

**Renaud BEAUPAIN**

Professeur de finance,  
IÉSEG School of  
Management (Université  
Catholique de Lille) et LEM-  
CNRS (UMR 8179)

**Stéphanie DAUGINET**

Credit Risk Analysis Center  
– Dexia Bank

**Mikael PETITJEAN**

Professeur de finance,  
Chaire BNP Paribas Fortis  
Louvain School of  
Management et Facultés  
Universitaires Catholiques  
de Mons

# Variations communes de liquidité au sein de portefeuilles de faible, moyenne et forte capitalisation

## Les enseignements des crises financières asiatique et russe

Sur base de données relatives à 300 actions cotées sur le NYSE, nous montrons que les variations de liquidité qui affectent l'ensemble des actifs d'un portefeuille sont influencées par la capitalisation boursière de ces actifs. Nous montrons également que les crises financières ont, sur les variations communes de liquidité, un impact qui varie en fonction de la capitalisation boursière des actifs qui composent le portefeuille.

### **Commonalities in Liquidity Within Size-based Portfolios: What Do We Learn from the Asian and Russian Financial Crises?**

*Using data for 300 stocks listed quoted on the NYSE, we show that commonalities in liquidity within a given portfolio are dependent upon the market capitalization of the stocks that are included in the portfolio. We also show that financial crises have an impact on liquidity co-movements. This impact varies with the market capitalization of the stocks included in the portfolio.*

### **Introduction**

La liquidité est une qualité essentielle au bon fonctionnement des marchés financiers. Appliquée à un titre, elle exprime la capacité d'acheter ou de vendre rapidement un ordre de grande taille sans en affecter le cours. Etant donné son importance considérable pour les professionnels du marché, il est important de définir clairement cette notion et de comprendre de quelle manière la liquidité d'un titre évolue au cours du temps.

Le terme de liquidité est souvent à l'origine de malentendus. Cette confusion est due à ses multiples dimensions. Par exemple, les quatre dimensions de la liquidité les plus souvent citées sont la rapidité, le coût, la profondeur et la résilience. La rapidité ou l'immédiateté est le temps nécessaire pour échanger un ordre d'une certaine taille à un certain coût. Le coût correspond à la fourchette et représente donc le surcoût payé

par un investisseur impatient. La profondeur est la quantité de titres disponibles à un certain prix. Enfin, la résilience caractérise la capacité d'un marché à garantir l'échange d'actifs à un faible coût en toutes circonstances.

L'intérêt porté à la liquidité s'est particulièrement accru suite à la publication de l'article coécrit par Chordia, Roll et Subrahmanyam (2000) qui ont démontré, sur le plan empirique, l'existence de déterminants communs de liquidité, c'est-à-dire l'existence de variables ou événements qui affectent la liquidité de l'ensemble des titres cotés dans le marché. Les déterminants qui expliquent les variations communes de liquidité observées dans le marché sont de deux types: macro-économique et structurel.

Parmi les premiers, on retrouve les variables classiques comme les variations du taux de chômage, du taux de croissance du

PIB ou du taux d'inflation. Le taux d'intérêt à court terme intervient également puisqu'il représente le coût de détention d'un titre, c'est-à-dire les intérêts qui auraient été perçus si l'argent avait été placé au lieu d'être investi en actions. On inclut également le taux d'intérêt à long terme, le taux de change et la prime de défaut traditionnellement mesurée par l'écart de rendement entre les dettes corporatives Baa et Aaa (selon Moody's). Enfin, le fait que certains opérateurs pourraient détenir des informations privilégiées sur certains grands secteurs d'activité pourrait également expliquer les variations communes de liquidité.

Quant aux variables structurelles, il s'agit de déterminants individuels de liquidité pouvant être agrégés au niveau du marché. Ces variables sont donc liées à l'activité du marché. On considère le volume de transactions, le nombre d'ordres soumis et exécutés, la volatilité, la rentabilité et la capitalisation boursière. On y trouve également les phénomènes de saisonnalité, les vacances et les jours fériés.

L'objectif de cette étude est double: d'une part, déterminer si les variations communes de liquidité au sein d'un portefeuille donné sont influencées par la capitalisation boursière des actions qui le composent; d'autre part, il s'agit de déterminer si les crises financières affectent différemment les variations communes de liquidité en fonction de la capitalisation boursière des actions qui composent un portefeuille donné. Contrairement à Beaupain, Giot et Petitjean (2010), nous recourons à l'Analyse en Composantes Principales (ACP) et étudions l'effet de deux crises financières bien spécifiques, sans recourir à l'identification endogène de différents régimes de volatilité.

Ce papier est divisé en cinq sections. Nous partons d'une brève revue de la littérature (section 1). Nous décrivons les données dans la section 2. La méthodologie est détaillée dans la section 3. Nous commentons les résultats empiriques dans la section 4. Enfin, la section 5 conclut brièvement.

## Section 1. Revue de la littérature

Chordia, Roll et Subrahmanyam (2000) sont les premiers à avoir montré l'existence de déterminants communs de liquidité. Avant eux, les auteurs s'intéressaient uniquement aux attributs d'un même actif. Leur étude a été réalisée sur 1.169 actions cotées sur le NYSE au cours de l'année 1992. Les mesures de liquidité choisies sont la fourchette cotée en valeur et en pourcentage, la fourchette

effective en valeur et en pourcentage ainsi que la profondeur moyenne en quantité.

Ces auteurs ont adapté le modèle de marché à la liquidité en reliant les variations journalières des mesures de liquidité d'une action à celle de l'indice représentant le marché ou l'industrie. Il en ressort que la liquidité du marché et celle de l'industrie influencent toutes deux la liquidité d'une action individuelle tout en contrôlant les déterminants individuels de liquidité que sont la volatilité, le volume et le prix. Ils ont également démontré que la liquidité d'un portefeuille d'actifs est davantage corrélée avec la liquidité du marché que la liquidité des actions individuelles.

Chordia, Sarkar et Subrahmanyam (2010) ont étudié la dynamique de la liquidité, des rendements et de la volatilité pour des portefeuilles d'actions du NYSE ainsi que pour un portefeuille du NASDAQ sur une période de 15 ans, du 1<sup>er</sup> janvier 1988 au 31 décembre 2002. Ces actions ont été classées en déciles sur base de leur capitalisation boursière. Ils ont tout d'abord effectué des régressions afin d'étudier l'impact des rendements, de la volatilité et de l'activité sur la liquidité en contrôlant les effets de saisonnalité de la liquidité, des rendements et de leur volatilité. Les autres ont ensuite réalisé un modèle vectoriel d'autorégression<sup>1</sup> (VAR) dans le but de capturer les relations intertemporelles entre ces mêmes variables.

Le test de "causalité de Granger" a permis de savoir si une variable peut en prévoir une autre, c'est-à-dire si les valeurs d'une série temporelle peuvent fournir des informations statistiquement significatives sur les valeurs futures d'une autre série temporelle. Ils ont ainsi découvert l'existence d'effets croisés entre les groupes d'actions. Les changements de volatilité et de rendement d'un secteur aident à prédire les variations de liquidité dans un autre secteur. De plus, les chocs de liquidité d'un marché peuvent prédire les variations de liquidité sur un autre marché. Toutefois, du point de vue de la liquidité et des rendements, la transmission des chocs entre secteurs est parfois asymétrique; en effet, elle tend à s'opérer dans le sens des grandes capitalisations boursières du secteur vers les petites. Cette asymétrie suppose que les grandes capitalisations boursières sont plus susceptibles de propager les chocs affectant tout le marché. Ceci peut s'expliquer par le fait que les informations communes sont d'abord incorporées par les grandes capitalisations boursières, puis ensuite transmises aux petites capitalisations. Est également identifié un effet "d'avance et de retard": les

1. L'autorégression vectorielle est un modèle économétrique destiné à capturer l'évolution et les interdépendances entre plusieurs séries temporelles (chronologiques).



implications sur les prix d'un événement informationnel sont d'abord transmises aux "large caps", puis aux "small caps" avec un certain retard. Cet effet est d'autant plus important que la fourchette de prix pour les grandes capitalisations est élevée.

Domowitz, Hansch et Wang (2005) se sont intéressés aux facteurs explicatifs des variations communes de liquidité ainsi qu'aux variations communes de rendement. Ils ont développé une mesure de la liquidité qui est fonction de l'offre et de la demande. Cette mesure permet ainsi d'incorporer l'offre de liquidité au-delà du meilleur prix d'achat et de vente, ainsi que la demande de liquidité. L'arrivée d'un ordre au marché va consommer de la liquidité tandis que l'arrivée d'un ordre limite va fournir de la liquidité. C'est donc le type d'ordre qui détermine le sens de la variation de liquidité et non pas la direction de l'ordre. La taille de l'ordre va déterminer l'ampleur de cette variation.

Leur analyse s'est déroulée en deux parties. Premièrement, ils ont simulé un carnet d'ordres limites pour deux actions où chaque ordre était caractérisé par les trois paramètres suivants: le type d'ordre, sa direction et sa taille. Deuxièmement, ils ont effectué une analyse sur les 19 actions composant l'indice ASX-20 sur la période allant de mars à décembre 2000.

Ils ont tout d'abord vérifié que les flux et les types d'ordre n'étaient pas corrélés y compris dans les marchés haussiers et baissiers. Ils ont ensuite calculé les coefficients de corrélation pour le rendement, la liquidité, le type d'ordres et la direction des ordres pour chaque paire d'actions et ont régressé les coefficients de corrélation du rendement et de la liquidité sur les coefficients de corrélation du type et de la direction des ordres.

Ils ont ainsi pu démontrer que les variations communes de liquidité sont expliquées par la corrélation entre les types d'ordres, alors que les variations communes de rendement sont expliquées par la corrélation entre les flux d'ordre c'est-à-dire la direction des ordres et leur taille. Une asymétrie dans les variations communes de liquidité a également pu être décelée. En effet, la probabilité d'une détérioration de liquidité pour une paire d'actions dans un marché baissier est supérieure à cette même probabilité dans un marché haussier. Inversement, la probabilité d'une amélioration de liquidité pour une paire d'actions est supérieure dans un marché haussier que dans un marché baissier. De plus, la probabilité d'une détérioration de liquidité est plus élevée que celle d'une amélioration de liquidité et cela, aussi bien dans un marché baissier

que haussier. Les variations communes de liquidité se manifestent plus souvent par des détériorations que par des améliorations.

Beaupain, Giot et Petitjean (2010) ont étudié les variations communes de liquidité pour trois portefeuilles d'actions du NYSE regroupés sur base de leur capitalisation boursière, en tenant compte de trois différents régimes de volatilité. La méthodologie est la même que Chordia, Roll et Subrahmanyam en 2000, mais il s'agit ici d'une analyse des niveaux de liquidité et non pas des variations. Ils ont ainsi démontré que l'ampleur des variations communes de liquidité est positivement liée à la capitalisation boursière de l'indice. Ils ont également étudié l'impact des changements de volatilité sur les variations communes de liquidité en définissant trois régimes de volatilité (faible, normal et élevé). Ils ont ainsi constaté que les variations communes parmi les "large caps" et les "mid caps" étaient plus élevées dans les marchés peu volatiles. Quant aux variations communes de liquidité parmi les "small caps", elles sont plus importantes lorsque la volatilité est normale.

## Section 2. Données

L'échantillon couvre une période de cinq années, commençant le 1<sup>er</sup> janvier 1995 et se terminant le 30 septembre 1999. Les actions cotées sur le NYSE ont été regroupées sur base de leur capitalisation boursière, formant ainsi trois portefeuilles de 100 titres: "large", "mid" et "small caps". Les critères de Standard and Poor's ont été utilisés pour répartir les actions parmi ces trois indices.

La base de données fournit pour chaque transaction d'un titre, la fourchette cotée en valeur et en pourcentage, la profondeur moyenne en nombre de titres, la fourchette effective en valeur et en pourcentage, le nombre de titres effectivement échangés, ainsi que deux autres mesures de la liquidité permettant d'appréhender la liquidité comme une fonction de la fourchette et de la profondeur: quote slope et log quote slope.

Ces différentes mesures de liquidité ont ensuite été agrégées en trois intervalles de deux heures pour chaque journée de cotation (de 9h30 à 12h, de 12h à 14h et enfin de 14h à 16h). Pour chaque intervalle, ces mesures ont été calculées de trois manières: une moyenne équipondérée des mesures de liquidité de chaque transaction à l'intérieur de l'intervalle (EWLi); une moyenne pondérée par la taille des transactions ayant lieu durant l'intervalle (SWLi); une moyenne pondérée par la durée durant laquelle la cotation reste inchangée durant l'intervalle (TWPQSi).

Parmi ces mesures agrégées, nous avons retenu la moyenne équipondérée des fourchettes cotées en valeur (EWQS), la moyenne équipondérée des log quote slopes (EWLogQSlope), la moyenne pondérée par la durée des transactions des fourchettes cotées en pourcentage (TWPQS), la moyenne pondérée par la taille des transactions des fourchettes effectives en pourcentage (SWPES), la moyenne pondérée par la taille des transactions des fourchettes échangées en pourcentage (SWPTS), la profondeur moyenne en nombre de titres (DEPTH) et le volume total des titres échangés au cours de l'intervalle (Sum\_Size).

Plusieurs auteurs (Hasbrouck et Seppi, 2001; Domowitz, Hansch et Wang, 2005; Kempf et Mayston, 2008) ont démontré l'existence d'effets journaliers de la liquidité. En effet, la fourchette prend une forme en U au cours de la journée. La liquidité est donc plus faible au début et à la fin de la séance boursière. Il est nécessaire de supprimer ces variations communes lorsqu'on travaille avec des données intra-journalières. Chaque variable a donc été désaisonnalisée.

### Section 3. Méthodologie

L'Analyse en Composantes Principales (ACP) a pour but de réduire la dimensionnalité d'un ensemble de données constituées de variables interdépendantes, tout en conservant le plus de variations possibles. Les variables d'origine sont transformées en composantes principales (CP) c'est-à-dire en variables non corrélées qui sont ordonnées de manière à ce que les premières d'entre elles contiennent la plus grande fraction de variations. La première CP contient donc la plus grande fraction de variations. L'ACP fournit une méthode efficace permettant l'estimation de paramètres même en cas de colinéarité entre les variables explicatives. Chaque CP est une combinaison linéaire de la matrice d'origine où les vecteurs propres c'est-à-dire les poids sont choisis de manière à ce que la première CP explique la plus grande fraction de variations, que la seconde explique la plus grande quantité de variations restantes et ainsi de suite.

Si  $X$  est la matrice des données d'origine ( $T \times k$ ),  $V$  est la matrice de variance-covariance ou la matrice de corrélation ( $k \times k$ ) des variables de la matrice d'origine et  $W$  est la matrice ( $k \times k$ ) des vecteurs propres de  $V$  alors  $VW = W\Lambda$  où  $\Lambda$  est la matrice diagonale des valeurs propres de  $V$ . La valeur propre  $\lambda_i$  d'une CP est donnée par la variance totale de cette CP. La variance proportionnelle (ou expliquée) d'une CP est la valeur propre de cette CP divisée par la somme des valeurs propres de toutes les CP. Etant donné qu'une CP est une combinaison linéaire de la matrice d'origine, on obtient que  $P = XW$  où  $P$  est la matrice ( $T \times m$ ) des CP. Comme  $W$  est une matrice orthogonale alors  $P = XW$  est équivalent à  $X = PW^{-1}$ , ce qui signifie que chaque vecteur d'origine est une combinaison linéaire des CP (Alexander, 2001).

Des ACP ont donc été effectuées pour chaque portefeuille de capitalisation et pour chaque année afin de comparer les variations communes de liquidité entre les trois classes de classification. De plus, des ACP ont été réalisées afin d'étudier l'impact de la crise asiatique et de la crise russe sur les variations communes de liquidité. Dans chaque portefeuille concernant l'année 1997, l'échantillon a été restreint du 1<sup>er</sup> janvier au 1<sup>er</sup> juillet 1997 afin de tenir uniquement compte des données antérieures à la crise asiatique et il a ensuite été restreint du 2 juillet au 31 décembre 1997 pour tenir compte des observations durant la crise. Les résultats de ces deux nouveaux échantillons sont ainsi comparés afin d'examiner si la crise a une influence sur les variations communes. De la même manière, dans chaque portefeuille concernant l'année 1998, l'échantillon a également été restreint du 1<sup>er</sup> janvier au 5 juillet 1998 ainsi que du 6 juillet au 31 décembre 1998 afin d'analyser l'impact de la crise russe sur les mouvements communs.

### Section 4. Analyse empirique <sup>2</sup>

Les variations communes de liquidité au sein du portefeuille composé de grandes capitalisations sont analysées au tableau 1.

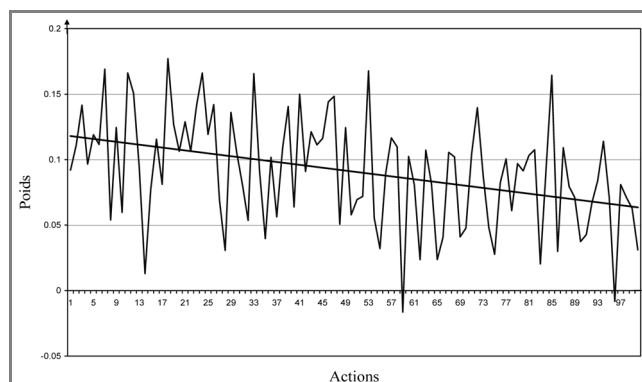
Tableau 1. "Large caps" – EWQS

|                 | Valeur propre | Variance proportionnelle (en %) | Variance proportionnelle cumulée (en %) | Vecteur propre |            |      |
|-----------------|---------------|---------------------------------|-----------------------------------------|----------------|------------|------|
|                 |               |                                 |                                         | Moyenne        | Ecart-type | % +  |
| CP <sub>1</sub> | 27.3288       | 0.2733                          |                                         | 0.0887         | 0.0447     | 95,4 |
| CP <sub>2</sub> | 5.3014        | 0.0530                          |                                         | -0.0234        | 0.0945     | 43,6 |
| CP <sub>3</sub> | 2.9866        | 0.0299                          |                                         | -0.0040        | 0.0994     | 50,6 |
| CP <sub>4</sub> | 2.1013        | 0.0210                          |                                         | 0.0005         | 0.1003     | 50,8 |
| CP <sub>5</sub> | 1.8549        | 0.0185                          | 0.3957                                  | -0.0040        | 0.1002     | 50   |

2. Par souci de clarté et de concision, nous ne commentons les résultats que pour une seule mesure de liquidité, parmi les sept que nous avons calculées.

Le pourcentage de variance expliqué par la première composante principale est relativement élevé, avec une valeur moyenne sur les 5 ans de 27,33%. Cette fraction de variance est bien plus élevée que celle expliquée par les autres composantes puisque nous observons que la variance proportionnelle cumulée des cinq premières composantes est de 39,57%. L'écart-type pour le premier vecteur est largement plus faible que pour les vecteurs suivants, avec une valeur moyenne de 0.0447 alors qu'il est de 0.0945 pour le second. 95,4% des actions ont un poids positif pour le premier vecteur propre et seulement 43,6% pour le second. On peut donc déduire que les variations communes de liquidité jouent un rôle relativement uniforme au sein des grandes capitalisations. Néanmoins, lorsque ces dernières sont classées par ordre décroissant en fonction de leur capitalisation boursière (figure 1), on constate clairement que les actions de plus faible capitalisation boursière affichent une valeur du premier vecteur plus faible. Cette tendance est observée au cours de chaque année.

Figure 1. Evolution du poids relatif au premier vecteur propre lorsque la capitalisation boursière des "large caps" diminue (année 1996)



La liquidité est mesurée par la moyenne équipondérée des fourchettes cotées en valeur (EWQS).

Le tableau 2 montre que les variations communes de liquidité parmi les "mid caps" sont importantes, même si leur ampleur est plus faible que parmi les "large caps". Si l'on compare avec les "large caps", on observe que la variance commune entre les actions expliquée par la première CP est inférieure pour les "mid caps". La valeur propre moyenne de la première CP est de 13.2918 pour les "mid caps" et de 27.3288 pour les "large caps". Les variations communes sont également moins homogènes entre les actions: l'écart-type est plus élevé avec une valeur moyenne de 0.0678 au lieu de 0.0447 pour les "large caps" et le nombre d'actions de poids positif est également inférieur (65.6 au lieu de 95.4 pour les large caps). Contrairement aux "large caps", où l'on constatait une tendance décroissante dans la valeur du premier vecteur propre, on ne perçoit plus ici qu'une faible tendance.

Tableau 2. "Mid caps" – EWQS

|                 | Valeur propre | Variance proportionnelle (en %) | Variance proportionnelle cumulée (en %) | Vecteur propre |            |      |
|-----------------|---------------|---------------------------------|-----------------------------------------|----------------|------------|------|
|                 |               |                                 |                                         | Moyenne        | Ecart-type | % +  |
| CP <sub>1</sub> | 13.2918       | 0.1329                          | 0.2334                                  | 0.0312         | 0.0678     | 65,6 |
| CP <sub>2</sub> | 3.6190        | 0.0362                          |                                         | 0.0152         | 0.0850     | 56,6 |
| CP <sub>3</sub> | 2.4810        | 0.0248                          |                                         | 0.0007         | 0.1001     | 50,6 |
| CP <sub>4</sub> | 2.0625        | 0.0206                          |                                         | 0.0002         | 0.1004     | 50   |
| CP <sub>5</sub> | 1.8865        | 0.0189                          |                                         | -0.0025        | 0.0997     | 47,2 |

Tableau 3. "Small caps" – EWQS

|                 | Valeur propre | Variance proportionnelle (en %) | Variance proportionnelle cumulée (en %) | Vecteur propre |            |      |
|-----------------|---------------|---------------------------------|-----------------------------------------|----------------|------------|------|
|                 |               |                                 |                                         | Moyenne        | Ecart-type | % +  |
| CP <sub>1</sub> | 9.4181        | 0.0942                          | 0.1975                                  | 0.0339         | 0.0774     | 67,4 |
| CP <sub>2</sub> | 3.6583        | 0.0366                          |                                         | 0.0280         | 0.0868     | 64   |
| CP <sub>3</sub> | 2.5294        | 0.0253                          |                                         | -0.0129        | 0.0993     | 46,6 |
| CP <sub>4</sub> | 2.1340        | 0.0214                          |                                         | -0.0025        | 0.1000     | 48,4 |
| CP <sub>5</sub> | 2.0042        | 0.0200                          |                                         | -0.0058        | 0.0969     | 47,2 |

Dans le tableau 3 relatif aux "small caps", on observe que la variance expliquée par la première CP est encore plus faible pour les "small caps" que pour les "mid caps".

Cependant, le poids moyen, l'écart-type moyen et le nombre d'actions de poids positif sont similaires à ceux obtenus pour les "mid caps". L'on constate que les "mid

caps” occupent donc une position intermédiaire entre “small” et “large” caps, tout en étant plus proches des “small caps”.

On peut donc conclure que les variations communes de liquidité sont plus importantes au sein des “larges caps”, ce qui tend à démontrer que les variations communes sont positivement liées au niveau de liquidité des actions: plus les actions sont liquides, plus ces variations communes sont importantes. “La liquidité engendre des variations communes de liquidité”. Ceci est en accord avec Chordia, Roll et Subrahmanyam (2000) ainsi qu’avec Beaupain, Giot et Petitjean (2010).

L’ampleur des variations communes au sein des “large caps” peut s’expliquer par l’effet “indice”. En effet, il s’avère que les variations communes sont positivement liées à l’appartenance à un indice et les “large caps” sont les principaux composants des indices régulièrement échangés par les gestionnaires de portefeuilles. Selon Brockman et Chung (2006), ce sont les arbitragistes d’indices et les gestionnaires de fonds qui entraînent une hausse des variations communes de ces titres par leur comportement d’achat et de vente d’actions comprises dans ces indices.

Nous abordons le deuxième volet de notre étude dont la

question centrale est la suivante: de quelle manière évoluent les variations communes de liquidités entre “small”, “mid” et “large” caps en période de crise financière? Les tableaux 4 à 6 fournissent les résultats obtenus pour les trois portefeuilles d’actions avant la crise asiatique (du 1<sup>er</sup> janvier au 1<sup>er</sup> juillet 1997) et au cours de cette crise (du 2 juillet au 31 décembre 1997). Il faut toutefois tenir compte du fait que la réduction du tick size a eu lieu une semaine avant la crise asiatique. Afin de neutraliser l’effet de cette réduction du tick size et d’isoler les effets de cette crise sur les variations communes de liquidité, nous recommandons l’utilisation d’une mesure proportionnelle de la liquidité, telle que la moyenne des fourchettes effectives en pourcentage, pondérée par la taille des transactions (SWPES).

Le tableau 4 montre que pour les “large caps”, la variance commune entre les actions pour la première CP est plus élevée durant la crise, même si cela ne se vérifie pas pour toutes les mesures proportionnelles de liquidité que nous avons calculées. Par contre, dans tous les cas, on observe que le poids du premier vecteur propre et le nombre d’actions ayant un poids positif sont plus élevés durant la crise, alors que l’écart-type est plus faible: les variations communes de liquidité semblent donc être plus homogènes entre les “large caps” en période de crise.

Tableau 4. Crise asiatique et large caps

| Mesure               | Valeur propre   | Variance proportionnelle (en %) | Variance proportionnel-le cumulée (en %) | Vecteur propre |            |     |
|----------------------|-----------------|---------------------------------|------------------------------------------|----------------|------------|-----|
|                      |                 |                                 |                                          | Moyenne        | Ecart-type | % + |
| SWPES avant la crise | CP <sub>1</sub> | 17.9923                         | 0.1799                                   | 0.0811         | 0.0588     | 85  |
|                      | CP <sub>2</sub> | 6.8149                          | 0.0681                                   | 0.0373         | 0.0933     | 65  |
|                      | CP <sub>3</sub> | 3.0022                          | 0.0300                                   | 0.0255         | 0.0972     | 62  |
|                      | CP <sub>4</sub> | 2.7172                          | 0.0272                                   | 0.0132         | 0.0996     | 57  |
|                      | CP <sub>5</sub> | 1.9549                          | 0.0195                                   | 0.3248         | 0.1004     | 47  |
| SWPES après la crise | CP <sub>1</sub> | 20.5618                         | 0.2056                                   | 0.0933         | 0.0361     | 100 |
|                      | CP <sub>2</sub> | 4.5047                          | 0.0450                                   | 0.0053         | 0.1004     | 55  |
|                      | CP <sub>3</sub> | 2.6103                          | 0.0261                                   | 0.0099         | 0.1000     | 60  |
|                      | CP <sub>4</sub> | 2.1817                          | 0.0218                                   | -0.0122        | 0.0998     | 49  |
|                      | CP <sub>5</sub> | 1.9277                          | 0.0193                                   | 0.3179         | 0.1004     | 51  |

Tableau 5. Crise asiatique et mid caps

| Mesure               | Valeur propre   | Variance proportionnelle (en %) | Variance proportionnel-le cumulée (en %) | Vecteur propre |            |     |
|----------------------|-----------------|---------------------------------|------------------------------------------|----------------|------------|-----|
|                      |                 |                                 |                                          | Moyenne        | Ecart-type | % + |
| SWPES avant la crise | CP <sub>1</sub> | 6.5051                          | 0.0651                                   | 0.0814         | 0.0583     | 91  |
|                      | CP <sub>2</sub> | 4.8633                          | 0.0486                                   | -0.0325        | 0.0950     | 37  |
|                      | CP <sub>3</sub> | 2.1852                          | 0.0219                                   | -0.0005        | 0.1005     | 49  |
|                      | CP <sub>4</sub> | 2.0368                          | 0.0204                                   | 0.0101         | 0.1000     | 52  |
|                      | CP <sub>5</sub> | 2.0174                          | 0.0202                                   | 0.1761         | 0.1001     | 47  |
| SWPES après la crise | CP <sub>1</sub> | 7.7061                          | 0.0771                                   | 0.0828         | 0.0563     | 94  |
|                      | CP <sub>2</sub> | 3.6964                          | 0.0370                                   | -0.0342        | 0.0945     | 31  |
|                      | CP <sub>3</sub> | 2.6643                          | 0.0266                                   | 0.0014         | 0.1005     | 51  |
|                      | CP <sub>4</sub> | 2.1749                          | 0.0217                                   | -0.0017        | 0.1005     | 51  |
|                      | CP <sub>5</sub> | 2.0605                          | 0.0206                                   | 0.1830         | 0.1005     | 47  |

Le tableau 5 indique que les variations communes de liquidité sont moins fortes parmi les mid caps que parmi les large caps, que ce soit avant ou pendant la crise. Pour les mid caps, les résultats diffèrent peu avant et pendant la crise. A titre d'exemple, la variance commune expliquée par la première CP pour SWPES est de 6.5051 avant la crise et de 7.7061 pendant la crise. Les variations communes semblent malgré tout plus faibles avant la crise. Par ailleurs, le poids du premier vecteur est plus faible que pour les large caps et les variations sont également moins uniformes entre les "mid caps" avant et

pendant la crise. On ne distingue aucune tendance dans la valeur du premier vecteur.

Dans le tableau 6, que ce soit avant ou pendant la crise asiatique, on observe à nouveau une réduction des variations communes au sein des small caps, relativement aux mid et large caps: la valeur propre de la première CP est inférieure, les poids sont plus faibles et les variations sont encore moins uniformes. Tout comme les mid caps, il y a très peu de différences avant et pendant la crise.

Tableau 6. Crise asiatique et small caps

| Mesure               |                 | Valeur propre | Variance proportionnelle (en %) | Variance proportionnelle cumulée (en %) | Vecteur propre |            |     |
|----------------------|-----------------|---------------|---------------------------------|-----------------------------------------|----------------|------------|-----|
|                      |                 |               |                                 |                                         | Moyenne        | Ecart-type | % + |
| SWPES avant la crise | CP <sub>1</sub> | 7.3852        | 0.0739                          |                                         | 0.0670         | 0.0746     | 81  |
|                      | CP <sub>2</sub> | 4.6259        | 0.0463                          |                                         | 0.0145         | 0.0994     | 52  |
|                      | CP <sub>3</sub> | 4.3372        | 0.0434                          |                                         | 0.0092         | 0.1001     | 53  |
|                      | CP <sub>4</sub> | 4.1724        | 0.0417                          |                                         | -0.0110        | 0.0999     | 48  |
|                      | CP <sub>5</sub> | 3.7367        | 0.0374                          | 0.2426                                  | 0.0071         | 0.1003     | 48  |
| SWPES après la crise | CP <sub>1</sub> | 6.0909        | 0.0609                          |                                         | 0.0840         | 0.0545     | 97  |
|                      | CP <sub>2</sub> | 4.3636        | 0.0436                          |                                         | 0.0055         | 0.1003     | 55  |
|                      | CP <sub>3</sub> | 3.4171        | 0.0342                          |                                         | 0.0066         | 0.1003     | 58  |
|                      | CP <sub>4</sub> | 2.9692        | 0.0297                          |                                         | 0.0041         | 0.1004     | 51  |
|                      | CP <sub>5</sub> | 2.7452        | 0.0275                          | 0.1959                                  | -0.0028        | 0.1005     | 49  |

En résumé, les grandes capitalisations sont non seulement soumises à des variations communes de liquidité plus importantes que les autres, mais elles le sont encore davantage en période de crise, comme le démontre notre analyse de la crise asiatique. L'impact de la crise asiatique sur les variations communes de liquidité est asymétrique, la crise n'ayant que peu d'effet sur les mid et les small caps. Même si les variations communes entre "large caps" ne sont pas toujours plus élevées durant la crise, elles sont plus uniformes dans le sens où elles affectent un plus grand nombre d'actions.

Concernant la crise russe, l'analyse des résultats montre qu'elle a eu des conséquences "systémiques" plus importantes que la crise asiatique sur le plan de la liquidité<sup>3</sup>. En premier lieu, la variance commune entre les "large caps" pour la première CP durant la crise russe est considérablement supérieure à celle observée avant la crise, cette augmentation étant moins prononcée lors de la crise asiatique. En second lieu, l'effet de la crise russe sur les variations communes de liquidité entre "mid" et "small caps" est tangible, alors qu'il ne l'était pas pour la crise asiatique. Par exemple, la variance commune pour la première CP est nettement plus élevée pendant la crise russe qu'avant la crise, que ce soit pour les "mid caps" ou les

"small caps". La crise russe entraîne donc une hausse des variations communes de liquidité pour les trois portefeuilles d'actions et rend également ces variations plus uniformes. Ces résultats peuvent s'expliquer par un comportement de mimétisme plus marqué de la part des investisseurs lors de la crise russe.

## Section 5. Conclusion

La liquidité est sans doute la caractéristique la plus importante d'un marché. Sans liquidité, les intermédiaires financiers ne peuvent pas conduire leur stratégie d'investissement et de gestion du risque. L'existence de variations communes de liquidité qui, en quelque sorte, représente le risque de liquidité non diversifiable, a des implications sur la gestion d'un portefeuille de titres et sur les rendements attendus. Concernant la gestion du portefeuille, l'investisseur devra non seulement tenir compte des rendements des actifs et de leurs corrélations mais aussi du niveau de liquidité de ces actifs ainsi que de leurs variations communes. Quant aux rendements attendus, les actifs plus sensibles aux variations communes de liquidité devraient exiger un rendement attendu plus élevé car elles peuvent être considérées comme une source de risque non diversifiable.

3. Les tableaux sont disponibles sur demande.

Assurer un niveau suffisant de liquidité n'est pas chose aisée. Comme la crise des subprimes l'a démontré, la liquidité d'un marché ne dépend pas seulement de facteurs exogènes, mais aussi de la dynamique endogène du marché. Les variations communes de liquidité ne sont la traduction que de "forces obscures" que nous devons encore comprendre afin de mieux les maîtriser. La production scientifique dans ce domaine de recherche ne risque pas de se tarir.

## Bibliographie

- ALEXANDER, C. (2001), *Market Models: A Guide to Financial Data Analysis*, John Wiley & Sons, Angleterre.
- BEAUPAIN, R., GIOT, P. et PETITJEAN, M. (2010), "Volatility regimes and liquidity co-movements in cap-based portfolios", *Finance*, Forthcoming..
- BROCKMAN, P. et CHUNG, D.Y. (2006), "Index inclusion and commonality in liquidity: Evidence from the Stock Exchange of Hong Kong", *International Review of Financial Analysis*, 15, pp. 291-305.
- CHORDIA, T., ROLL, R. et SUBRAHMANYAM, A. (2000), "Commonality in liquidity", *Journal of Financial Economics*, 56, pp. 3-28.
- CHORDIA, T., SARKAR, A. et SUBRAHMANYAM, A. (2010), "The microstructure of cross-autocorrelations", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Forthcoming.
- DOMOWITZ, I., HANSCH, O. et WANG, X. (2005), "Liquidity commonality and return co-movement", *Journal of Financial Markets*, 8, pp. 351-376.
- HASBROUCK, J. et SEPPI, D.J. (2001), "Common factors in prices, order flows, and liquidity", *Journal of Financial Economics*, 59, pp. 383-411.
- KEMPF, A. et MAYSTON, D. (2008), "Commonalities in the Liquidity of a Limit Order Book", *Journal of Financial Research*, 31, pp. 25-40.