine de mars et a essentiellement concerné, dans le cas français, les fonds monétaires standard (par opposition aux fonds court terme). Au sein de chaque sous-population de fonds, on s'intéressera à l'existence éventuelle d'une relation entre les flux et la performance, et on tentera d'identifier des paramètres susceptibles d'avoir joué un rôle sur les rachats. Après une brève revue de la littérature académique (section 2), nous présentons nos données (section 3) et décrivons le périmètre d'analyse (section 4). Les résultats économétriques sont détaillés dans la section 5.

1. REVUE DE LITTÉRATURE

Historiquement, dans la littérature académique, la relation entre les flux et la performance a surtout été étudiée pour les fonds actions et sur le marché américain (e.g. Ippolito (1992), Sirri & Tufano (1998), Del Guercio & Tkac (2002), Lynch & Musto (2003), Huang, Wei & Yan (2007)). En règle générale, ces études ont montré empiriquement que la relation flux performance était convexe, c'est-à-dire que les bonnes performances passées tendaient à attirer plus de souscriptions que les mauvaises n'entrainaient de rachats. Bellando et Tran-Dieu (2011) ont proposé une analyse similaire sur le marché français, et Ferreira et al (2012) ont étendu le périmètre à 28 pays et ont ainsi pu observer que la convexité de la relation n'était pas généralisable partout.

Les études sur les fonds obligataires sont moins nombreuses, et globalement plus récentes. Goldstein, Jiang et Ng (2017) ont mis en évidence une relation flux performance concave (i.e. à l'inverse des fonds action, les rachats sont plus sensibles aux mauvaises performances que les souscriptions aux bonnes). Bellando, Capota et Galanti (2019) ont retrouvé un résultat similaire pour les performances de court-terme sur les fonds obligataires français.
Ces différents articles utilisent des techniques économétriques de données de panel sur des données à fréquence annuelle. Les performances brutes sont calculées via les variations de la valeur liquidative des fonds, et généralement corrigées du taux sans risque. Pour les fonds actions, en plus de la performance brute, les auteurs utilisent aussi des mesures plus sophistiquées, comme le alpha de Jensen ou ceux obtenus via des régressions multifactorielles comme les modèles de Fama-French ou à quatre facteurs (e.g. Lynch et Musto, 2003 ou encore Ferreira et al, 2012). Sirri et Tufano (1998) préfèrent les performances brutes, qui selon eux, reflètent davantage l'information accessible aux investisseurs. Pour les fonds obligataires, Bellando, Capota et Galanti (2019) utilisent les rendements bruts, mais Goldstein, Jiang et Ng (2017) calculent un alpha sur un indice obligataire et un indice action.

Tous les articles calculent les flux de la même manière, comme la variation relative de l'actif net entre deux dates de laquelle on déduit la variation relative de la valeur liquidative entre ces mêmes dates.

L'analyse de la relation flux performance pour les fonds monétaires a été surtout motivée par la crise de 2008. Kacperczyk et Schnabl (2013) ont étudié 148 MMF américains à fréquence hebdomadaire sur la période 2007-2010. Ils concluent en particulier que les souscriptions (« *inflows* ») étaient très sensibles aux rendements (ou plus précisément, à l'écart entre le rendement brut et le taux sans risque). Christoffersen (2001) avait elle-aussi mis en évidence une convexité de la relation (sensibilité plus forte aux bonnes performances) sur données annuelles. Witmer (2012) de son côté a surtout étudié la probabilité d'occurrence de forts rachats (définis comme trois jours consécutifs de rachats pour plus de 1 % de l'actif net) sur les MMF européens et américains entre 2006 et 2011 (modèles logistiques sur données de panel avec effets aléatoires). Il a néanmoins aussi analysé la relation flux-

[1] Darpeix, Pierre-Emmanuel et Natacha Mosson (2021). Analyse détaillée des portefeuilles des fonds monétaires de droit français lors de la crise de la Covid-19 de début 2020. *Risques et Tendances*, mai 2021.

performance de manière plus classique avec des données quotidiennes pour conclure à une plus forte sensibilité aux mauvaises performances (écart entre la performance du fonds et la performance moyenne de la population pour une date donnée). On peut encore citer le papier de Schmidt et al (2016) qui analyse en coupe transversale les rachats sur les MMF américains pendant la semaine de la faillite de Lehman Brothers (cependant cet article, le seul à choisir la classe de part comme unité d'observation, se concentre avant tout sur la différence de comportement entre les investisseurs institutionnels et la clientèle de détail).

2. MESURE DES FLUX ET DE L'EFFET DE VALORISATION

Pour notre analyse, les variables de flux (souscription/rachat) et de variation de valorisation sont recalculées à partir des données exhaustives de supervision déclarées quotidiennement à l'AMF au niveau de chaque classe de part de fonds (actif net total, valeur liquidative, nombre de parts). Pour mémoire, l'actif net est défini comptablement comme le produit de la valeur liquidative (prix d'une part de fonds) par le nombre de parts émises par le fonds.

Les déclarations datées au dimanche ou à un jour férié sont reportées au jour ouvré précédent. Une correction est appliquée pour prendre en compte les éventuelles distributions de coupons (le numéraire versé aux porteurs de parts, qui correspond à une réduction de la VL et à un appauvrissement du fonds, est réintégré à la VL du jour).

Pour chaque classe de parts de fonds, on applique les formules suivantes :

$$Effet\ flux_t = valeur\ liquidative_t \times (nombre\ de\ parts_t - nombre\ de\ parts_{t-1})$$

$$Effet\ valorisation_t = nombre\ de\ parts_{t-1} \times (valeur\ liquidative_t + distribution_t - valeur\ liquidative_{t-1})$$

$$Effet\ distribution_t = -\ nombre\ de\ parts_{t-1} \times (distribution_t)$$

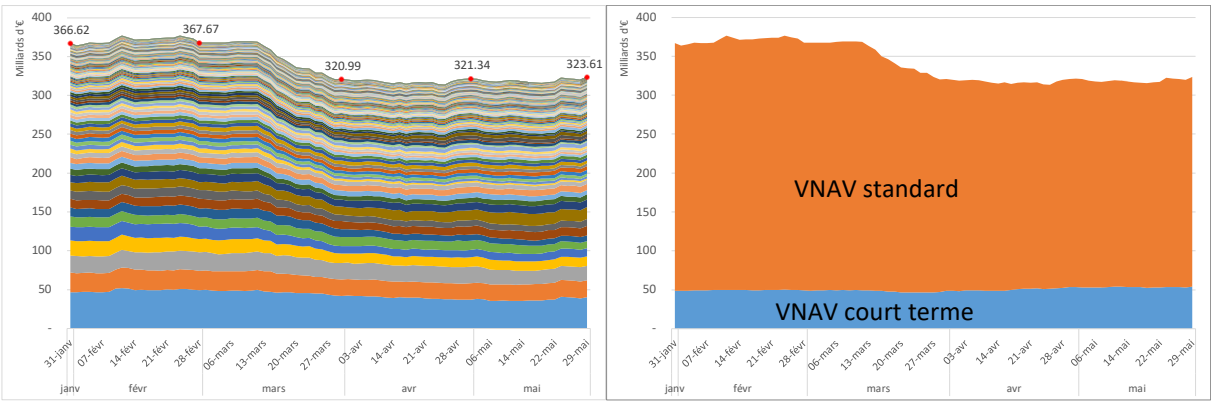
Notons que les trois effets sont exprimés en montants (euros), et que la somme des trois effets correspond bien théoriquement à la variation de l'actif net entre $t-1$ et t. Les effets relatifs sont calculés en rapportant ces montants absolus à l'actif net de la veille. La déclaration quotidienne du nombre de parts permet de s'affranchir de l'approximation faite par les études académiques précédentes pour calculer l'effet de flux sur des pas de temps larges, en supposant que tous les flux avaient lieu soit au début soit à la fin de la période.

Notre période d'analyse couvre les mois de février, mars, avril et mai 2020, et nous ajoutons la date du 31 janvier 2020 pour servir de référence et permettre de calculer les différents flux dès le premier jour du mois de février. On travaillera avec des performances relatives brutes (on assimile le « taux sans risque » à 0 et on ne cherche pas à calculer un hypothétique alpha sur cette période restreinte de quatre mois).

3. PÉRIMÈTRE D'ANALYSE ET VISUALISATION DES DONNÉES

À la fin du mois de janvier 2020, l'actif net cumulé des MMF français atteignait 366,6 milliards d'euros. On rappelle que les MMF français sont exclusivement des fonds à valeur liquidative variable (*variable net asset value*, ou VNAV). Les VNAV standard représentaient 317,8 milliards d'euros et les VNAV court terme 48,8 milliards d'euros.

Graphique 1 : Évolution de l'actif net cumulé des MMF de droit français entre le 31 janvier et le 31 mai 2020
(fonds par fonds, à gauche ; court terme vs. standard, à droite)

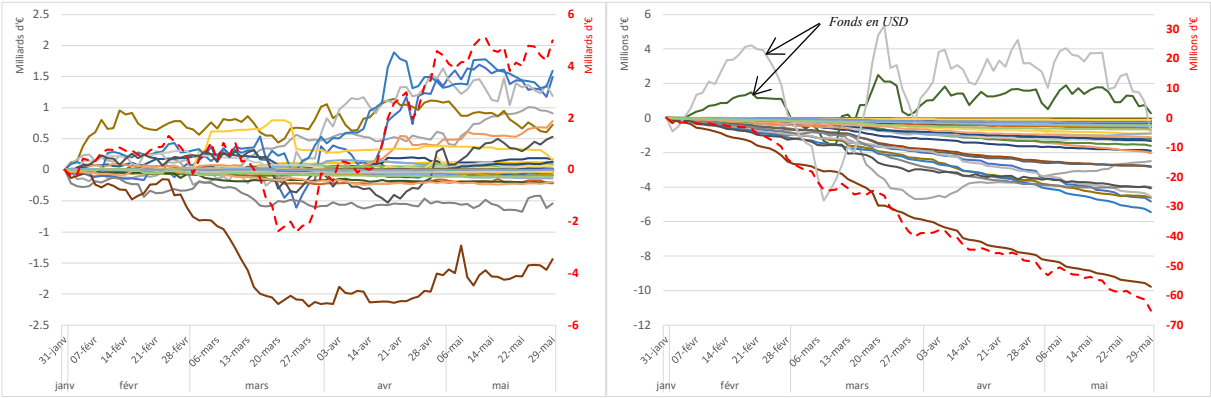


Source : AMF, base BIO

Sur la période d'analyse 218 fonds étaient vivants (i.e. ont reporté un actif net non nul au moins une fois), *cf. Graphique 1-gauche*[2]. Six fonds ont été soldés à des dates diverses (il s'agit toutefois de petits fonds qui totalisaient 345 millions d'euros au 31 janvier, l'actif net du plus gros était alors de 219 millions d'euros) et aucun fonds n'a été créé. Au 31 mai 2020, il ne restait donc que 212 MMF en vie. On a pu constater qu'en agrégé, les fonds VNAV court terme avaient eu un comportement différent des VNAV standard (*cf. Graphique 1-droite*) : dans l'ensemble, les fonds court terme ont enregistré peu de rachats en mars et ont bénéficié de souscriptions dès la fin de ce même mois. Dans la suite de l'étude, on analysera donc séparément ces deux catégories de MMF. Certains MMF sont des fonds de fonds, voire même des fonds nourriciers. 83 fonds de ce type ont pu être identifiés grâce au détail des portefeuilles fourni par la Banque de France (81 avaient la totalité de leur portefeuille constitué de parts de MMF, pour les deux autres, la proportion de parts de MMF à l'actif représentait entre la moitié et les deux-tiers du portefeuille)[3]. Il s'agit de fonds d'épargne salariale. Au total, les MMF fonds de fonds atteignaient 16,1 milliards d'euros au 31 janvier 2020. Ces fonds sont retranchés de l'analyse de la relation flux-performance pour ne pas biaiser les régressions (les rachats subis par ces fonds se répercutent sur les fonds dans lesquels ils ont investi).

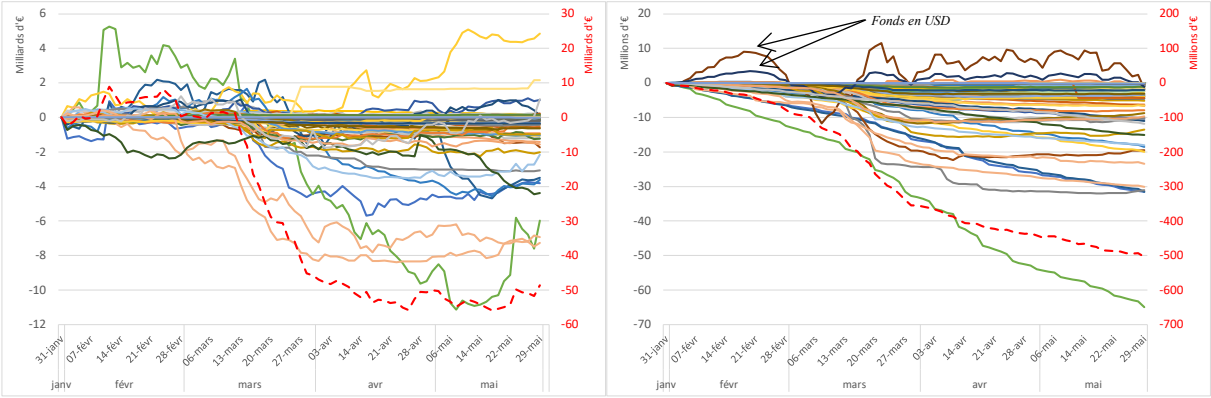
[2] Darpeix et Mosson (2021) font état de 221 fonds actifs au 31/12/2019. La différence vient du fait que trois fonds ont été soldés au cours du mois de janvier 2020.
[3] Pour rappel, l'article 16-3 de MMFR interdit aux MMF d'investir à plus de 17,5% dans d'autres MMF, mais le 16-5 exempte les fonds d'épargne salariale. Les fonds en question sont bien tous des FCPE à l'exception notable de deux SICAV OPCVM VNAV court terme qui ne sont cependant distribuées que via des PEE ou des PERCO.
Trois fonds sans information sur le portefeuille (FCPE) sont inclus par défaut dans la catégorie « fonds de fonds / nourriciers » (267 millions d'euros au 31 janvier 2020).

Graphique 2 : Flux cumulés de souscription/rachat *(gauche)* **et effet de valorisation cumulé** *(droite)* **depuis le 31 janvier 2020 pour chacun des VNAV court terme français** *(hors fonds de fonds). La ligne rouge épaisse et pointillée (échelle de droite) correspond au total pour l'ensemble des VNAV court terme.*



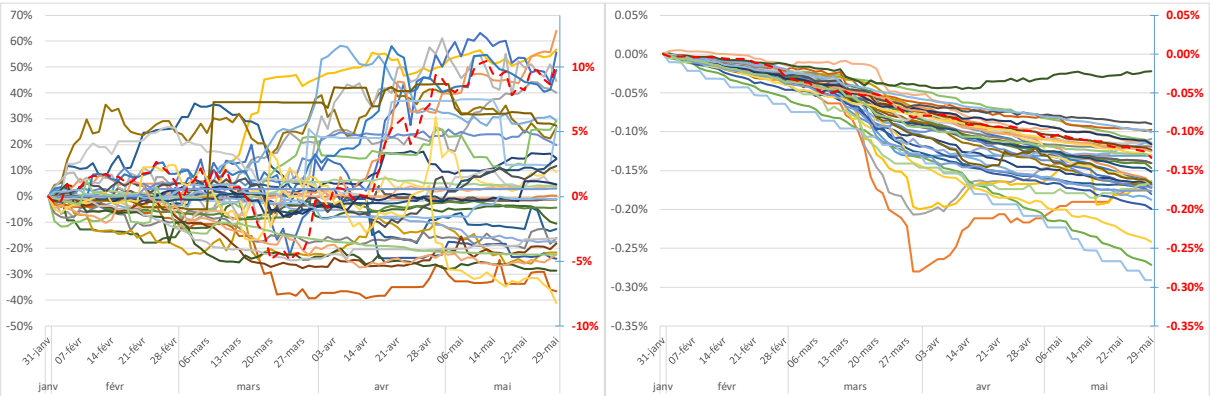
Source : AMF, base BIO

Graphique 3 : Flux cumulés de souscription/rachat *(gauche)* **et effet de valorisation cumulé** *(droite)* **depuis le 31 janvier 2020 pour chacun des VNAV standard français** *(hors fonds de fonds). La ligne rouge épaisse et pointillée (échelle de droite) correspond au total pour l'ensemble des VNAV standard.*



Source : AMF, base BIO

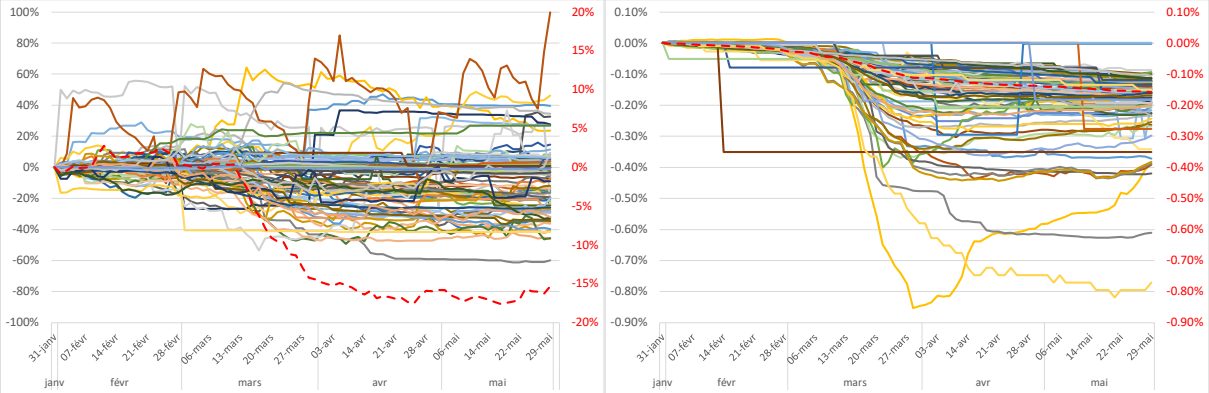
Graphique 4 : Flux cumulés de souscription/rachat *(gauche)* **et effet de valorisation cumulé** *(droite)* **depuis le 31 janvier 2020 pour chacun des VNAV court terme français** *(hors fonds de fonds)* **EN PROPORTION DE L'ACTIF NET EN DÉBUT DE PÉRIODE**. *La ligne rouge épaisse et pointillée (échelle de droite) correspond au total pour l'ensemble des VNAV court terme.*



NB : *Par souci de lisibilité, trois fonds ont été exclus du graphique de gauche : l'un deux a été soldé sur la période (rachats pour 100 % de l'actif net), et les deux autres sont de petits fonds (484 millions d'euros au 31 janvier) qui ont plus que doublé leur actif net (souscriptions pour plus de 100 % de l'actif net). De même deux fonds ont été exclus du graphique de droite : il s'agit de fonds présentant des classes de parts en dollar (271 millions d'euros d'actif net au 31 janvier) qui ont enregistré de fortes variations quotidiennes de valorisation du fait des mouvements de change (jusqu'à -2,41 % et +3,42 %). Des graphiques dédiés aux fonds avec parts en USD sont disponibles en Annexe 1.*

Source : AMF, base BIO

Graphique 5 : Flux cumulés de souscription/rachat *(gauche)* **et effet de valorisation cumulé** *(droite)* **depuis le 31 janvier 2020 pour chacun des VNAV standard français** *(hors fonds de fonds)* **EN PROPORTION DE L'ACTIF NET EN DÉBUT DE PÉRIODE**. *La ligne rouge épaisse et pointillée (échelle de droite) correspond au total pour l'ensemble des VNAV standard.*



NB : par souci de lisibilité, deux fonds (522 millions d'euros au 31 janvier) ont été exclus du graphique de gauche : ils ont plus que doublé leur actif net (souscriptions pour plus de 100 % de l'actif net). De même quatre fonds ont été exclus du graphique de droite : il s'agit de fonds présentant des classes parts en dollar (1,478 milliards d'euros d'actif net au 31 janvier) qui ont enregistré de fortes variations quotidiennes de valorisation du fait des mouvements de change (jusqu'à -3,04 % et +2,98 %). Des graphiques dédiés aux fonds avec parts en USD sont disponibles en Annexe 1.

Source : AMF, base BIO

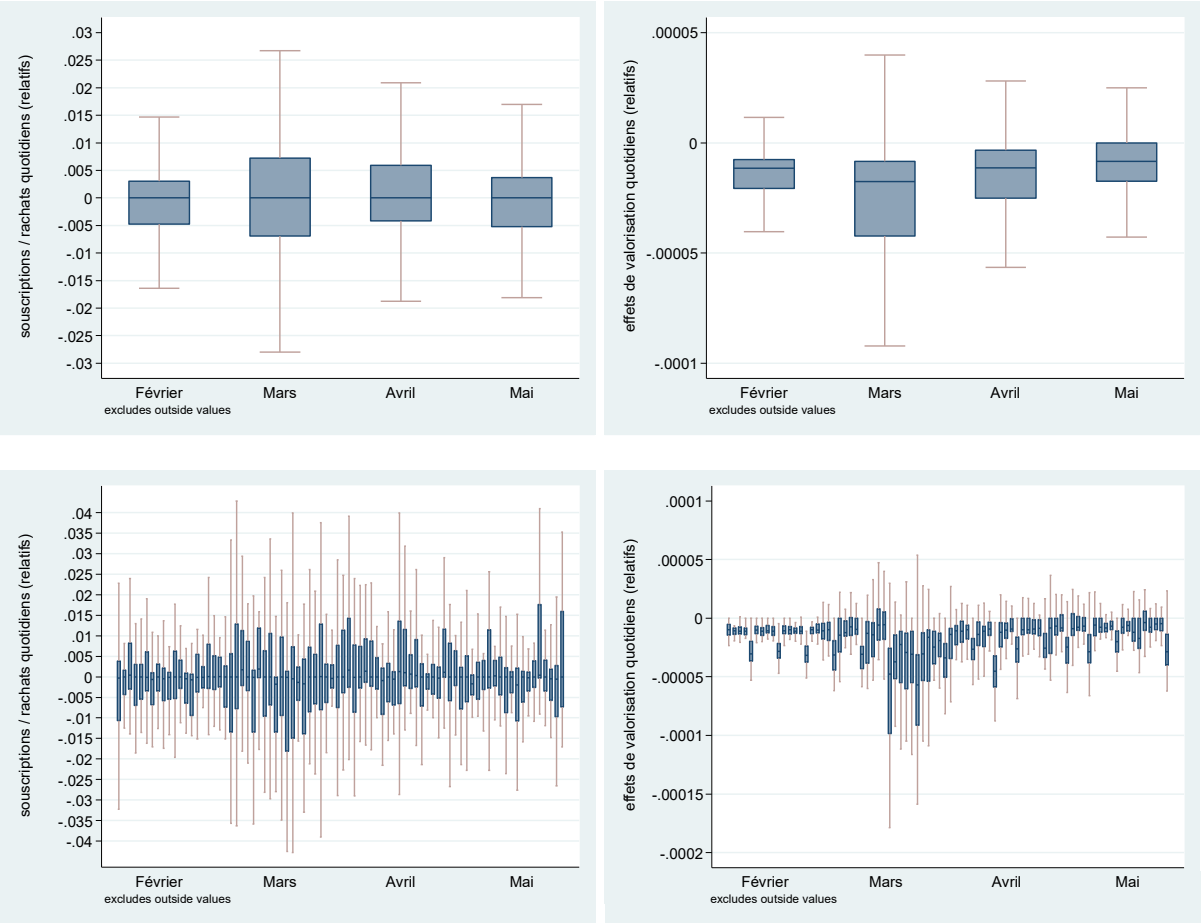
Les graphiques présentés dans les Graphiques 2 à 5 permettent de se faire une idée de la variété des situations rencontrées.

Si les VNAV court terme ont collectivement bénéficié d'une collecte cumulée de l'ordre de 10 % de leur actif net initial à la fin du mois de mai (après une décollecte nette sur la deuxième quinzaine de mars), sept fonds (de moins d'un milliard d'euros d'actif net au 31 janvier) ont enregistré une décollecte nette cumulée de plus de 20 %, et six fonds avaient collecté plus de 40 % (dont cinq totalisaient plus d'un milliard d'euros d'actif net chacun en début de période), *cf. Graphique 4-gauche*. Concernant les effets de valorisation des VNAV court terme, ils s'échelonnaient entre -0,02 % et -0,29 % en cumulé sur la période (avec une moyenne à -0,13 %). On note des profils d'effets de valorisation atypiques (en V – pour trois fonds ; en paliers pour d'autres) qui ont fait craindre des inadéquations dans les méthodes de valorisation des fonds correspondants (*cf. Graphique 4-droite)*. Les services de l'AMF ont étudié précisément ces cas et demandé aux SGP concernées la mise en œuvre d'actions correctrices.
Sur la période d'étude, un fonds standard a cumulé des rachats atteignant 60 % de son actif net initial (*cf. Graphique 5-gauche*). 18 autres VNAV standard ont dépassé les 30 % de rachats cumulés (six sont repassés sous ce seuil avant la fin du mois de mai). Inversement, certains fonds VNAV standard ont bénéficié de flux de collecte significatifs sur la période, parfois marqués par une cyclicité en fin de mois. Neuf fonds ont terminé le mois de mai avec une collecte cumulée sur les quatre mois de plus de 20 % de leur actif net initial. Même s'il s'agit en règle générale de fonds de taille modeste (moins d'un milliard d'euros), l'un d'eux totalisait plus de dix milliards d'euros d'actif net à fin janvier (collecte cumulée sur la période de 46 %). Concernant les valorisations, là encore les situations étaient très diverses (*cf. Graphique 5-droite*). Un fonds VNAV standard a cumulé 0,8 % de perte de valorisation sur la période quand l'effet de valorisation pour le secteur dans son ensemble n'était que de -0,16 %. On retrouve là encore des effets de valorisation très atypiques (en V pour les uns, en plateaux pour d'autres).

On propose *Graphique 6* et *Graphique 7* des graphiques en boîtes à moustaches (*box plots*) pour visualiser la distribution des flux quotidiens relatifs et des effets de valorisation quotidiens relatifs. La représentation est standard, en ce sens que le rectangle bleu matérialise les observations situées entre le premier et le troisième quartile (respectivement le bas et le haut de la boîte). La ligne horizontale à l'intérieur de la boîte signale la médiane (deuxième quartile). Les lignes roses (« moustaches ») représentent les observations « adjacentes », c'est-à-dire, en simplifiant, l'étendue de la distribution totale (hors valeurs extrêmes atypiques)[4].

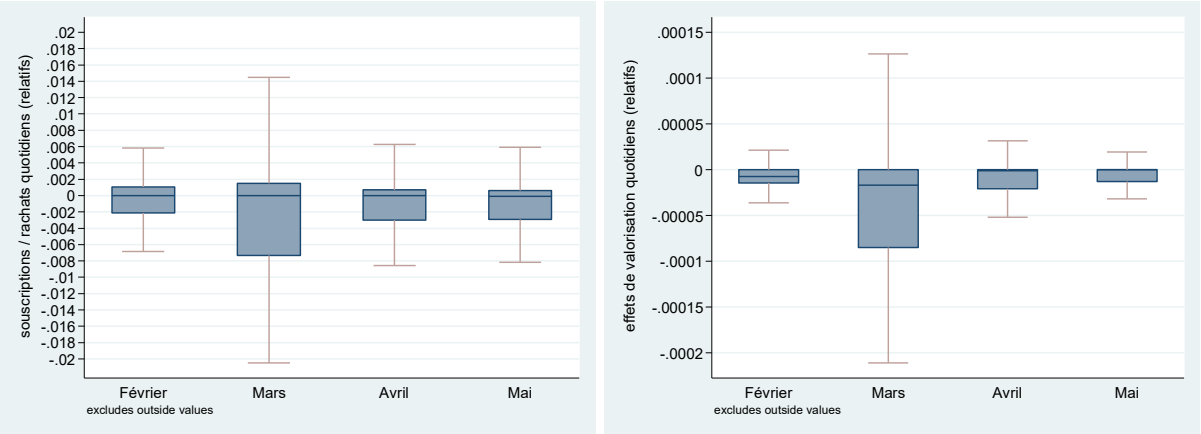
[4] Mathématiquement, la plus petite valeur adjacente s'obtient par la formule suivante : $Q_1 - \frac{3}{2}(Q_3 - Q_1)$ alors que la plus grande valeur adjacente s'obtient par la formule suivante : $Q_3 + \frac{3}{2}(Q_3 - Q_1)$ où Q_1 correspond au premier quartile et Q_3 au troisième quartile.

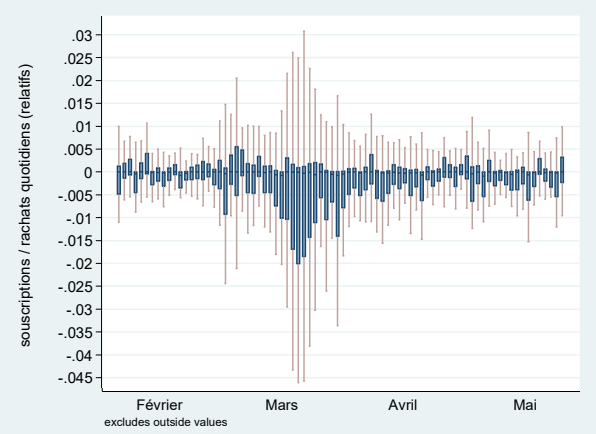
Graphique 6 : Boîtes à moustache (box plot) **représentant la distribution des flux quotidiens relatifs de souscription/rachat** *(gauche)* **et effet de valorisation quotidiens relatifs** *(droite)* **sur le périmètre des VNAV court terme français (hors fonds de fonds).** *Les graphiques du haut groupent les observations sur le mois alors que ceux du bas distinguent chaque date.*

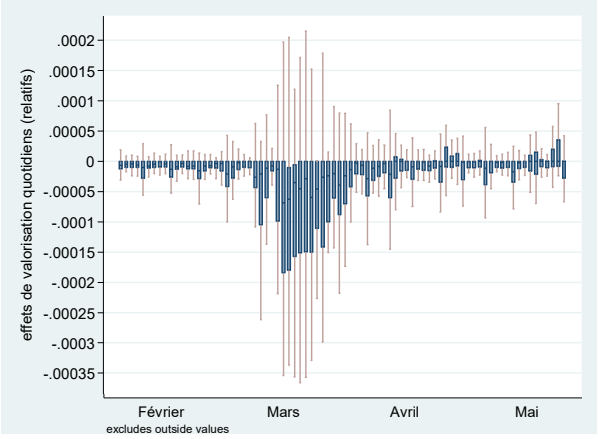


Source : AMF, base BIO

Graphique 7 : Boîtes à moustache (box plot) **représentant la distribution des flux quotidiens relatifs de souscription/rachat** *(gauche)* **et effet de valorisation quotidiens relatifs** *(droite)* **sur le périmètre des VNAV standard français (hors fonds de fonds).** *Les graphiques du haut groupent les observations sur le mois alors que ceux du bas distinguent chaque date.*







Source : AMF, base BIO

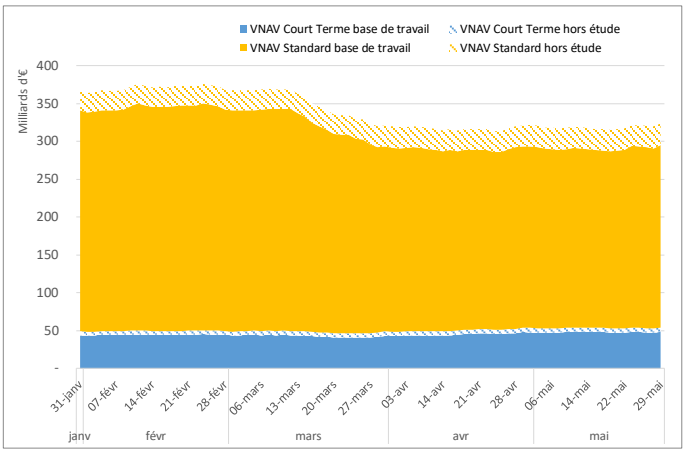
Tous ces graphiques mettent clairement en lumière l'augmentation de la dispersion des séries de flux et de valorisation quotidiens relatifs (i.e. l'effet de flux ou de valorisation mesuré depuis la veille, rapporté à l'actif net de la veille) au cours du mois de mars.

Qu'il s'agisse des VNAV court terme *(Graphique 6-droite)* ou des VNAV standard *Graphique 7-droite)* les distributions des effets relatifs de valorisation sont décentrées en territoire négatif. Le troisième quartile (le haut des boîtes bleues) est presque toujours inférieur à zéro, ce qui reflète le rendement très faible, voire négatif, des titres du marché monétaire sur lesquels investissent les MMF. Les étirements des distributions à fréquence hebdomadaire (visibles sur les graphiques journaliers) sont vraisemblablement la conséquence des valorisations par paliers adoptées par plusieurs fonds.

Pour ce qui est des flux de souscription rachat, les distributions sont substantiellement différentes entre les VNAV court terme (où les distributions restent centrées autour de zéro, *cf. Graphique 6-gauche*) et les VNAV standard (pour lesquels le premier quartile plonge et le troisième quartile se rapproche de la médiane, *cf. Graphique 7-gauche*).

Dans le cadre de l'étude économétrique, on se concentre sur un périmètre plus restreint de fonds, afin d'éliminer les variations atypiques. En plus des fonds de fonds déjà éliminés, on retranche les fonds comportant des parts en USD, les fonds qui n'ont enregistré ni souscription ni rachat sur la période, les fonds de moins de 500 millions d'euros en début de période (qui peuvent subir de fortes variations relatives), un fonds légèrement au-delà de cette limite (522 millions d'euros) mais qui bénéficie d'un flux de collecte très significatif au cours de la période, et un fonds à cyclicité mensuelle marquée (*cf.Graphique 8*).

Graphique 8 : Visualisation du périmètre d'étude



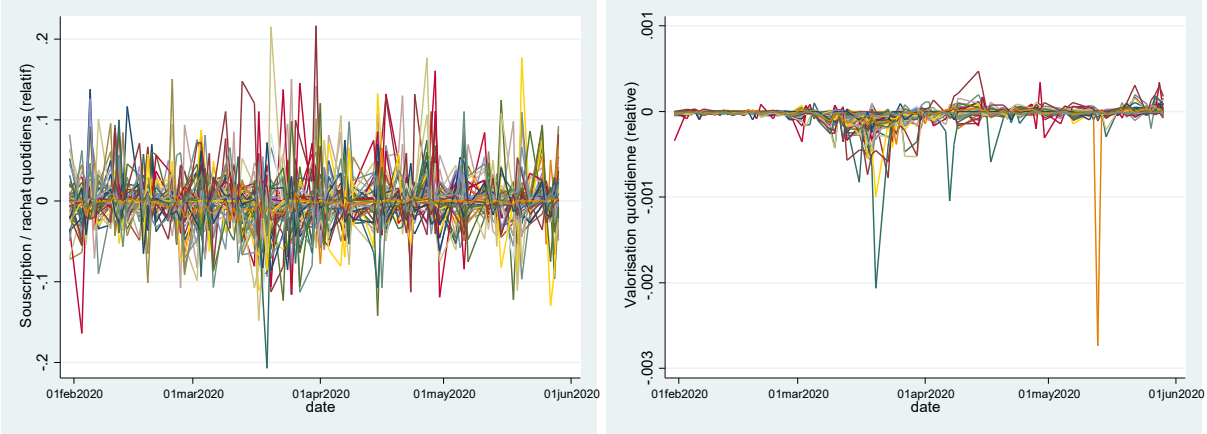
Source : AMF, base BIO

Le périmètre final comprend 64 MMF (22 VNAV court terme et 42 VNAV standard). Les fonds de fonds représentent à eux seuls 57 % de l'actif net des VNAV standard éliminés, et 29 % des VNAV court-terme écartés. Les fonds de moins de 500 millions d'euros en début de période (hors fonds de fonds) représentent 19 % des VNAV standard sortis du périmètre (66 % des VNAV court-terme).

Les fonds restants représentent, en termes d'actif net, 90 % des VNAV court terme et 92 % des VNAV standard au 31 janvier 2020. Au 29 mai 2020, ils représentaient toujours 90 % des VNAV court terme et 89 % des VNAV standard. Le panel obtenu est parfaitement équilibré (ou « cylindré », *fully balanced*): chacun des 64 MMF est observé le même nombre de fois, à savoir les 80 jours ouvrés des mois de février à mai plus le 31 janvier (81 dates au total).

À une exception près, les séries de souscription/rachat et de valorisation quotidiens relatifs passent les tests de stationnarité sur la période pour l'ensemble des fonds de l'échantillon restreint (tests de Dickey Fuller, seuil de 5 %).

Graphique 9 : Visualisation des séries quotidiennes de flux et de valorisation pour les fonds de l'échantillon analysé



Source : AMF, base BIO

Malgré nos efforts pour éliminer d'éventuels artefacts statistiques (petits fonds clôturés ou bénéficiant de très fortes collectes ponctuelles relativement à leur taille, fonds en USD, fonds cycliques…) on constate qu'il reste toujours quelques variations très importantes, avec des rachats pouvant atteindre 20 % de l'actif net en une journée (*cf. Graphique 9-gauche*), et des effets de valorisation quotidiens dépassant les 20 points de base (*cf. Graphique 9-droite*).

4. MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE

On peut facilement concevoir que les variables de flux et de performance d'un fonds soient endogènes : de forts rachats peuvent impliquer des cessions d'actifs et des pertes de valorisation en période d'illiquidité, alors que réciproquement, une mauvaise performance peut inciter des investisseurs à sortir d'un fonds.
De manière générale, le calcul de la valeur liquidative ne prend pas en compte les flux de souscriptions rachats devant être exécutés sur la base de cette même VL (i.e. exécutés le jour même). Cependant, pour éviter tout effet de bord lié à la cession d'actifs en vue d'honorer les rachats et ainsi limiter au maximum le biais d'endogénéité, on n'introduira pas la variable de valorisation contemporaine parmi les variables explicatives des flux, mais seulement les variables de valorisation retardées. On voit moins facilement en effet comment les flux à la date t pourraient causer la valorisation des jours précédents.

4.1. Analyses sur données quotidiennes

En préambule à l'analyse multivariée, on réalise quelques tests sur les données qui permettront d'aiguiller vers l'utilisation de certaines spécifications, voire de certaines techniques économétriques. Dans la régression des flux relatifs sur les effets valorisation relatifs retardés, le test d'Hausman conclut qu'il est préférable d'utiliser des effets fixes individuels plutôt que des effets aléatoires. Les tests de significativité conjointe des éventuels effets fixes temporels valident leur nécessité. Le test de Pasaran pour la dépendance transversale (*cross-sectional dependence*) met en évidence l'existence d'une corrélation contemporaine des observations. On utilisera donc les estimateurs de Driscoll et Kraay (DK) pour les erreurs standard. Il faudra en outre corriger les erreurs standard pour les rendre robustes à l'hétéroscédasticité révélée par le test de Wald modifié (hétéroscédasticité de groupe). Enfin, les tests de racine unitaires sur données de panel concluent à la stationnarité des séries, et le test de Woolridge écarte l'hypothèse d'autocorrélation.

Dans sa forme générale, le modèle que nous estimons est du type :

$$F_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{K} \beta_k \times V_{i,t-k} + \gamma_t \times \mathbb{1}_t + \varepsilon_{i,t} \qquad \text{(E1)}$$

Où $F_{i,t}$ correspond aux flux nets quotidiens relatifs de souscription/rachat pour le fonds i à la date t (en pourcentage de l'actif net de la veille), et $V_{i,t}$ représente l'effet de valorisation quotidien relatif pour le fonds i à la date t (en pourcentage de l'actif net de la veille). Les α_i sont les effets fixes individuels (*fixed effects* – FE – correspondant aux caractéristiques inobservées de chaque fonds qui sont invariantes dans le temps), et les γ_t sont les coefficients estimés pour des variables indicatrices temporelles $\mathbb{1}_t$ (*time dummies*).
Une version dynamique du même modèle (i.e. qui intègre la variable dépendante retardée parmi les régresseurs, à droite dans l'équation) est estimée (estimateur d'Arellano-Bond – AB – à une étape), et des retards additionnels des effets valorisation sont inclus, en guise de tests de robustesse[5].

Dans les tableaux qui suivent, on présente les résultats de plusieurs variantes de la régression. De gauche à droite, on trouve l'estimateur des moindres carrés ordinaires (ou *Ordinary Least Squares, OLS*) sous l'hypothèse d'homogénéité de la relation flux-performance pour tous les fonds (« *Pooled OLS* »), puis le modèle à effets fixes (estimateur *within*), et le même modèle estimé via la procédure de Driscoll et Kraay pour corriger les erreurs standards de la dépendance transversale. La quatrième colonne reporte les résultats du modèle à effets fixes dynamique. À partir de la colonne (5), on introduit des variables indicatrices (muettes, ou *dummies*) temporelles : au modèle *pooled OLS* tout d'abord, puis au modèle à effets fixes (6) et au modèle dynamique (7). Les colonnes (8) et (9) incorporent quatre retards additionnels de la performance passée sur le modèle à effets fixes et sur le modèle dynamique.

[5] Dans sa version dynamique, l'équation (E1) devient :

$$F_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{K} \beta_k \times V_{i,t-k} + \gamma_t \times \mathbb{1}_t + \delta \times F_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

Tableau 1 : Relation flux-performance estimée sur données quotidiennes pour les VNAV court terme

VNAV court terme	(1) Pooled OLS	(2) Fixed effects (FE)	(3) FE DK	(4) Dynamic FE (AB)	(5) Time dummies	(6) FE & Time dummies	(7) Dynamic FE & Time dummies (AB)	(8) FE & Time dummies	(9) Dynamic FE & Time dummies (AB)
V_{j-1}	-3.700	0.102	0.102	1.853	-51.26*	-47.30	-52.75*	-55.29*	-60.63*
	(20.87)	*(26.34)*	*(20.84)*	*(26.97)*	*(29.56)*	*(30.88)*	*(31.26)*	*(27.37)*	*(32.79)*
V_{j-2}								27.00	21.19
								(44.25)	*(32.79)*
V_{j-3}								31.24	34.60
								(32.32)	*(32.71)*
V_{j-4}								-30.17	-26.26
								(20.00)	*(32.80)*
V_{j-5}								5.812	2.263
								(38.64)	*(32.89)*
F_{j-1}				-0.0703***			-0.0936***		-0.108***
				(0.0239)			*(0.0244)*		*(0.0251)*
Constant	0.000751	0.000815*	0.000815	0.000885	-0.00441	-0.00429	0.0102*	0.00134	0.0104*
	(0.000759)	*(0.000441)*	*(0.00106)*	*(0.000808)*	*(0.00542)*	*(0.00567)*	*(0.00583)*	*(0.00317)*	*(0.00586)*
Fund Fixed Effects		YES	YES	YES		YES	YES	YES	YES
Time dummies					YES	YES	YES	YES	YES
# Observations	1,760	1,760	1,760	1,738	1,760	1,760	1,738	1,672	1,650
# of funds		22	22	22		22	22	22	22
R^2	0.000	0.015			0.093	0.107		0.108	
R^2 within (DK)			8.14e-09						
Ftest	0.0314	1.49e-05	2.38e-05		2.031	.		.	
Ftest p-value	*0.859*	*0.997*	*0.996*		*4.02e-07*	.		.	
Chi^2				8.651			189.3		185.6
Chi^2 p-value				*0.0132*			*1.19e-10*		*3.47e-10*

OLS : Ordinary Least Squares ; FE : fund Fixed Effects ; DK : estimateurs de Driscoll et Kraay ; AB : estimateur d'Arellano-Bond à une étape
Robust standard errors in parentheses except for AB where not available (regular estimates reported instead)
**** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1*

Lorsque l'on examine les résultats pour les VNAV court terme (*Tableau 1*) , on observe que la majeure partie de la variance des souscriptions/rachats expliquée par la régression est due aux indicatrices temporelles, et donc à un facteur exogène commun qui joue par date (le R^2 est de 1,5 % au mieux dans les modèles sans *time dummies*, alors qu'il se situe autour de 10 % avec). Quand ces dernières sont incluses (*cf. colonnes 5 à 9*), l'impact de l'effet de valorisation sur les flux est négatif et au mieux faiblement significatif (seuil à 10 %, signalé par une seule étoile à côté du coefficient). Le signe de ce coefficient est surprenant : en moyenne, pour une date donnée, une performance passée supérieure pour un fonds est associée à des flux algébriques moindres, toutes choses égales par ailleurs. La magnitude du coefficient peut sembler importante (entre -47,30 et -60,63), mais il convient de rappeler que l'ordre de grandeur du coefficient est à mettre en relation avec les variations effectives des valorisations relatives (quelques points de base) et les flux relatifs (quelques pourcents).Les retards additionnels de l'effet de valorisation sont non significatifs (*cf. Tableau 1, colonnes 8 et 9*). NB : les colonnes 8 et 9 présentent les résultats pour l'adjonction simultanée de quatre retards additionnels, mais même en les ajoutant progressivement, les coefficients estimés ne sont pas significativement différents de zéro.

Comme pour les VNAV court terme (*Tableau 1*), le *Tableau 2* montre que la principale source d'explication de la variance des rachats pour les VNAV standard réside dans les indicatrices temporelles. Les modèles en *pooled OLS* ou à effets-fixes simples (sans les *times dummies*, donc, cf. *colonnes 1 à 4*) laissent accroire qu'il existerait une relation positive entre l'effet de valorisation retardé et les flux nets (pour un individu donné, une valorisation plus forte la veille est associée à une hausse des flux nets, ce qui semble logique). Pour autant, lorsqu'on corrige des effets inobservables communs à la *cross-section*, le coefficient n'est plus significatif. Les retards additionnels de la variable de valorisation n'ont là encore pas d'impact significatif.

En se restreignant aux 17 fonds qui ont cumulé, sur la période d'étude, plus d'un milliard d'euros de rachats (tous des VNAV standard), on obtient les résultats présentés dans le Tableau 3 :

Tableau 2 : Relation flux-performance estimée sur données quotidiennes pour les VNAV standard

VNAV standard	(1) Pooled OLS	(2) FE	(3) FE DK	(4) Dynamic FE (AB)	(5) Time dummies	(6) FE & Time dummies	(7) Dynamic FE & Time dummies (AB)	(8) FE & Time dummies	(9) Dynamic FE & Time dummies (AB)
V_{j-1}	11.27**	9.773*	9.773**	8.278	-4.084	-6.510	-6.784	-7.768	-7.516
	(5.729)	*(5.695)*	*(4.439)*	*(5.104)*	*(4.732)*	*(5.702)*	*(5.050)*	*(5.555)*	*(5.089)*
V_{j-2}								0.900	1.106
								(3.841)	*(3.847)*
V_{j-3}								3.343	3.164
								(5.862)	*(5.533)*
V_{j-4}								8.788	8.427
								(7.837)	*(7.227)*
V_{j-5}								-2.378	-3.043
								(3.702)	*(3.761)*
F_{j-1}				0.0617***			0.0420**		0.0461**
				(0.0172)			*(0.0167)*		*(0.0185)*
Constant	-0.00199***	-0.00203***	-0.00203**	-0.00193***	-0.0114**	-0.0114**	0.00707	-0.000988	0.00711
	(0.000438)	*(0.000160)*	*(0.000913)*	*(0.000411)*	*(0.00521)*	*(0.00534)*	*(0.00450)*	*(0.00400)*	*(0.00451)*
Fund FE		YES	YES	YES		YES	YES	YES	YES
Time dummies					YES	YES	YES	YES	YES
# Observations	3,280	3,280	3,280	3,239	3,280	3,280	3,239	3,116	3,075
# of funds		41	41	41		41	41	41	41
R^2	0.002	0.017			0.063	0.079		0.081	
R^2 within (DK)			0.00148						
Ftest	3.867	2.945	4.846		2.159	.		.	
Ftest p-value	*0.0493*	*0.0939*	*0.0306*		*1.80e-08*	.		.	
Chi^2				25.63			8.350e+08		1227
Chi^2 p-value				*2.71e-06*			*0*		*0*

OLS : Ordinary Least Squares ; FE : fund Fixed Effects ; DK : estimateurs de Driscoll et Kraay ; AB : estimateur d'Arellano-Bond à une étape
Robust standard errors in parentheses
**** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1*

Tableau 3 : Relation flux-performance estimée sur données quotidiennes pour les VNAV standard (gros rachats)

VNAV standard	(1) Pooled OLS	(2) FE	(3) FE DK	(4) Dynamic FE (AB)	(5) Time dummies	(6) FE & Time dummies	(7) Dynamic FE & Time dummies (AB)	(8) FE & Time dummies	(9) Dynamic FE & Time dummies (AB)
V_{j-1}	32.48**	29.93	29.93**	25.70	11.11	6.230	5.148	5.563	5.288
	(16.52)	(18.00)	(13.38)	(17.66)	(10.09)	(8.801)	(9.152)	(8.102)	(8.169)
V_{j-2}								-4.022	-4.176
								(5.579)	(5.048)
V_{j-3}								18.10***	18.11***
								(4.307)	(4.081)
V_{j-4}								31.79***	31.06***
								(7.600)	(6.773)
V_{j-5}								-11.41*	-12.42**
								(5.812)	(4.881)
F_{j-1}				0.0770**			0.0362		0.0337
				(0.0300)			(0.0254)		(0.0254)
Constant	-0.00374***	-0.00381***	-0.00381***	-0.00356***	-0.0105*	-0.0107*	0.00821	-0.00347	0.00837
	(0.000786)	(0.000490)	(0.00141)	(0.000654)	(0.00583)	(0.00608)	(0.00658)	(0.00277)	(0.00665)
Fund FE		YES	YES	YES		YES	YES	YES	YES
Time dummies					YES	YES	YES	YES	YES
# Observations	1,360	1,360	1,360	1,343	1,360	1,360	1,343	1,292	1,275
# of funds		17	17	17		17	17	17	17
R^2	0.011	0.017			0.133	0.140		0.152	
R^2 within (DK)			0.00859						
Ftest	3.866	2.765	5.008		2.251	.		.	
Ftest p-value	0.0495	0.116	0.0280		7.19e-09	.		.	
Chi^2				43.53			165.4		180.9
Chi^2 p-value				3.53e-10			0		0

OLS : Ordinary Least Squares ; FE : fund Fixed Effects ; DK : estimateurs de Driscoll et Kraay ; AB : estimateur d'Arellano-Bond à une étape
*Robust standard errors in parentheses*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1*

Sur cette sous-population particulièrement affectée par les rachats, la relation flux-performance semble d'une magnitude plus importante (avant introduction des indicatrices temporelles). On note aussi que les retards de trois et quatre jours de l'effet de valorisation tendent à garder un impact significatif (et positif), même avec les *time dummies*.

Dans le Tableau 4 ci-après, nous reprenons les spécifications des colonnes (6) à (9) en nous focalisant sur la période la plus critique, entre le 17 mars et le 17 avril 2020 (les autres spécifications ont des coefficients non-significatifs sur les valorisations).

Tableau 4 : Relation flux-performance estimée sur données quotidiennes – focus sur la période de crise (17 mars – 17 avril)

	a. VNAV court terme				b. VNAV standard				c. VNAV standard gros rachats			
	(6a)	(7a)	(8a)	(9a)	(6b)	(7b)	(8b)	(9b)	(6c)	(7c)	(8c)	(9c)
	FE & Time dummies	Dynamic FE & Time dummies (AB)	FE & Time dummies	Dynamic FE & Time dummies (AB)	FE & Time dummies	Dynamic FE & Time dummies (AB)	FE & Time dummies	Dynamic FE & Time dummies (AB)	FE & Time dummies	Dynamic FE & Time dummies (AB)	FE & Time dummies	Dynamic FE & Time dummies (AB)
V_{j-1}	-82.30**	-94.24**	-36.32	-42.56	-16.14**	-24.97***	-1.085	-3.017	-17.04	-18.88*	1.189	0.963
	(32.04)	*(46.40)*	*(66.78)*	*(50.97)*	*(7.398)*	*(6.073)*	*(4.881)*	*(6.077)*	*(10.27)*	*(9.914)*	*(5.183)*	*(4.907)*
V_{j-2}			30.66	39.61			-11.98	-13.82			-15.33**	-16.44***
			(54.51)	*(53.14)*			*(8.302)*	*(8.705)*			*(5.589)*	*(5.898)*
V_{j-3}			29.01	31.14			6.977	5.088			-1.941	-2.318
			(30.63)	*(39.59)*			*(8.091)*	*(6.799)*			*(12.38)*	*(10.64)*
V_{j-4}			-45.88	-38.40			19.47	17.32			45.25***	43.75***
			(38.74)	*(39.04)*			*(14.97)*	*(16.09)*			*(10.59)*	*(10.96)*
V_{j-5}			-22.54	-26.82			-18.26***	-19.43**			-20.97***	-24.47***
			(55.90)	*(47.61)*			*(6.709)*	*(7.580)*			*(6.893)*	*(6.234)*
F_{j-1}		-0.157***		-0.166***		-0.0407		-0.0625**		0.0477		0.0628**
		(0.0527)		*(0.0502)*		*(0.0372)*		*(0.0309)*		*(0.0457)*		*(0.0267)*
Constant	-0.00393	0.0173*	-0.00129	0.0162*	-0.0238***	-0.00427*	-0.00443	-0.00405	-0.0379***	-0.00311	-0.0117	-0.00274
	(0.00774)	*(0.00939)*	*(0.0142)*	*(0.00905)*	*(0.00593)*	*(0.00255)*	*(0.00405)*	*(0.00262)*	*(0.0110)*	*(0.00483)*	*(0.00739)*	*(0.00487)*
Fund FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Time dummies	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
# Observations	484	462	396	374	902	861	738	697	374	357	306	289
# of funds	22	22	22	22	41	41	41	41	17	17	17	17
R^2	0.163		0.157		0.115		0.104		0.178		0.171	
Ftest	.		.		4.715		5.937		.		.	
Ftest p-value	.		.		*1.09e-05*		*6.10e-07*		.		.	
Chi^2		8732		451.5		115		130.3		166.6		3153
Chi^2 p-value		*0*		*0*		*0*		*0*		*0*		*0*

OLS : Ordinary Least Squares ; FE : fund Fixed Effects ; DK : estimateurs de Driscoll et Kraay ; AB : estimateur d'Arellano-Bond à une étape
Robust standard errors in parentheses
**** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1*

La magnitude des coefficients relatifs aux performances semble plus importante sur la période de crise, mais on conserve un signe négatif contre-intuitif (un meilleur effet de valorisation est associé à un moins bon effet de collecte).

Les tableaux de régression des flux à fréquence quotidienne apparaissent peu conclusifs. Les coefficients estimés sont relativement instables et peu significatifs. Le lien entre les flux de souscription/rachat et la valorisation semble ténu, à l'échelle quotidienne tout du moins.

4.2. Analyses sur données hebdomadaires

On tente à présent une analyse de la relation entre **l'effet de valorisation et l'effet de flux à fréquence hebdomadaire**. Par cette agrégation des flux à l'échelle hebdomadaire, on cherche à éliminer des variations potentiellement peu informatives (bruits), à analyser une fréquence susceptible d'avoir plus de sens pour les investisseurs, et à se rapprocher de la périodicité de publication de certaines informations pertinentes par les gérants.

- Relation flux-performance bivariée

Cette fois-ci, le test d'Hausman suggère un modèle à effets aléatoires (*random effects,* RE). Deux nouvelles régressions à effets aléatoires sont donc ajoutées par rapport aux tableaux précédents : (2bis) et (6bis), tout à droite, en remplacement des colonnes (8) et (9) qui correspondaient aux retards additionnels dans les analyses quotidiennes. En revanche, les autres tests donnent des résultats similaires (absence de corrélation sérielle, présence de corrélation contemporaine, nécessité des indicatrices temporelles, hétéroscédasticité et stationnarité).
Dans le modèle à effets aléatoires, le paramètre inobservable α_i n'est plus simplement une constante, mais plutôt une variable aléatoire. L'équation (E1) devient :

$$F_{i,s} = (\alpha_i + \epsilon_i) + \beta \times V_{i,s-1} + \gamma_s \times \mathbb{i}_s + \varepsilon_{i,s} \qquad \text{(E2)}$$

Avec ϵ_i un bruit blanc indépendant de $\varepsilon_{i,s}$.

Pour les VNAV de court terme, aucune relation significative ne peut être décelée entre les flux hebdomadaires et l'effet de valorisation de la semaine précédente, et ce quel que soit le modèle retenu (*cf. Tableau 5*). Dans les tableaux de régression qui suivent, les indices temporels sont notés s (pour « semaine ») alors que dans les précédents, ils étaient notés j pour « jour »).

Tableau 5 : Relation flux-performance estimée sur données hebdomadaires pour les fonds VNAV court terme

VNAV court terme	(1) Pooled OLS	(2) FE	(3) FE DK	(4) Dynamic FE (AB)	(5) Time dummies	(6) FE & Time dummies	(7) Dynamic FE & Time dummies (AB)	(2bis) RE	(6bis) RE & Time dummies
F_{s-1}				-0.0894			-0.0782		
				(0.0672)			*(0.0722)*		
V_{s-1}	-0.901	10.21	10.21	27.70	19.60	39.27	63.96	1.659	25.92
	(34.06)	*(33.87)*	*(20.59)*	*(37.05)*	*(50.20)*	*(73.47)*	*(90.01)*	*(30.99)*	*(65.86)*
Constant	0.00310	0.00400	0.00400	0.00568	0.00655	0.00798	0.0163**	0.00331	0.00701
	(0.00372)	*(0.00275)*	*(0.00500)*	*(0.00472)*	*(0.00729)*	*(0.00995)*	*(0.00782)*	*(0.00357)*	*(0.00937)*
Fund FE		YES	YES	YES		YES	YES		
Fund RE								YES	YES
Time dummies					YES	YES	YES		YES
# Observations	352	352	352	330	352	352	330	352	352
# of funds			22	22		22	22	22	22
R^2	0.000	0.078			0.156	0.235		1.49e-06	0.155
R^2-within (DK)			0.000199						
Ftest	0.000700	0.0909	0.246		2.969	6.029			
Ftest p-value	*0.979*	*0.766*	*0.627*		*0.000123*	*0.000102*			
Chi^2				2.189			127.7	0.00287	105.2
Chi^2 p-value				*0.335*			*0*	*0.957*	*0*

OLS : Ordinary Least Squares ; FE : fund Fixed Effects ; RE : Random Effects ; DK : estimateurs de Driscoll et Kraay ; AB : estimateur d'Arellano-Bond à une étape
Robust standard errors in parentheses
**** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1*

Pour les VNAV standard, l'effet de valorisation retardé a un impact positif et significatif sur les flux pour les régressions sans *dummies* temporelles (i.e. pour un individu donné, une meilleure performance passée est associée à un flux supérieur). Cependant l'adjonction des effets fixes temporels fait disparaître la significativité de la performance passée (*cf. Tableau 6*). Les modèles à effets aléatoires ne produisent pas des résultats substantiellement différents des équivalents à effets fixes.

Tableau 6 : Relation flux-performance estimée sur données hebdomadaires pour les fonds VNAV standard

VNAV standard	(1) Pooled OLS	(2) FE	(3) FE DK	(4) Dynamic FE (AB)	(5) Time dummies	(6) FE & Time dummies	(7) Dynamic FE & Time dummies (AB)	(2bis) RE	(6bis) RE & Time dummies
F_{s-1}				-0.00957			-0.0250		
				(0.0692)			*(0.0742)*		
V_{s-1}	31.37***	30.31***	30.31***	47.95***	6.191	1.827	4.072	31.21***	5.215
	(7.597)	*(10.28)*	*(5.312)*	*(11.89)*	*(9.392)*	*(12.68)*	*(9.319)*	*(10.78)*	*(14.29)*
Constant	-0.00643***	-0.00658***	-0.00658	-0.00422*	0.00816	0.00791	0.00220	-0.00645***	0.00811
	(0.00221)	*(0.00144)*	*(0.00543)*	*(0.00245)*	*(0.00699)*	*(0.00785)*	*(0.00719)*	*(0.00206)*	*(0.00723)*
Fund FE		YES	YES	YES		YES	YES		
Fund RE								YES	YES
Time dummies					YES	YES	YES		YES
# Observations	672	672	672	630	672	672	630	672	672
# of funds			42	42		42	42	42	42
R^2	0.032	0.101			0.138	0.210		0.0323	0.138
R^2-within (DK)			0.0304						
Ftest	17.05	8.696	32.54		4.853	4.362			
Ftest p-value	*4.10e-05*	*0.00525*	*4.17e-05*		*1.85e-09*	*6.99e-05*			
Chi^2				18.64			77.03	8.381	76.44
Chi^2 p-value				*8.96e-05*			*1.29e-09*	*0.00379*	*7.24e-10*

OLS : Ordinary Least Squares ; FE : fund Fixed Effects ; RE : Random Effects ; DK : estimateurs de Driscoll et Kraay ; AB : estimateur d'Arellano-Bond à une étape
Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

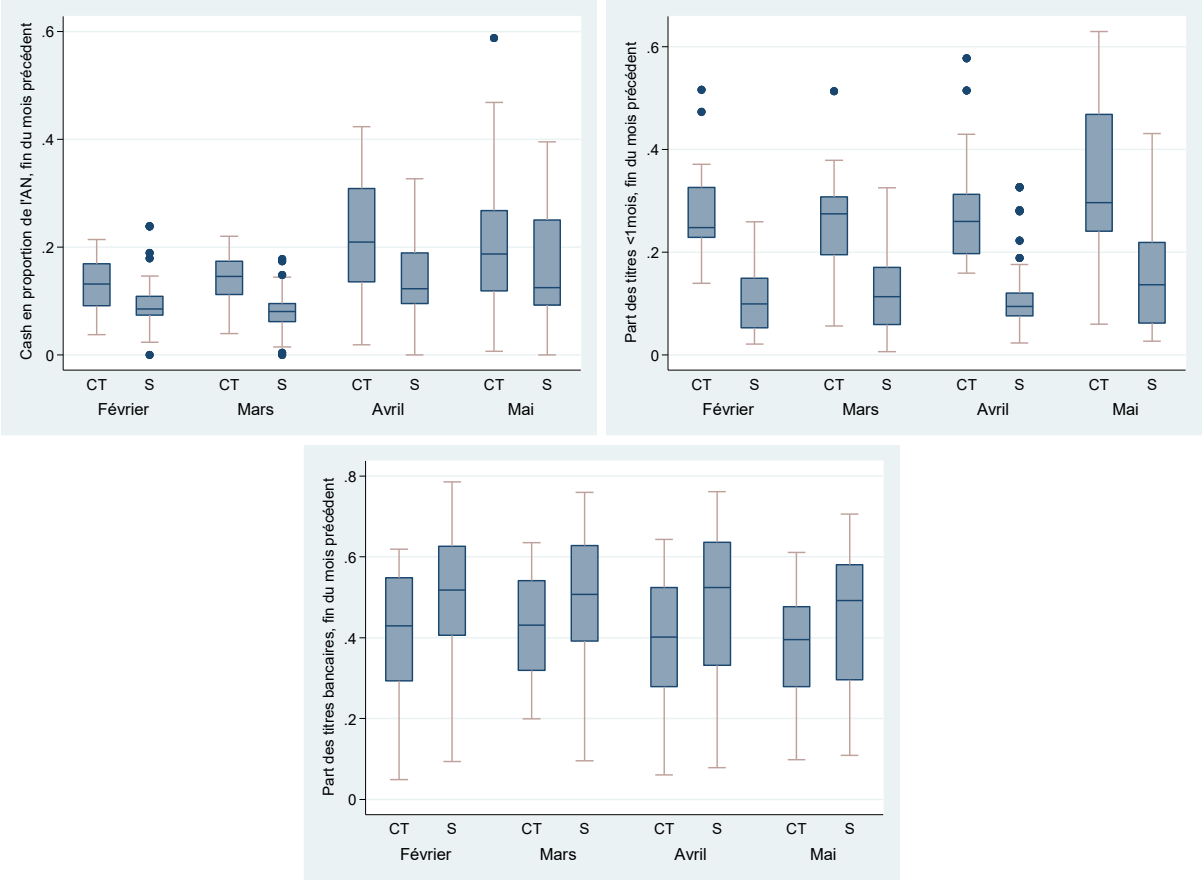
- Ajout de variables caractérisant la structure du portefeuille

La relation entre les flux et la performance ne paraît pas très significative lorsque l'on prend en considération les caractéristiques inobservables invariantes des fonds et les spécificités de chaque période. Pour mieux appréhender les phénomènes de rachats, il semble important d'enrichir l'analyse au moyen de nouvelles variables décrivant la structure de l'actif des fonds.

On construit, à partir des données de portefeuille mensuelles fournies par la Banque de France, des variables caractérisant l'actif des MMF. En particulier, on mesure la proportion de titres à moins d'un mois dans le portefeuille ($\%court$), la part des titres bancaires dans le portefeuille ($\%banque$), et la proportion du cash relativement à l'actif net ($\%cash$). Ces variables sont à fréquence mensuelle (il ne s'agit pas d'invariants temporels qui seraient captés par les effets fixes individuels), et sont mesurées à la fin du mois précédent l'observation (dit autrement, la mesure correspond à la valeur initiale de chaque mois). Les distributions de ces variables pour chaque mois et en distinguant les deux sous-populations (standard – « S » – ou court terme – « CT ») sont présentées dans les graphiques du Graphique 10.

Le schéma en haut à gauche montre que la proportion de cash relativement à l'actif net a eu tendance à s'accroitre pendant la crise, pour les deux types de fonds. La variabilité de ce paramètre s'est elle-aussi accrue (les boîtes à moustache s'étirent pour les deux derniers mois). On observe par ailleurs qu'en général, les fonds standard ont une proportion moindre de cash que les fonds court terme. La différence entre les fonds standard et les fonds court terme est aussi très marquée sur le schéma en haut à droite, qui s'intéresse à la part des titres courts dans le portefeuille : par définition, les portefeuilles des fonds court terme en comportent davantage. Le raccourcissement des maturités au cours du mois d'avril est ici bien visible (cf. Darpeix et Mosson, 2021). Enfin le schéma du bas décrit la part des titres bancaires dans les portefeuilles des MMF français. On note une forte variabilité dans la coupe transverse (les boîtes sont très étirées), et une légère tendance à la baisse sur la période.

Graphique 10 : Boîtes à moustache (box plot) représentant la distribution des variables mensuelles de structure de l'actif (cash en proportion de l'actif net, part des titres à échéance de moins d'un mois dans le portefeuille de titres, part des titres émis par une banque dans le portefeuille de titres).



NB : *CT indique la sous-population des VNAV court terme, alors que S correspond aux VNAV standard.*

Source : Banque de France (Base OPC titres), AMF (Base BIO)

Le Tableau 7 rassemble les résultats des estimations sur la population des fonds court terme : une proportion de cash plus importante semble corrélée à des flux supérieurs (i.e. de plus fortes souscriptions ou des rachats moindres)[6]. Toutefois les coefficients estimés ne sont pas toujours significatifs, et la spécification 8 indique même un changement de signe. Sous les spécifications 7 à 9, la part de titres bancaires à l'actif des MMF semble être positivement corrélée aux flux, mais la magnitude du coefficient est variable (de 0,03 à 0,12). Enfin, les résultats pour la proportion de titres courts ne sont pas très conclusifs.

Pour les VNAV standard (Tableau 8), qui ont pourtant été les plus affectés par les rachats au cours de la période, l'impact des trois variables s'avère non significatif la plupart du temps.

[6] On rappelle ici que les variables relatives à la structure du portefeuille sont à fréquence mensuelle : toutes les observations hebdomadaires de flux et de performance correspondant à un même mois sont ainsi associées à la même valeur de ces variables de portefeuille (celle du dernier jour du mois calendaire précédent). Dit autrement, le pas de temps utilisé pour les régressions est bien toujours hebdomadaire, mais les variables de portefeuille sont des plateaux pour chaque mois.

Tableau 7 : Relation flux-performance estimée sur données hebdomadaires VNAV court-terme – contrôles portefeuille

VNAV court terme	(1) Pooled OLS	(2) FE	(3) FE DK	(4) Dynamic FE (AB)	(5) Time dummies	(6) FE & Time dummies	(7) Dynamic FE & Time dummies (AB)	(2bis) RE	(6bis) RE & Time dummies
F_{s-1}				-0.109			-0.0935		
				(0.0674)			*(0.0779)*		
V_{s-1}	10.17	4.620	4.620	21.24	59.02	44.20	52.67	10.17	59.02
	(36.10)	*(36.89)*	*(23.92)*	*(38.91)*	*(58.23)*	*(81.35)*	*(90.92)*	*(35.51)*	*(80.31)*
$\%cash$	0.119***	0.0932***	0.0932	0.0441	0.102***	0.0135	-0.160**	0.119***	0.102**
	(0.0373)	*(0.0392)*	*(0.0620)*	*(0.0719)*	*(0.0373)*	*(0.0506)*	*(0.0644)*	*(0.0316)*	*(0.0403)*
$\%court$	0.0370	0.0377	0.0377	-0.00688	0.0390*	0.0275	-0.0552**	0.0370*	0.0390**
	(0.0247)	*(0.0341)*	*(0.0277)*	*(0.0539)*	*(0.0231)*	*(0.0244)*	*(0.0272)*	*(0.0204)*	*(0.0197)*
$\%banque$	0.0255	0.0766	0.0766	0.0687	0.0293	0.0864**	0.121**	0.0255	0.0293*
	(0.0193)	*(0.0593)*	*(0.0576)*	*(0.126)*	*(0.0186)*	*(0.0402)*	*(0.0583)*	*(0.0176)*	*(0.0175)*
Constant	-0.0383***	-0.0548**	-0.0548**	-0.0280	-0.0268**	-0.0368**	0.00337	-0.0383***	-0.0268**
	(0.0135)	*(0.0262)*	*(0.0205)*	*(0.0538)*	*(0.0132)*	*(0.0167)*	*(0.0334)*	*(0.0127)*	*(0.0128)*
Fund FE		YES	YES	YES		YES	YES		
Fund RE								YES	YES
Time dummies					YES	YES	YES		YES
# Observations	348	348	348	325	348	348	325	348	348
# of funds			22	22		22	22	22	22
R^2	0.046	0.095			0.196	0.251		0.0463	0.196
R^2-within (DK)			0.0211						
Ftest	3.666	2.901	2.600		3.189	11.83			
Ftest p-value	*0.00612*	*0.0467*	*0.0784*		*1.14e-05*	*2.60e-07*			
Chi^2				4.021			6255	20.43	3382
Chi^2 p-value				*0.546*			*0*	*0.000411*	*0*

OLS : Ordinary Least Squares ; FE : fund Fixed Effects ; RE : Random Effects ; DK : estimateurs de Driscoll et Kraay ; AB : estimateur d'Arellano-Bond à une étape
Robust standard errors in parentheses
**** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1*

Tableau 8 : Relation flux-performance estimée sur données hebdomadaires VNAV standard – contrôles portefeuille

VNAV standard	(1) Pooled OLS	(2) FE	(3) FE DK	(4) Dynamic FE (AB)	(5) Time dummies	(6) FE & Time dummies	(7) Dynamic FE & Time dummies (AB)	(2bis) RE	(6bis) RE & Time dummies
F_{s-1}				-0.0523			-0.0699		
				(0.0798)			*(0.0738)*		
V_{s-1}	29.39***	29.64***	29.64***	39.90***	4.263	1.232	3.051	29.42***	3.945
	(7.543)	*(9.688)*	*(6.555)*	*(11.53)*	*(9.158)*	*(12.56)*	*(8.969)*	*(10.48)*	*(14.33)*
$\%cash$	0.0514*	0.0438	0.0438	0.159	0.0204	-0.0610	-0.320***	0.0521	0.0169
	(0.0286)	*(0.0526)*	*(0.0698)*	*(0.105)*	*(0.0289)*	*(0.0497)*	*(0.0995)*	*(0.0345)*	*(0.0353)*
$\%court$	0.0129	0.00528	0.00528	-0.150*	0.0205	-0.0303	-0.384***	0.0127	0.0188
	(0.0309)	*(0.0780)*	*(0.0389)*	*(0.0854)*	*(0.0310)*	*(0.0763)*	*(0.102)*	*(0.0351)*	*(0.0359)*
$\%banque$	0.0151	-0.0142	-0.0142	-0.200	0.0216*	-0.0319	-0.264	0.0148	0.0211
	(0.0130)	*(0.0540)*	*(0.0610)*	*(0.172)*	*(0.0128)*	*(0.0519)*	*(0.169)*	*(0.0142)*	*(0.0133)*
Constant	-0.0223**	-0.00612	-0.00612	0.0897	-0.00783	0.0333	0.231**	-0.0222*	-0.00696
	(0.0100)	*(0.0354)*	*(0.0264)*	*(0.0962)*	*(0.0116)*	*(0.0351)*	*(0.0945)*	*(0.0116)*	*(0.0131)*
Fund FE		YES	YES	YES		YES	YES		
Fund RE								YES	YES
Time dummies					YES	YES	YES		YES
# Observations	664	664	664	621	664	664	621	664	664
# of funds			42	42		42	42	42	42
R^2	0.038	0.109			0.142	0.219		0.038	0.142
R^2-within (DK)			0.0337						
Ftest	5.542	2.544	12.32		4.110	4.574			
Ftest p-value	*0.000216*	*0.0539*	*0.000123*		*1.51e-08*	*2.27e-05*			
Chi^2				30.95			67.93	12.33	106.3
Chi^2 p-value				*9.60e-06*			*3.96e-07*	*0.0150*	*0*

OLS : Ordinary Least Squares ; FE : fund Fixed Effects ; RE : Random Effects ; DK : estimateurs de Driscoll et Kraay ; AB : estimateur d'Arellano-Bond à une étape
Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

- Ajout des principaux ratios réglementaires

Dans le cadre de groupes de travail internationaux, certaines autorités ont avancé l'hypothèse que les comportements de rachat auraient été induits par les inquiétudes des investisseurs vis-à-vis de MMF dont certains ratios auraient pu trahir les vulnérabilités. Cet argument concernait plus particulièrement des fonds de dette privée adoptant une valorisation au coût amorti (les *Low Volatility Net Asset Value*, ou LVNAV, qui ne sont pas autorisés en France), mais il a aussi régulièrement été suggéré pour expliquer les rachats sur d'autres fonds de dette privée. On se propose dans cette section d'évaluer la pertinence de ces assertions.

Au cours de la crise, les services de l'AMF ont demandé aux principaux gérants français de leur fournir, pour leurs principaux fonds, la maturité moyenne pondérée (*weighted average maturity* – WAM) et la durée de vie moyenne pondérée (*weighted average life* – WAL) de leurs portefeuilles[7], ainsi que le niveau de leurs coussins d'actifs journaliers et hebdomadaires[8]. On dispose de ces informations à fréquence hebdomadaire entre le 31 janvier (i.e. dernier jour de la cinquième semaine de l'année 2020, notée 2020w5) et le 30 avril (dernier jour ouvré de la semaine 17 de l'année, notée 2020w17) pour 21 VNAV standard gérés par 8 SGP distinctes et représentant un actif net total en début de période de 226 milliards d'euros (soit 77 % de l'actif net du périmètre des VNAV standard étudié dans les régressions précédentes). Parmi ces 21 fonds, on retrouve les 17 qui ont accumulé plus d'un milliard d'euros de rachats chacun entre fin janvier et fin mai (cf. Tableau 3). Les quatre autres ont bénéficié de flux de souscription pour plus d'un milliard d'euros chacun.

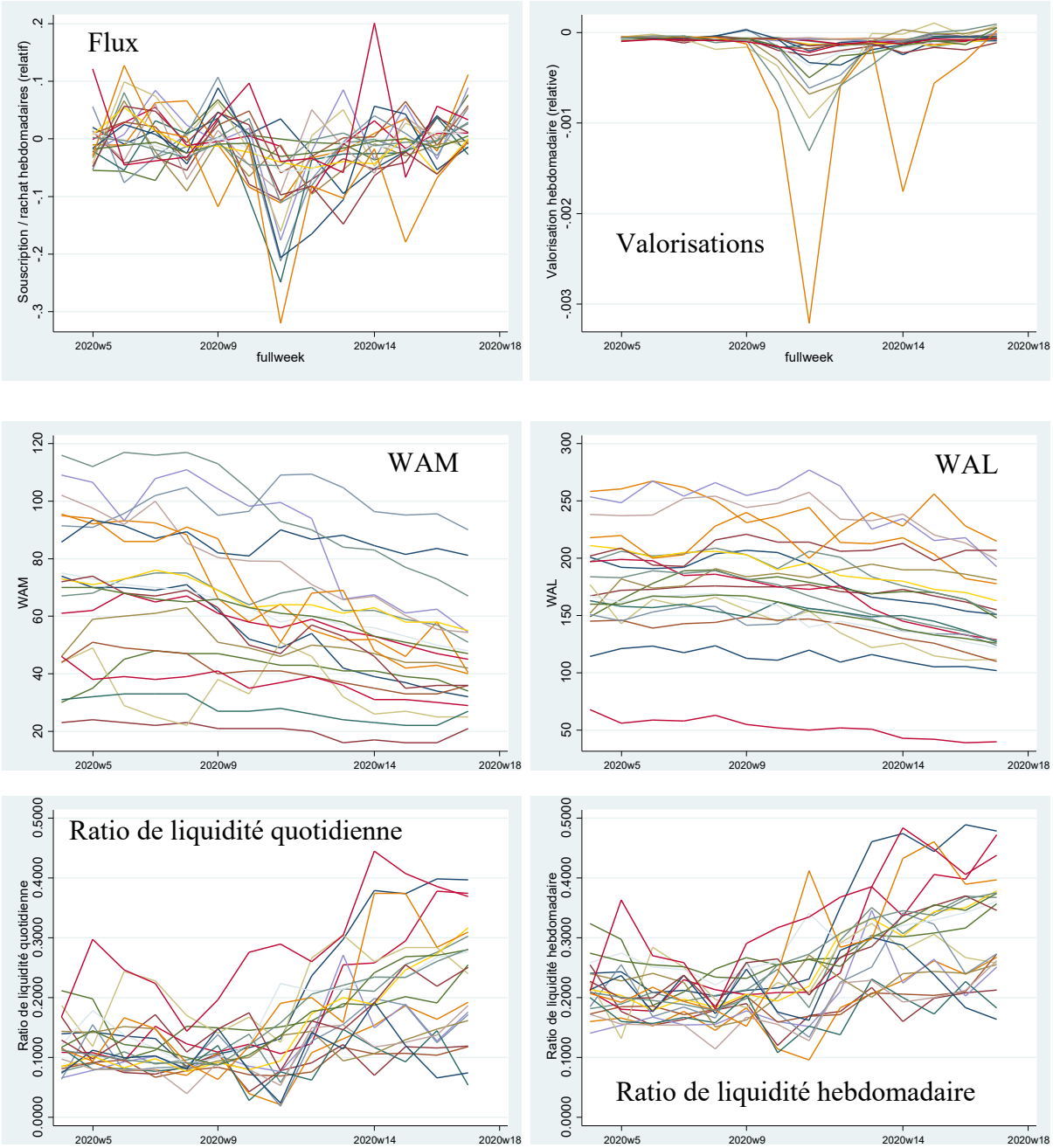
Notre nouveau panel d'analyse est « cylindré » (*balanced panel* – i.e. on dispose d'un même nombre d'observation pour tous les individus du panel) : les 21 fonds sont observés sur 14 semaines.

On se propose ici d'étudier ces nouvelles variables et la manière dont elles interagissent avec les effets de flux et de valorisation relatifs. Les graphiques du Graphique 11 présentent l'évolution dans le temps des différentes variables analysées. Tout d'abord, il convient de noter que sur le nouveau périmètre d'analyse (restriction à la fois temporelle et en termes d'individus étudiés), les tests de stationnarité sur donnée de panel concluent que les effets de valorisation et de flux relatifs hebdomadaires sont bien toujours stationnaires, mais qu'en revanche, aucune des quatre nouvelles séries ne l'est : elles sont stationnaires en tendance et il convient donc de les « dé-*trender* ». On régresse chacune des séries sur une tendance temporelle linéaire propre. Les résidus (stationnaires) de ces régressions seront utilisés à la place des séries brutes (les nouvelles variables seront notées avec un tilde ~).

[7] WAM et WAL sont définies à l'article 2 (19° et 20°) du Règlement MMF : la WAL est « la durée moyenne résiduelle jusqu'à l'échéance légale de tous les actifs sous-jacents du fonds monétaire, compte tenu de la part relative de chaque actif détenu » ; la WAM est « la durée moyenne résiduelle jusqu'à l'échéance légale *ou, si elle est plus courte, jusqu'à la prochaine mise à jour du taux d'intérêt en fonction d'un taux du marché monétaire,* de tous les actifs sous-jacents du fonds monétaire, compte tenu de la part relative de chaque actif détenu. » La différence entre les deux concepts réside ainsi dans la prise en compte des mises à jour du taux d'intérêt.

[8] Ces coussins sont constitués d'actifs à échéance quotidienne (respectivement hebdomadaire) ainsi que des accords de prise en pension auxquels il peut être mis fin moyennant un préavis d'un jour ouvrable (resp. 5 jours ouvrables) et les liquidités qui peuvent être retirées moyennant un préavis d'un jour ouvrable (resp. 5 jours ouvrables). Sous certaines conditions relatives à leur maturité résiduelle et au délai de cession, les instruments de dette publique monétaire, les instruments du marché monétaire et les parts de fonds monétaires peuvent constituer une partie du coussin hebdomadaire. Voir AMF (2018). *Questions-réponses sur les fonds monétaires – Guide pédagogique pour les sociétés de gestion de portefeuille*, novembre 2018.

Graphique 11 : Visualisation des séries hebdomadaires de flux / de valorisation / de WAM / de WAL / de ratio de liquidité quotidienne / de ratio de liquidité hebdomadaire pour les 21 VNAV standard de l'analyse approfondie



Note de lecture : 2020w5 correspond à la cinquième semaine (week, notée w) de l'année 2020

Source : AMF, base BIO et collecte ad hoc

Avant toute chose, on s'intéresse aux relations empiriques qui lient les quatre concepts deux à deux. En effet, la WAM et la WAL ne diffèrent que par la prise en compte ou non des mises à jour (*reset*) de taux d'intérêt ; l'éligibilité d'un actif aux ratios de liquidité quotidienne ou hebdomadaire dépend quant à elle presque exclusivement de la maturité du titre (respectivement 1 ou 5 jours ouvrés).

Tableau 9 : Relation entre les variables $\widetilde{WAL}$ (variable expliquée) et $\widetilde{WAM}$ (variable explicative)

$\widetilde{WAL}$	(1) Pooled OLS	(2) FE	(3) Time dummies	(4) FE & Time dummies
$\widetilde{\mathrm{WAM}}$	0.822***	0.822***	0.584***	0.584**
	(0.138)	(0.224)	(0.146)	(0.208)
Constant	-0		-6.622***	-6.622***
	(0.456)		(1.606)	(1.649)
Fund FE		YES		YES
Time dummies			YES	YES
# Observations	294	294	294	294
# of funds		21	21	21
R^2	0.206	0.206	0.491	0.491

OLS : Ordinary Least Squares ; FE : fund Fixed Effects
Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Il apparaît clairement dans le Tableau 9 que la WAM et WAL sont très corrélées. Pour un fonds donné, une augmentation de la WAM de 1 point de pourcentage est associée à une augmentation moyenne de la WAL de 0,8 points de pourcentage (colonnes 1 et 2). L'adjonction des indicatrices temporelles hebdomadaires réduit la magnitude du coefficient estimé à 0,6.

Tableau 10 : Relation entre les variables $\widetilde{Liq_H}$ (variable expliquée) et $\widetilde{Liq_Q}$ (variable explicative)

$\widetilde{Liq_H}$	(1) Pooled OLS	(2) FE	(3) Time dummies	(4) FE & Time dummies
$\widetilde{Liq_Q}$	0.851***	0.851***	0.841***	0.841***
	(0.0277)	(0.0324)	(0.0364)	(0.0271)
Constant	0	0	0.0106***	0.0106***
	(0.00107)		(0.00223)	(0.00216)
Fund FE		YES		YES
Time dummies			YES	YES
# Observations	294	294	294	294
# of funds		21	21	21
R^2	0.777	0.777	0.814	0.814

OLS : Ordinary Least Squares ; FE : fund Fixed Effects
Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

La relation entre les ratios de liquidité hebdomadaire et journalière est encore plus forte (cf. Tableau 10). Les erreurs standard estimées sont très faibles (les coefficients de régression sont très précisément estimés), et la variance expliquée est très élevée (près de 80 %). Pour autant, les variables ne sont pas strictement colinéaires, et on peut donc a priori les inclure toutes dans la régression[9].

[9] NB : un équivalent du Tableau 11 avec les variables non retraitées (i.e. conservant leur tendance temporelle) est présenté en Annexe 2. Les régressions réalisées en ajoutant séparément chacune des quatre variables de contrôle retraitée sont reportées en Annexe 3.

Tableau 11 : Relation flux-performance estimée sur données hebdomadaires – contrôle des ratios (variables dé-trendées)

	(1) Pooled OLS	(2) FE	(3) FE DK	(4) Dynamic FE (AB)	(5) Time dummies	(6) FE & Time dummies	(7) Dynamic FE & Time dummies (AB)	(2bis) RE	(6bis) RE & Time dummies
F_{s-1}				-0.224**			-0.0508		
				(0.103)			*(0.0848)*		
V_{s-1}	62.11**	54.42***	54.42**	68.31***	34.55	14.67	1.984	62.11***	34.55*
	(25.21)	*(10.49)*	*(23.22)*	*(18.19)*	*(22.88)*	*(18.92)*	*(18.12)*	*(9.560)*	*(19.45)*
$\widetilde{WAL}_{s-1}$	3.47e-05	7.46e-06	7.46e-06	3.12e-05	0.00106	0.00111*	0.00183**	3.47e-05	0.00106*
	(0.000570)	*(0.000512)*	*(0.000622)*	*(0.000749)*	*(0.000662)*	*(0.000598)*	*(0.000749)*	*(0.000478)*	*(0.000593)*
$\widetilde{WAM}_{s-1}$	0.00191*	0.00201*	0.00201*	0.00220**	0.000496	0.000618	0.000728	0.00191*	0.000496
	(0.00106)	*(0.00105)*	*(0.000971)*	*(0.00111)*	*(0.000919)*	*(0.000824)*	*(0.000722)*	*(0.00101)*	*(0.000828)*
$\widetilde{Liq_Q}_{s-1}$	0.0263	0.0708	0.0708	0.234	-0.307	-0.245	-0.299**	0.0263	-0.307
	(0.207)	*(0.225)*	*(0.159)*	*(0.213)*	*(0.203)*	*(0.176)*	*(0.117)*	*(0.236)*	*(0.197)*
$\widetilde{Liq_H}_{s-1}$	0.217	0.162	0.162	0.254	0.252	0.147	0.268**	0.217	0.252
	(0.211)	*(0.213)*	*(0.158)*	*(0.174)*	*(0.197)*	*(0.180)*	*(0.116)*	*(0.231)*	*(0.210)*
Constant	-0.00540	-0.00648***	-0.00648	-0.00699	0.0231*	0.0230*	0.00930	-0.00540*	0.0231**
	(0.00426)	*(0.00143)*	*(0.00961)*	*(0.00441)*	*(0.0122)*	*(0.0117)*	*(0.0147)*	*(0.00318)*	*(0.0107)*
Fund FE		YES	YES	YES		YES	YES		
Fund RE								YES	YES
Time dummies					YES	YES	YES		YES
# Observations	273	273	273	252	273	273	252	273	273
# of funds			21	21		21	21	21	21
R^2	0.098	0.156			0.321	0.389		0.0983	0.321
R^2-within (DK)			0.0812						
Ftest	1.882	7.194	2.979		5.065	53.56			
Ftest p-value	*0.0977*	*0.000534*	*0.0563*		*1.73e-09*	*0*			
Chi^2				55.53			3574	63.93	818.7
Chi^2 p-value				*3.61e-10*			*0*	*0*	*0*

OLS : Ordinary Least Squares ; FE : fund Fixed Effects ; RE : Random Effects ; DK : estimateurs de Driscoll et Kraay ; AB : estimateur d'Arellano-Bond à une étape
Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

D'après les résultats présentés dans le Tableau 11, les ratios de liquidité hebdomadaire et quotidien mesurés à la fin de chaque semaine ne semblent pas avoir d'influence sur les flux de souscription/rachat enregistrés la semaine suivante : les coefficients estimés ne sont pas significativement différents de zéro, et ce quelle que soit la spécification retenue. Toutefois, dans les modèles intégrant les *dummies* temporelles, la magnitude comparable et le signe opposé des coefficients doit nous inviter à la prudence (c'est un indice signalant la possibilité d'un problème de colinéarité), d'autant que nous avons vu que les deux variables sont très corrélées.
De fait, lorsque chacun des deux ratios de liquidité est ajouté seul au modèle de base (avec indicatrices temporelles), on obtient des coefficients négatifs, du même ordre de grandeur pour les deux ratios, et significatifs pour le ratio de liquidité quotidienne (de l'ordre de -0,2 – cf. Annexe 3). L'interprétation de ces coefficients n'est pas aisée : une fois contrôlées les caractéristiques inobservées des fonds et celles des périodes, un ratio de liquidité quotidienne plus élevé d'un point de pourcentage serait associé à des flux relatifs 0,2 point de pourcentage plus faibles.

Pour ce qui est de la paire WAM / WAL, on observe que la WAM n'est significative que dans les modèles sans effets fixes temporels, alors que la WAL n'est significative que lorsque les indicatrices hebdomadaires sont présentes. L'ordre de grandeur des coefficients estimés est très proche, et cohérent avec les régressions présentées en Annexe 3. Dans l'ensemble, en contrôlant les caractéristiques des fonds constantes dans le temps, une augmentation de la maturité moyenne du portefeuille d'une dizaine de jours est associée, la semaine suivante à des flux algébriques marginalement supérieurs (de l'ordre de 0,2 point de pourcentage). Lorsqu'on ajoute les indicatrices hebdomadaires (i.e. qu'on contrôle les caractéristiques inobservables communes à tous les fonds pour une date donnée), c'est la durée de vie moyenne du portefeuille qui est significativement corrélée aux flux de la semaine suivante : un allongement de la WAL d'une dizaine de jours est associé à des flux algébriques légèrement supérieurs (0,1 point de pourcentage).

Les analyses économétriques ne semblent donc pas permettre de conclure que les rachats observés sur certains fonds seraient attribuables à une faiblesse initiale du fonds (que l'on considère une exposition à des titres plus longs via une WAM ou une WAL plus grande, ou un déficit de liquidité via des coussins d'actifs liquides trop faibles). Les investisseurs ne sont vraisemblablement pas sortis des MMF français dans une logique de *run* (i.e. crainte sur la viabilité du fonds et course au premier sortant). D'autres modèles plus sophistiqués pourraient être utilisés pour

traiter la potentielle non-linéarité de la relation, cependant leur intérêt est limité par le fait que l'essentiel des variations de valorisation est négatif pour les fonds monétaires sur la période étudiée.

4.3. Analyses en coupe transversale

Dans un dernier temps, on analyse les **rachats cumulés sur la période courant du 12 mars au 31 mars** 2020 (soit la période de stress aigu). On regarde alors si on peut expliquer l'hétérogénéité observée entre les différents fonds par des caractéristiques du portefeuille à fin février (i.e. à la fin du mois précédent), ou par des ratios de liquidité à la fin de la semaine précédente (le 6 mars).

Le nombre d'observations est très limité. Les résultats présentés dans le Tableau 12 ne permettent pas de conclure à l'existence d'un lien robuste entre les différentes variables explicatrices et le niveau des rachats relatifs.

Tableau 12 : Analyse en coupe transversale des rachats observés sur la période de forte tension

	(1) Full sample	(2) VNAVC	(3) VNAVS	(4) Sub-sample VNAV Standard	(5) Sub-sample VNAV Standard
$\%cash$	0.607*	0.761	0.588	0.533	0.337
	(0.351)	*(0.580)*	*(0.515)*	*(1.456)*	*(0.874)*
$\%banque$	0.0960	0.330	-0.0997	-0.315	-0.175
	(0.114)	*(0.192)*	*(0.168)*	*(0.419)*	*(0.437)*
$\%court$	0.237	0.479	-0.174	-0.186	-0.197
	(0.207)	*(0.279)*	*(0.434)*	*(1.124)*	*(0.981)*
WAL_{s-1}				0.00130	0.000912
				(0.00119)	*(0.00106)*
WAM_{s-1}				-0.00153	
				(0.00133)	
Liq_H_{s-1}				2.336*	1.097
				(1.098)	*(1.058)*
Liq_Q_{s-1}				-1.940	
				(2.212)	
VNAVS	-0.0331				
	(0.0515)				
Constant	-0.228*	-0.414**	-0.114	-0.432	-0.474
	(0.115)	*(0.177)*	*(0.119)*	*(0.489)*	*(0.432)*
# Observations	63	21	42	21	21
R^2	0.168	0.243	0.033	0.220	0.105
Ftest	4.244	1.777	0.597	0.795	0.384
Ftest p-value	*0.00442*	*0.190*	*0.621*	*0.605*	*0.852*

Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Enfin, on complète cette analyse économétrique par quelques tests standards, à savoir des tests d'indépendance du χ^2d'une part, et des tests de Student pour l'égalité des moyennes sur des sous-populations d'autre part.

- Tests d'indépendance du χ^2:

On segmente chacune de nos variables (flux et valorisation relatifs entre le 12 et le 31 mars ; %cash, %banque et %court à la fin du mois de février ; ratios de liquidité, WAM et WAL à la date du 6 mars) en N groupes de même taille, et on réalise un test d'indépendance du χ^2 entre les flux et chacune des autres variables. Les statistiques de test ainsi que les p-valeurs sont présentées dans le Tableau 13 (VNAV standard) et dans le Tableau 14 (VNAV court terme) pour des valeurs de N allant de 2 à 7.

Tableau 13 : Tests du χ^2 entre la variable de flux et les différentes autres variables (pour les VNAV standard)

		Test d'indépendance avec la variable de flux **(VNAV standard)**									
		N=3		N=4		N=5		N=6		N=7	
variable testée	Nb obs	$\chi^2(4)$	*pvaleur*	$\chi^2(9)$	*pvaleur*	$\chi^2(16)$	*pvaleur*	$\chi^2(25)$	*pvaleur*	$\chi^2(36)$	*pvaleur*
valorisation	42	3.000	*0.558*	7.102	*0.627*	19.979	*0.221*	28.286	*0.295*	39.667	*0.310*
%banque	42	1.714	*0.788*	8.438	*0.491*	18.958	*0.271*	23.143	*0.569*	23.333	*0.949*
%court	42	4.286	*0.369*	22.736	*0.007*	11.375	*0.786*	30.000	*0.224*	37.333	*0.408*
%cash	42	3.429	*0.489*	4.408	*0.883*	18.513	*0.295*	18.000	*0.842*	23.333	*0.949*
WAL	21	3.921	*0.417*	7.652	*0.570*	14.243	*0.581*	24.967	*0.464*	36.167	*0.461*
WAM	21	4.388	*0.356*	11.093	*0.269*	17.148	*0.376*	21.058	*0.689*	45.500	*0.133*
Liq_H	21	4.000	*0.406*	7.050	*0.632*	8.065	*0.947*	28.029	*0.307*	31.500	*0.682*
Liq_Q	21	2.800	*0.592*	6.187	*0.721*	24.540	*0.078*	29.138	*0.258*	31.500	*0.682*

Note de lecture : Pour chaque variable, on reporte les statistiques du test d'indépendance du χ^2 par rapport à la variable de flux, ainsi que la p-valeur correspondante. N correspond au nombre de groupes constitués en segmentant chaque variable. On signale en bleu les p-valeurs inférieures à 10 % (rejet de l'hypothèse d'indépendance des variables au seuil de 10 %).

Tableau 14 : Tests du χ^2 entre la variable de flux et les différentes autres variables (pour les VNAV court terme)

		Test d'indépendance avec la variable de flux **(VNAV court terme)**									
		N=3		N=4		N=5		N=6		N=7	
variable testée	Nb obs	$\chi^2(4)$	*pvaleur*	$\chi^2(9)$	*pvaleur*	$\chi^2(16)$	*pvaleur*	$\chi^2(25)$	*pvaleur*	$\chi^2(36)$	*pvaleur*
valorisation	22	6.910	*0.141*	9.973	*0.353*	18.095	*0.318*	25.972	*0.409*	27.042	*0.860*
%banque	21	3.429	*0.489*	9.520	*0.391*	13.038	*0.670*	40.396	*0.027*	32.667	*0.628*
%court	21	4.286	*0.369*	8.423	*0.492*	20.685	*0.191*	24.500	*0.491*	40.833	*0.266*
%cash	21	6.000	*0.199*	8.773	*0.458*	18.375	*0.302*	33.250	*0.125*	37.333	*0.408*

Note de lecture : Pour chaque variable, on reporte les statistiques du test d'indépendance du χ^2 par rapport à la variable de flux, ainsi que la p-valeur correspondante. N correspond au nombre de groupes constitués en segmentant chaque variable. On signale en bleu les p-valeurs inférieures à 10 % (rejet de l'hypothèse d'indépendance des variables au seuil de 10 %).

Il apparaît excessivement difficile de rejeter l'hypothèse nulle d'indépendance entre la variable de rachats cumulés sur la période de crise et les potentielles variables explicatives. Les différences de rachats subis par les fonds ne semblent pas pouvoir être imputées aux caractéristiques étudiées.

- Tests d'égalité de moyenne selon le niveau de rachats

On identifie, sur chaque population de fonds monétaires (i.e. les VNAV standard et les VNAV court terme) les premiers et derniers quartiles de flux cumulés relatifs entre le 12 et le 31 mars, et on cherche à savoir si ces fonds qui se distinguent par leurs rachats se distinguaient aussi par leur valorisation sur la période, ou par les WAM/WAL et ratios de liquidités avant crise, ou encore par la structure de leur portefeuille avant crise.

Tableau 15 : Tests de Student d'égalité des moyennes entre les fonds du 1er quartile de flux et ceux du 4e quartile de flux (pour les VNAV standard)

VNAV standard	Groupe A (1er Q)				Groupe B (4e Q)				Groupe A - Groupe B						
	Nb. Obs	Moy.	*Erreur standard*	*Écart-type*	Nb. Obs	Moy.	*Erreur standard*	*Écart-type*	Diff.	*Erreur standard*	t-test	ddl	p-valeur Ha:"A<B"	p-valeur Ha:"A!=B"	p-valeur Ha:"A>B"
Flux	10	-0.318	*0.024*	*0.076*	10	0.020	*0.021*	*0.065*	-0.338	*0.032*	-10.648	18	*0.000*	*0.000*	*1.000*
Valorisation	10	-0.001	*0.000*	*0.001*	10	-0.002	*0.001*	*0.002*	0.000	*0.001*	0.073	18	*0.529*	*0.943*	*0.471*
%banque	10	0.496	*0.050*	*0.157*	10	0.513	*0.051*	*0.161*	-0.018	*0.071*	-0.249	18	*0.403*	*0.806*	*0.597*
%court	10	0.127	*0.017*	*0.055*	10	0.118	*0.019*	*0.060*	0.009	*0.026*	0.337	18	*0.630*	*0.740*	*0.370*
%cash	10	0.064	*0.013*	*0.042*	10	0.080	*0.008*	*0.026*	-0.016	*0.016*	-1.017	18	*0.161*	*0.323*	*0.839*
WAL	5	163.7	*21.5*	*48.1*	3	185.0	*11.7*	*20.3*	-21.3	*29.9*	-0.713	6	*0.251*	*0.503*	*0.749*
WAM	5	62.4	*15.9*	*35.4*	3	58.3	*5.8*	*10.0*	4.1	*21.6*	0.190	6	*0.572*	*0.856*	*0.428*
Liq_H	5	0.211	*0.020*	*0.044*	3	0.237	*0.016*	*0.028*	-0.026	*0.029*	-0.920	6	*0.197*	*0.393*	*0.804*
Liq_Q	5	0.115	*0.015*	*0.033*	3	0.115	*0.018*	*0.032*	0.001	*0.024*	0.032	6	*0.512*	*0.975*	*0.488*

Note de lecture : Pour chaque variable, on calcule la moyenne correspondant à la sous-population des fonds avec les flux les plus faibles (i.e. les plus forts rachats, groupe A) ainsi que celle de la sous-population des fonds ayant eu les flux les plus élevés (i.e. des souscriptions, ou des rachats limités, groupe B). On applique ensuite le test de Student d'égalité des moyennes. L'hypothèse nulle H_0 est que les moyennes des deux groupes sont égales. On reporte les p-valeurs pour trois hypothèses alternatives H_a. Les p-valeurs inférieures à 10 % (les cas où on trouve une différence statistiquement significative entre les moyennes des deux sous-populations sont signalées en bleu.

Tableau 16 : Tests de Student d'égalité des moyennes entre les fonds du 1er quartile de flux et ceux du 3e quartile de flux (pour les VNAV court terme)

VNAV court terme	Groupe A (1er Q)				Groupe B (4e Q)				Groupe A - Groupe B						
	Nb. Obs	Moy.	*Erreur standard*	*Écart-type*	Nb. Obs	Moy.	*Erreur standard*	*Écart-type*	Diff.	*Erreur standard*	t-test	ddl	p-valeur Ha:"A<B"	p-valeur Ha:"A!=B"	p-valeur Ha:"A>B"
Flux	5	-0.183	*0.047*	*0.104*	5	0.106	*0.033*	*0.074*	-0.289	*0.057*	-5.059	8	*0.001*	*0.001*	*1.000*
Valorisation	5	-0.001	*0.000*	*0.000*	5	-0.001	*0.000*	*0.001*	0.000	*0.000*	0.322	8	*0.622*	*0.756*	*0.378*
%banque	5	0.406	*0.071*	*0.159*	5	0.453	*0.067*	*0.150*	-0.047	*0.098*	-0.477	8	*0.323*	*0.646*	*0.677*
%court	5	0.245	*0.030*	*0.067*	5	0.304	*0.028*	*0.063*	-0.059	*0.041*	-1.423	8	*0.096*	*0.193*	*0.904*
%cash	5	0.105	*0.022*	*0.049*	5	0.150	*0.017*	*0.038*	-0.045	*0.028*	-1.639	8	*0.070*	*0.140*	*0.930*

Note de lecture : Pour chaque variable, on calcule la moyenne correspondant à la sous-population des fonds avec les flux les plus faibles (i.e. les plus forts rachats, groupe A) ainsi que celle de la sous-population des fonds ayant eu les flux les plus élevés (i.e. des souscriptions, ou des rachats limités, groupe B). On applique ensuite le test de Student d'égalité des moyennes. L'hypothèse nulle H_0 est que les moyennes des deux groupes sont égales. On reporte les p-valeurs pour trois hypothèses alternatives H_a. Les p-valeurs inférieures à 10 % (les cas où on trouve une différence statistiquement significative entre les moyennes des deux sous-populations sont signalées en bleu.

Le Tableau 15 (fonds VNAV standard) et le Tableau 16 (fonds VNAV court terme) mettent en évidence le fait que les fonds du 1er quartile de flux ont bien enregistré des rachats strictement supérieurs aux fonds du 4e quartile. Pour autant, leur performance moyenne sur la période n'était pas statistiquement différente. Ils ne se distinguaient pas non plus par les caractéristiques de leur portefeuille à fin février, ni par leurs ratios de liquidité ou par leurs maturités/durées de vie moyennes pondérées mesurées au 6 mars.

CONCLUSION

En mars 2020, dans le contexte de la pandémie liée au Coronavirus et des mesures restrictives mises en œuvre pour l'endiguer, les fonds monétaires de dette privée ont enregistré, dans leur ensemble, la plus importante vague de rachat de leur histoire.

Le marché français des MMF est exclusivement constitué de fonds à valeur liquidative variable (VNAV) de dette privée. On peut néanmoins subdiviser cette population en fonds standards et en fonds court terme. Les fonds standards sont largement majoritaires, et ils ont concentré la majeure partie des rachats. Au sein même de cette catégorie de fonds, on constate une grande hétérogénéité des flux de souscription/rachats.

Dans le présent article, nous avons cherché à étudier si certaines caractéristiques permettaient d'expliquer le fait que certains fonds monétaires ont été plus particulièrement touchés par le phénomène de rachats. Nous avons mis en œuvre diverses techniques statistiques et économétriques pour analyser la relation entre les flux et la performance, et introduire de potentielles variables explicatives. L'analyse a été conduite en parallèle sur les fonds standard et sur les fonds court terme.

Dans le cas du marché français des fonds monétaires, nous ne sommes pas parvenus à mettre en évidence de lien stable et robuste entre les rachats et la structure du portefeuille des MMF, leurs ratios de liquidité ou leurs maturités/durées de vie moyennes pondérées.

En conséquence, il est probable que les comportements de rachats observés sur la période ne soient pas attribuables à d'hypothétiques vulnérabilités initiales des portefeuilles de certains fonds monétaires, mais plutôt aux choix autonomes de certains investisseurs (assureurs, sociétés non financières, banques, autres fonds communs de placements). Ces choix pourraient avoir été motivés par des nécessités urgentes de financement du besoin en fonds de roulement ou d'appels de marge, ou encore par un arbitrage vers les comptes de dépôts. Une identification précise des agents économiques à l'origine des principaux retraits (e.g. par le recensement des comptes bancaires d'entreprises ayant enregistré de larges dépôts sur la période, ou encore via l'exploitation des sondages mensuels que la Banque de France réalise auprès des teneurs de comptes) pourrait aider à mieux comprendre les motivations et la dynamique des rachats, une étape indispensable pour tirer les leçons de cette crise majeure.

BIBLIOGRAPHIE

Bellando, Raphaëlle and Linh Tran-Dieu (2011). La relation entre flux d'entrées nets et performance des fonds. Une étude appliquée au cas des OPCVM actions français. *Revue économique*, 2011/2 (62): 255-275.

Bellando, Raphaëlle, Laura-Donna Capota and Sébastien Galanti (2020). The impact of return shocks on mutual funds' flows: an empirical study of French bond mutual funds. *Preliminary draft* dated Jan. 10, 2020.

Christoffersen, S., 2001. Why do money fund managers voluntarily waive their fees? *Journal of Finance*, 56: 117-1140.

Darpeix, Pierre-Emmanuel and Natacha Mosson (2021). Detailed analysis of the portfolios of French money market funds during the COVID-19 crisis in early 2020. *Risk and Trend Mapping of the* Autorité des marchés financiers, May 2021.

Del Guercio, Diane and Paula A. Tkac (2002). The determinants of the flow of funds of managed portfolios: mutual funds vs. pension funds. *Journal of financial and quantitative analysis*, Dec. 2020, 37(4): 523-557.

Ferreira, Miguel A., Aneel Keswani, Antonio F. Miguel and Sofia B. Ramos (2012). The flow-performance relationship around the world. *Preliminary working paper* dated Jan. 2012

Goldstein, Itay, Hao Jiang and David T. Ng (2017). Investor flows and fragility in corporate bond funds. *Journal of Financial Economics*, 126: 592-613

Huang, Jennifer, Kelsey D. Wei and Hong Yan (2007). Participation costs and the sensitivity of fund flows to past performance. *The Journal of Finance*, 62: 1273-1311.

Ippolito, Richard A. (1992). Consumer reaction to measures of poor quality: evidence from the mutual fund industry. *Journal of Law and Economics,* 35: 45-70.

Kacperczyk, Marcin, and Philipp Schnabl (2013). How Safe Are Money Market Funds? *Quarterly Journal of Economics,* 128 (3): 1073-1122.

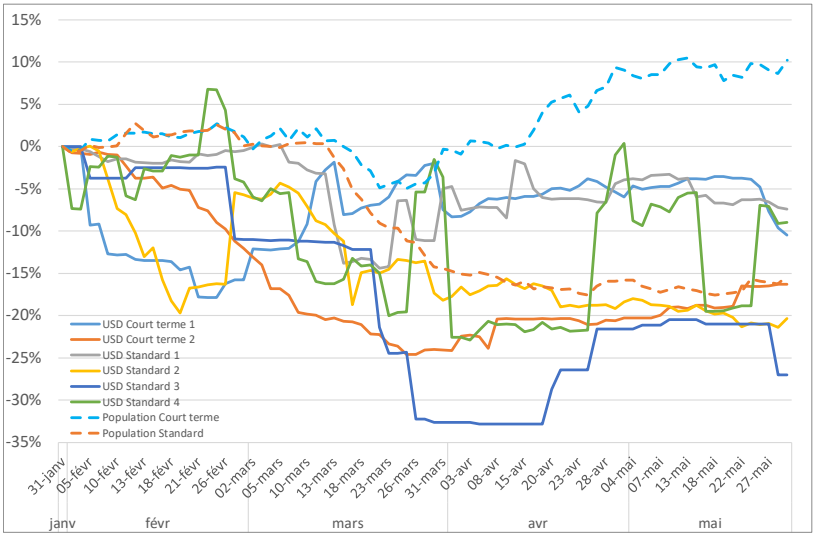
Lynch, Anthony W. and David K. Musto (2003). How investors interpret past fund returns. *The Journal of Finance*, 58: 2033-2058.

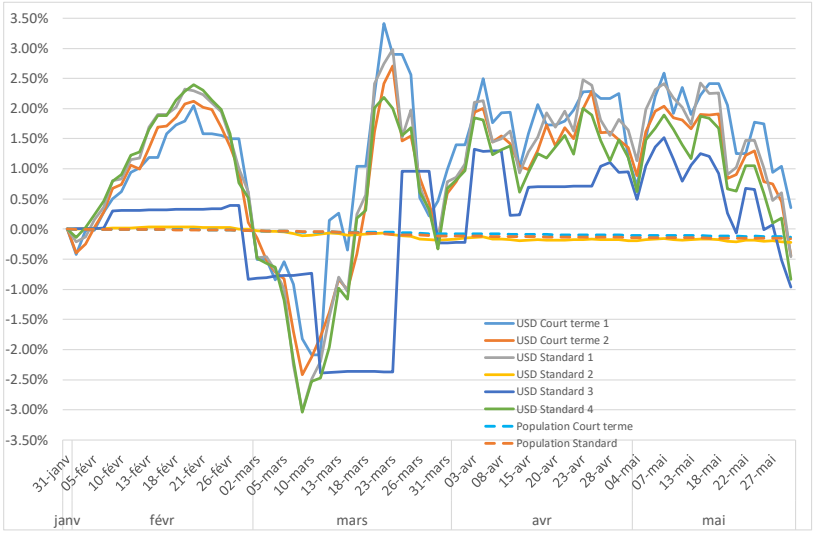
Schmidt, Lawrence, Allan Rimmermann and Russ Wermers (2016). Runs on money market mutual funds. *The American Economic Review*, 106(9): 2625-2657.

Sirri, Erik R. and Peter Tufano (1998). Costly search and mutual fund flows. *The Journal of Finance*, 53: 1589-1622.

Witmer, Jonathan (2012). Does the buck stop here? A comparison of withdrawals from money market mutual funds with floating and constant share prices. *Bank of Canada Working Paper*, 2012-25, 45p.

Annexe 1 : Flux cumulés relatifs (en haut) et effets de valorisation cumulés relatifs (en bas) pour les 6 fonds présentant des parts en USD





Source : AMF, base BIO

NB : Pour le fonds USD Standard 2, la classe de part libellée en dollar est marginale par rapport aux trois autres classes de parts du fonds, libellées en euro (16 millions d'euros au 31 janvier 2020 sur un total de 893 millions d'euros). C'est cela qui explique que l'effet de valorisation cumulé de ce fonds soit beaucoup plus proche de la moyenne de la population des VNAV standard. Toutes les classes de parts qui constituent les autres fonds sont libellées en USD. L'effet du change est clairement visible.

Annexe 2 : Relation flux-performance estimée sur données hebdomadaires – ratios non corrigés

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(2bis)	(6bis)
	Pooled OLS	FE	FE DK	Dynamic FE (AB)	Time dummies	FE & Time dummies	Dynamic FE & Time dummies (AB)	RE	RE & Time dummies
F_{s-1}				-0.216**			-0.0594		
				(0.0880)			(0.0767)		
V_{s-1}	56.66**	54.09***	54.09**	71.68***	33.76	17.30	-1.946	56.66***	33.76***
	(26.90)	*(11.17)*	*(21.42)*	*(18.10)*	*(23.68)*	*(14.28)*	*(15.25)*	*(10.03)*	*(12.55)*
WAL_{s-1}	-7.80e-05	-0.000144	-0.000144	6.33e-05	-9.75e-05	0.000217	0.00174***	-7.80e-05	-9.75e-05
	(0.000105)	*(0.000350)*	*(0.000339)*	*(0.000562)*	*(9.45e-05)*	*(0.000402)*	*(0.000595)*	*(9.67e-05)*	*(0.000114)*
WAM_{s-1}	0.000250	0.000978	0.000978	0.00132	0.000169	0.000489	0.000602	0.000250**	0.000169
	(0.000163)	*(0.000648)*	*(0.000762)*	*(0.00103)*	*(0.000146)*	*(0.000573)*	*(0.000864)*	*(0.000121)*	*(0.000157)*
Liq_Q_{s-1}	0.238**	0.0152	0.0152	0.113	0.138	-0.165	-0.321***	0.238**	0.138
	(0.113)	*(0.174)*	*(0.159)*	*(0.188)*	*(0.113)*	*(0.163)*	*(0.123)*	*(0.104)*	*(0.100)*
Liq_H_{s-1}	-0.186	0.101	0.101	0.315*	-0.168	0.0377	0.229**	-0.186*	-0.168*
	(0.116)	*(0.196)*	*(0.147)*	*(0.168)*	*(0.113)*	*(0.161)*	*(0.102)*	*(0.109)*	*(0.0967)*
Constant	0.00146	-0.0671	-0.0671	-0.192**	0.0371	-0.0487	-0.358***	0.00146	0.0371
	(0.0260)	*(0.0696)*	*(0.102)*	*(0.0903)*	*(0.0249)*	*(0.0805)*	*(0.0927)*	*(0.0238)*	*(0.0321)*
Fund FE		YES	YES	YES		YES	YES		
Fund RE								YES	YES
Time dummies					YES	YES	YES		YES
# Observations	273	273	273	252	273	273	252	273	273
# of funds			21	21		21	21	21	21
R^2	0.091	0.142			0.302	0.379		0.0908	0.302
R^2-within (DK)			0.0660						
Ftest	2.026	6.807	3.062		4.199	30.03			
Ftest p-value	0.0753	0.000740	0.0521		1.70e-07	1.31e-10			
Chi²				39.78			4303	96.03	363
Chi² p-value				5.04e-07			0	0	0

OLS : Ordinary Least Squares ; FE : fund Fixed Effects ; RE : Random Effects ; DK : estimateurs de Driscoll et Kraay ; AB : estimateur d'Arellano-Bond à une étape
Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Annexe 3 : Adjonction une à une des variables de contrôles WAL / WAM / Liq_Q / Liq_H

	(1) Pooled OLS	(2) FE	(3) FE DK	(4) Dynamic FE (AB)	(5) Time dummies	(6) FE & Time dummies	(7) Dynamic FE & Time dummies (AB)	(2bis) RE	(6bis) RE & Time dummies
F_{s-1}				-0.128			-0.0908		
				(0.103)			(0.0964)		
V_{s-1}	60.83**	54.57***	54.57**	58.90***	30.77	13.86	0.632	60.83***	28.80*
	(24.45)	*(9.536)*	*(22.35)*	*(16.82)*	*(25.23)*	*(15.38)*	*(15.21)*	*(8.138)*	*(15.67)*
$\widehat{WAL}_{s-1}$	-6.33e-05	-6.69e-05	-6.69e-05	-0.000224	0.00130**	0.00142**	0.00197**	-6.33e-05	0.00131**
	(0.000412)	*(0.000408)*	*(0.000549)*	*(0.000643)*	*(0.000570)*	*(0.000611)*	*(0.000767)*	*(0.000389)*	*(0.000619)*
Constant	-0.00561	-0.00644***	-0.00644	-0.00744*	0.0210*	0.0207*	0.00891	-0.00561*	0.0210**
	(0.00416)	*(0.00119)*	*(0.0106)*	*(0.00433)*	*(0.0119)*	*(0.0117)*	*(0.0149)*	*(0.00312)*	*(0.0104)*
Fund FE		YES	YES	YES		YES	YES		
Fund RE								YES	YES
Time dummies					YES	YES	YES		YES
# Observations	273	273	273	252	273	273	252	273	273
# of funds			21	21		21	21	21	21
R^2	0.069	0.127			0.312	0.381		0.0690	0.312
R^2-within (DK)			0.0495						
Ftest	3.296	19.52	3.517		5.550	23			
Ftest p-value	*0.0385*	*1.99e-05*	*0.0628*		*2.42e-09*	*2.70e-09*			
Chi²				14.07			475.2	58.70	379.3
Chi² p-value				*0.00281*			*0*	*0*	*0*

OLS : Ordinary Least Squares ; FE : fund Fixed Effects ; RE : Random Effects ; DK : estimateurs de Driscoll et Kraay ; AB : estimateur d'Arellano-Bond à une étape
Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

	(1) Pooled OLS	(2) FE	(3) FE DK	(4) Dynamic FE (AB)	(5) Time dummies	6) FE & Time dummies	(7) Dynamic FE & Time dummies (AB)	(2bis) RE	(6bis) RE & Time dummies
F_{s-1}				-0.0833			-0.139		
				(0.0935)			*(0.0865)*		
V_{s-1}	58.59**	51.64***	51.64**	50.52**	36.39	20.45*	13.41	58.59***	35.39***
	(25.97)	*(11.08)*	*(23.01)*	*(20.23)*	*(23.16)*	*(11.33)*	*(9.965)*	*(8.259)*	*(12.57)*
$\widehat{WAM}_{s-1}$	0.00126	0.00136	0.00136**	0.00121	0.00122	0.00142*	0.00160***	0.00126	0.00123*
	(0.000875)	*(0.00100)*	*(0.000601)*	*(0.00107)*	*(0.000795)*	*(0.000709)*	*(0.000550)*	*(0.000984)*	*(0.000745)*
Constant	-0.00634	-0.00729***	-0.00729	-0.00849*	0.0148	0.0140	0.0108	-0.00634*	0.0147
	(0.00430)	*(0.00142)*	*(0.0115)*	*(0.00488)*	*(0.0117)*	*(0.0134)*	*(0.0110)*	*(0.00346)*	*(0.0114)*
Fund FE		YES	YES	YES		YES	YES		
Fund RE								YES	YES
Time dummies					YES	YES	YES		YES
# Observations	273	273	273	252	273	273	252	273	273
# of funds			21	21		21	21	21	21
R^2	0.079	0.138			0.300	0.368		0.0787	0.300
R^2-within (DK)			0.0616						
Ftest	3.048	10.85	5.304		5.232	18.62			
Ftest p-value	*0.0491*	*0.000643*	*0.0224*		*1.04e-08*	*1.81e-08*			
Chi²				18.52			286.6	50.33	285.3
Chi² p-value				*0.000343*			*0*	*0*	*0*

OLS : Ordinary Least Squares ; FE : fund Fixed Effects ; RE : Random Effects ; DK : estimateurs de Driscoll et Kraay ; AB : estimateur d'Arellano-Bond à une étape
Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

	(1) Pooled OLS	(2) FE	(3) FE DK	(4) Dynamic FE (AB)	(5) Time dummies	(6) FE & Time dummies	(7) Dynamic FE & Time dummies (AB)	(2bis) RE	(6bis) RE & Time dummies
F_{s-1}				-0.259***			-0.109		
				(0.0807)			*(0.0784)*		
V_{s-1}	60.41**	54.16***	54.16**	71.18***	34.95	18.19	14.12	60.41***	33.49**
	(24.92)	*(9.225)*	*(23.81)*	*(16.26)*	*(21.21)*	*(14.36)*	*(13.43)*	*(8.329)*	*(14.45)*
$\widetilde{Liq_Q}_{s-1}$	0.120	0.117	0.117	0.371***	-0.196*	-0.227*	-0.183*	0.120	-0.199*
	(0.0945)	*(0.0981)*	*(0.186)*	*(0.138)*	*(0.103)*	*(0.113)*	*(0.104)*	*(0.0920)*	*(0.105)*
Constant	-0.00541	-0.00624***	-0.00624	-0.00676	0.0185	0.0183	-0.00656	-0.00541*	0.0185
	(0.00422)	*(0.00123)*	*(0.00970)*	*(0.00443)*	*(0.0120)*	*(0.0133)*	*(0.0138)*	*(0.00299)*	*(0.0116)*
Fund FE		YES	YES	YES		YES	YES		
Fund RE								YES	YES
Time dummies					YES	YES	YES		YES
# Observations	273	273	273	252	273	273	252	273	273
# of funds			21	21		21	21	21	21
R^2	0.075	0.133			0.303	0.372		0.0752	0.303
R^2-within (DK)			0.0560						
Ftest	3.466	18.52	5.553		5.583	29.54			
Ftest p-value	*0.0326*	*2.81e-05*	*0.0196*		*2.08e-09*	*2.71e-10*			
Chi²				28.95			702.4	57.24	458.4
Chi² p-value				*2.29e-06*			*0*	*0*	*0*

OLS : Ordinary Least Squares ; FE : fund Fixed Effects ; RE : Random Effects ; DK : estimateurs de Driscoll et Kraay ; AB : estimateur d'Arellano-Bond à une étape

Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

	(1) Pooled OLS	(2) FE	(3) FE DK	(4) Dynamic FE (AB)	(5) Time dummies	(6) FE & Time dummies	(7) Dynamic FE & Time dummies (AB)	(2bis) RE	(6bis) RE & Time dummies
F_{s-1}				-0.232***			-0.157**		
				(0.0831)			*(0.0791)*		
V_{s-1}	64.23***	58.47***	58.47**	80.25***	35.33	16.35	19.59	64.23***	35.33**
	(24.03)	*(9.863)*	*(20.17)*	*(16.94)*	*(23.29)*	*(16.42)*	*(15.75)*	*(8.929)*	*(16.59)*
$\widetilde{Liq_H}_{s-1}$	0.156	0.143	0.143	0.377***	-0.101	-0.161	-0.0557	0.156	-0.101
	(0.105)	*(0.112)*	*(0.197)*	*(0.131)*	*(0.104)*	*(0.130)*	*(0.107)*	*(0.109)*	*(0.131)*
Constant	-0.00475	-0.00555***	-0.00555	-0.00503	0.0154	0.0156	-0.00723	-0.00475*	0.0154
	(0.00410)	*(0.00145)*	*(0.00883)*	*(0.00383)*	*(0.0120)*	*(0.0133)*	*(0.0140)*	*(0.00266)*	*(0.0115)*
Fund FE		YES	YES	YES		YES	YES		
Fund RE								YES	YES
Time dummies					YES	YES	YES		YES
# Observations	273	273	273	252	273	273	252	273	273
# of funds			21	21		21	21	21	21
R^2	0.078	0.135			0.295	0.364		0.0784	0.295
R^2-within (DK)			0.0580						
Ftest	4.181	17.82	5.898		5.154	21.69			
Ftest p-value	*0.0163*	*3.60e-05*	*0.0164*		*1.49e-08*	*4.60e-09*			
Chi²				28.25			756.7	52.74	334.8
Chi² p-value				*3.22e-06*			*0*	*0*	*0*

OLS : Ordinary Least Squares ; FE : fund Fixed Effects ; RE : Random Effects ; DK : estimateurs de Driscoll et Kraay ; AB : estimateur d'Arellano-Bond à une étape

Robust standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1