

## L'IDENTIFICATION DE FACTEURS COMMUNS DE LA LIQUIDITE SUR LE MARCHE PARISIEN DES ACTIONS

Caroline FOURNIER-EMONET<sup>1</sup>  
Cahier de recherche n° 2004-01

### Résumé :

Cet article propose une nouvelle vision de la liquidité des marchés financiers : ne plus la considérer d'un point de vue strictement individuel c'est à dire titre par titre, mais intégrer une perspective globale ou systématique. En effet, il existe des facteurs communs faisant varier la liquidité de tous les titres cotés simultanément : ce point a fait l'objet d'un précédent article. Le but de celui-ci est l'identification de ces facteurs communs : quelles variables influencent la liquidité de tous les titres d'un même marché simultanément ? Elles peuvent être d'origine macro-économique ou structurelle ; dans le premier cas, elles relèvent de l'environnement économique (taux d'intérêt, d'inflation, de croissance, de chômage, etc....), dans le second, elles sont directement liées à la structure et à l'organisation des marchés (rentabilité, volume, etc....).

L'identification de ces facteurs communs de la liquidité est traitée par une étude empirique sur le marché parisien et sur le marché Euronext des actions.

La méthodologie mise en place est une régression linéaire multiple de quatre types d'indicateurs de liquidité (fourchette ou coûts implicites de transaction, profondeur, volumes et nombre de transactions) des marchés parisien et Euronext par différentes variables explicatives choisies après l'étude des modèles de formation des prix accompagnée d'un raisonnement intuitif.

### Abstract:

This article proposes a new approach to liquidity on financial markets: do not considers liquidity individually, or stock by stock, but takes a common or systematic approach. Common factors in liquidity do exist, and they can cause the liquidity of each stock to vary simultaneously. This point was discussed in a previous article. The aim of the present article is to identify these common factors: which variables have a common impact on every stock in the market simultaneously? The common components of liquidity can have a macro-economic origin (interest or inflation or unemployment rates, etc) or a structural origin (profitability, volumes, etc).

The identification of these common liquidity factors is researched through an empirical study on the Parisian and Euronext stock markets.

The methodology used is a multiple linear regression of four market liquidity indicators (spread, depth, volume and number of transactions) on the Parisian and Euronext markets by different explanatory variables chosen after the study of pricing models with intuitive reasoning.

<sup>1</sup> CEREG CNRS UMR 7088 Université PARIS IX DAUPHINE

# Introduction

---

La liquidité, notion de finance et plus précisément élément de microstructure des marchés a connu un intérêt grandissant ces trente dernières années. Elle est utile aux entreprises, aux investisseurs et aux opérateurs de marché. De même, dans le contexte actuel de concurrence accrue entre les différentes places boursières, elle intéresse fortement les autorités de marché. Les études et les modélisations la concernant sont nombreuses, mais elle demeure une variable difficile à définir et à quantifier : quels sont ses principaux déterminants et comment la mesurer correctement ? De plus, elle a toujours été étudiée d'un point de vue strictement individuel : ses déterminants ne pouvant dépendre que des caractères propres et spécifiques de chaque action. Or il existe des facteurs communs de la liquidité, soient des variables ou des événements ayant un impact commun sur la liquidité de tous les titres simultanément ; ils représentent sa composante systématique. L'exemple le plus intuitif illustrant ces facteurs communs de la liquidité est celui des kracks boursiers : il s'agit effectivement d'un événement agissant communément sur la liquidité de tous les titres (ROLL (1988) et AMIHUD, MENDELSON ET WOOD (1990)). Quelles variables possèdent un impact commun sur la liquidité de tous les titres financiers ? En d'autres termes, lesquelles sont à l'origine des variations intertemporelles de la liquidité agrégée du marché ? L'objet de cet article est de considérer la liquidité selon cette nouvelle perspective et d'identifier ces différents facteurs communs. Il s'agit donc de tester l'impact de différentes variables sur la liquidité du marché parisien par une étude empirique. La méthodologie utilisée est une régression linéaire multiple appliquée aux données horodatées des actions composant l'indice parisien SBF 120 ainsi que toutes les actions cotées sur Euronext suivant l'indicateur de liquidité utilisé. L'article se décompose en quatre parties selon un schéma classique :

- I. une discussion sur les variables pouvant influencer la liquidité de tous les titres simultanément ainsi qu'une présentation des études antérieures ;
- II. les données utilisées ;
- III. la méthodologie employée ;
- IV. et l'interprétation des résultats.

# **I. Les variables possibles et l'étude de CHORDIA, ROLL ET SUBRAHMANYAM (2001)**

---

Il est question de discuter des variables susceptibles d'être des déterminants sous-jacents communs de la liquidité. Le choix des variables impliquant des variations communes de liquidité résulte de l'étude des modèles de formation des prix accompagnée d'un raisonnement intuitif. Plusieurs catégories sont différenciables : premièrement, des variables macro-économiques à l'origine de chocs du même type et deuxièmement des variables structurelles liées à la microstructure et l'organisation du marché sur lequel sont traités les titres.

## *1.1. Les variables macroéconomiques*

Ces variables peuvent être scindées en deux groupes : celles liées au risque de stockage (« *inventory risk model* ») et celles liées au paradigme de l'information.

Les modèles fondés sur le risque de stockage (DEMSETZ (1968), STOLL (1978), HO ET STOLL (1981) et BIAIS (1993)) suggèrent que le niveau de liquidité est directement lié à la détention des titres. Stocker des titres comporte des risques et a un coût. Le coût de stockage est assimilé aux intérêts rapportés par le placement de la valeur en monnaie des titres détenus. Par conséquent, la liquidité des titres dépend indirectement du niveau des taux d'intérêt. Cette catégorie de variables regroupent donc les taux d'intérêt à court et à long terme, l'écart de défaut, et le taux de change. Le taux d'intérêt à court terme représente le coût de stockage. De plus, si le marché d'actions est moins rentable, les fonds à investir vont se déplacer sur les marchés obligataires, d'où la prise en compte des taux d'intérêt à long terme et des écarts de défaut. Le prix de l'once d'or peut également être ajouté aux déterminants communs possibles de liquidité. En effet, cette variable est considérée comme une valeur refuge. Par conséquent, ses variations vont être liées aux performances des marchés boursiers. Moins les gains réalisés sur les marchés boursiers sont élevés, et plus les investisseurs vont chercher d'autres types de placement, donc plus le prix de ces valeurs refuge sera important ou inversement. L'or en fait partie, l'immobilier également, mais les données sont rares et moins accessibles.

Une autre série de variables peuvent également expliquer les variations de liquidité du marché. Il s'agit des variables en rapport avec les modèles liés au paradigme de l'information (KYLE (1985), et ADMATI ET PFLEIDERER (1988)) ; elles regroupent les indicateurs énoncés pour apprécier l'état de l'économie : le taux de chômage, le taux de croissance du produit intérieur brut, le taux d'inflation. Le cours du pétrole fournit également une information sur la santé économique mondiale puisqu'il est lié au niveau des prix.

Une autre variable peut expliquer les variations communes de liquidité. Il s'agit du taux d'imposition. Plus ce dernier est intéressant concernant les plus ou moins values boursières, plus l'activité sur le marché sera importante. Puisque ce taux varie peu, il est intéressant de l'étudier quand la période testée est composée de plusieurs années.

## *1.2. Les variables structurelles de marché*

Les variables expliquant les variations communes de liquidité du marché peuvent également être liées à la structure, à l'organisation et à l'activité du marché : elles regroupent le volume, le nombre de transactions, les nombres d'ordres introduits et exécutés (sur un marché dirigé par les ordres ou mixte), la volatilité, les performances, le flottant et la capitalisation boursière du marché. Elles concernent des déterminants individuels de liquidité qui peuvent être agrégés au niveau du marché. Les jours fériés, les vacances et la saisonnalité sont également classés dans cette catégorie. En effet, en période de jours fériés et de vacances, l'activité est réduite, agissant ainsi de manière commune sur la liquidité.

Par exemple, un fort volume ou une volatilité élevée n'impliquent-ils pas une amélioration ou une diminution de la liquidité des titres individuels ? La capitalisation boursière n'est-elle pas positivement liée au niveau de la liquidité ? De même, le nombre de transactions réalisées ne dépend-il pas directement du nombre d'ordres introduits et exécutés dans le carnet d'ordres ?

De plus, une forte rentabilité sur le marché des actions n'entraîne-t-elle pas un attrait plus fort de la part des investisseurs ? Par conséquent, l'activité s'accroît sur ce même marché entraînant une modification des paramètres de liquidité de tous les titres composant le marché.

### *I.3. L'étude réalisée par Chordia, Roll et Subrahmanyam (2001)*

Après avoir montré l'existence de déterminants communs de liquidité par une adaptation du modèle de marché à la liquidité, CHORDIA, ROLL ET SUBRAHMANYAM (2001) se sont intéressés à la reconnaissance de ces facteurs.

Ils ont mis en place un modèle économétrique de régression multiple. Différentes mesures de liquidité et d'activité du marché composé d'actions du NYSE ont été régressées par différentes variables explicatives représentant des déterminants communs potentiels.

Les mesures distinctes de liquidité et d'activité retenues sont la fourchette cotée en valeur et en pourcentage, la fourchette effective en valeur et en pourcentage, la profondeur moyenne en nombre de titres et en dollars, une mesure composite divisant le pourcentage de la fourchette cotée par la profondeur en dollars, le volume journalier en nombre de titres et en dollars et le nombre de transactions.

Concernant les variables explicatives, ils ont choisi les taux d'intérêt court et long terme, le *spread* de défaut, la performance du marché des actions, la mesure de l'histoire récente de ce dernier à travers la moyenne sur les cinq derniers jours des variations de rentabilité, la volatilité du marché, les phénomènes de saisonnalité ainsi que les annonces macro-économiques sur le Produit Intérieur Brut (PIB), le chômage et l'inflation. Ils ont renoncé délibérément à intégrer des variables propres aux sociétés ; car il a été montré dans la littérature financière, que le marché incorpore les annonces de résultats avant le communiqué officiel. Par conséquent, l'annonce elle-même n'apporte pas d'information supplémentaire.

La régression pratiquée sur onze années de séries de données a fourni des résultats significatifs puisque les variables explicatives capturent une fraction appréciable des variations de liquidité ( $R^2$  de 33%). Il ressort principalement que les variables prix et volumétrie ne réagissent pas aux mêmes facteurs. Les fourchettes, la profondeur et l'activité réagissent aux taux, à la rentabilité et à la volatilité du marché. Mais seuls la profondeur, le volume et le nombre de transactions tendent à décroître autour des principaux jours de vacances et à augmenter avant les annonces de PIB et de chômage.

Les résultats répertoriés par ces trois auteurs sont intéressants car ils montrent des corrélations significatives entre la liquidité du marché et les variables citées précédemment. Par conséquent, les taux d'intérêt, le *spread* de défaut, la rentabilité et la

volatilité du marché, les annonces de PIB et de chômage, la saisonnalité, les vacances et jours fériés sont autant de facteurs faisant varier la fourchette, la profondeur, le volume et le nombre de transactions de toutes les actions cotées sur le NYSE simultanément.

## II. Les données

---

### II.1. Les données boursières et économiques

Les données sont fournies à la fois par Euronext Paris et Bloomberg. La période d'étude s'étend du 1<sup>er</sup> février au 28 décembre 2001.

Les données provenant de la base d'Euronext Paris sont celles utilisées dans l'article « Les facteurs communs de la liquidité : une étude empirique sur le marché parisien des actions »<sup>2</sup>, c'est à dire les fourchettes cotées et relatives de marché ainsi que la profondeur moyenne. Un rappel de ces données est fait en Annexe 1. De la base Euronext sont également extraites des données de marché telles que le volume en nombre de titres et en capitaux échangés, le nombre de transactions, le nombre d'ordres introduits dans le carnet, le nombre d'ordres exécutés et la volatilité du marché. Les données extraites de la base Bloomberg sont les variables macro-économiques susceptibles d'expliquer la liquidité du marché ; elles sont prélevées à la fois au niveau européen mais également au niveau américain. En effet, les liens existants entre les économies européenne et américaine ne sont plus à démontrer. Les données extraites et utilisées pour l'étude sont scindées en deux groupes, celles d'origine macro-économique (tableau 1) et celles d'origine structurelle (tableau 2) et présentées sous forme de tableau regroupant le nom de la variable, son abréviation et sa périodicité :

---

<sup>2</sup>EMONET-FOURNIER C., 2003, Les facteurs communs de la liquidité : une étude empirique sur le marché parisien des actions, *Cahier de Recherche du CEREG*, 2003-01

Tableau 1 : Les données d'origine macro-économique<sup>3</sup>

<b>Nom</b>	<b>Abréviations</b>	<b>Périodicité des données</b>
Taux de change de l'euro par rapport au dollar	CHANGE	quotidienne
Taux au jour le jour européen	JJ EUR	quotidienne
Taux au jour le jour américain	JJ US	quotidienne
Taux à 3 mois européen	3M EUR	quotidienne
Taux à 3 mois américain	3M US	quotidienne
Taux à 10 ans européen	10A EUR	quotidienne
Taux à 10 ans américain	10A US	quotidienne
Ecart de défaut européen	SPREAD EUR	quotidienne
Ecart de défaut américain	SPREAD US	quotidienne
Taux d'inflation européen	INFLATION EUR	mensuelle
Taux d'inflation américain	INFLATION US	mensuelle
Taux de chômage européen	CHOMAGE EUR	mensuelle
Taux de chômage américain	CHOMAGE US	mensuelle
Taux de croissance européen	CROISSANCE EUR	trimestrielle
Taux de croissance américain	CROISSANCE US	trimestrielle
Cours du baril de pétrole brut en euro	PETROLE	quotidienne
Cours de l'once d'or en euro	OR	quotidienne

Les données de volumétrie concernent uniquement le marché Euronext. Par conséquent, les volumes, le nombre de transactions, le nombre d'ordres introduits et le nombre d'ordres exécutés sont ceux réalisés sur les marchés français, hollandais et belge.

---

<sup>3</sup> La définition exacte des taux est fournie en Annexe 2.

Tableau 2 : Les données d'origine structurelle<sup>4</sup>

<b>Nom</b>	<b>Abréviations</b>	<b>Périodicité des données</b>
Volume en nombre de titres	VOLUME t	quotidienne
Volume en capitaux échangés	VOLUME Kx	quotidienne
Nombre de transactions	NB TRANS	quotidienne
Nombre d'ordres introduits	NB ORDRES INTRO	quotidienne
Nombre d'ordres exécutés	NB ORDRES EXE	quotidienne
Volatilité du marché	VOLAT	quotidienne
Rentabilité de l'indice français CAC 40	RENTA CAC	quotidienne
Rentabilité de l'indice américain S&P 500	RENTA S&P	quotidienne
Rentabilité de l'indice européen STOXX 600	RENTA STOXX	quotidienne
Moyenne des rentabilités du CAC sur cinq jours	MOY RENTA CAC	quotidienne
Moyenne des rentabilités du S&P sur cinq jours	MOY RENTA S&P	quotidienne
Moyenne des rentabilités du STOXX sur cinq jours	MOY RENTA STOXX	quotidienne
Jours fériés français	JF Fce	binaire
Jours fériés américain	JF US	binaire
Vacances françaises	Vacances	binaire
Saisonnalité	Saisonnalité	binaire

Concernant les données non quotidiennes, les séries ont été complétées par des interpolations linéaires entre les deux dates connues.

Les données sont traitées sous forme de variations relatives afin d'éviter les problèmes économétriques de non stationnarité, de normalité des séries et d'autocorrélation des erreurs.

Par la suite, les données sont également traitées avec un décalage de plus ou moins un ou deux jours.

A propos de la saisonnalité, une étude rapide a été pratiquée sur les données du marché Euronext Paris. Sur la période étudiée, les sommes des volumes en nombre de titres, en capitaux et des nombres de transactions ont été calculées pour chaque jour de la semaine. Conformément aux résultats énoncés par FOSTER ET VISWANATHAN (1990 et 1993) et HAMON ET JACQUILLAT (1990 et 1992), le volume et le nombre de transactions sont plus faibles le lundi comparés aux autres jours de la semaine.

<sup>4</sup> Quelques précisions sur le calcul des variables sont fournies en Annexe 2.



Tableau 3 : Saisonnalité sur le marché Euronext

<b>Jour</b>	<b>Volume en titres</b>	<b>Volume en capitaux</b>	<b>Nombre de transactions</b>
Période étudiée : du 1er février au 28 décembre 2001			
<b>Lundi</b>	<b>5 940 966 814</b>	<b>217 840 092 386</b>	<b>8 357 171</b>
Mardi	7 632 425 418	276 570 640 868	9 363 251
Mercredi	8 389 402 910	315 335 281 746	9 961 205
Jeudi	8 625 102 166	327 802 609 575	9 978 339
Vendredi	7 790 632 548	286 693 003 320	9 830 874

Des statistiques descriptives concernant les deux types de données sont fournies en Annexe 3. Elles regroupent le nombre d'observations, la moyenne, la médiane, l'écart type, le minimum et le maximum.

En comparaison aux données américaines utilisées par CHORDIA, ROLL ET SUBRAMAHNYAM (2001), la période d'étude est très courte (11 mois au lieu de 11 ans) ; cela permet de pratiquer la régression par rapport à un environnement économique et financier plus stable. En effet, en onze années, les méthodes de gestion ont pu différer et provoquer la modification de certaines variables. De plus le contexte économique peut s'être considérablement modifié : le niveau des taux d'intérêt et des taux de change, la croissance, le chômage, ainsi que la rentabilité des différents marchés (actions, obligations ou dérivés).

## *II.2. Une étude des corrélations*

L'étude des corrélations entre les variables explicatives (données macro-économiques et structurelles) et les variables à expliquer (fourchette et profondeur de marché) permet de mettre en relief les liens existants entre elles. Il s'agit d'une phase préliminaire de l'étude qui va être réalisée dans le sous-paragraphe suivant. Les corrélations sont présentées sous la forme d'un tableau.

**Tableau 4 : Etude des corrélations des données en valeur**

	<b>fc indice</b>	<b>fr indice</b>	<b>pm indice</b>	<b>fc indice CB</b>	<b>fr indice CB</b>	<b>pm indice CB</b>
JF Fce	0,0123	0,0120	0,0209	0,0080	0,0077	0,0211
JF US	-0,0599	-0,0480	-0,0159	-0,0243	-0,0236	-0,0347
Vacances	0,0050	-0,0711	-0,0985	-0,0182	-0,0364	0,1138
Saisonnalité	0,0089	-0,0290	0,0493	-0,0357	-0,0589	-0,0134
JJ EUR	0,1566* <sup>5</sup>	-0,1807**	0,1811**	0,0675	-0,1005	-0,3849**
JJ US	0,1109	-0,2578**	0,1734**	0,0099	-0,1722**	-0,4640**
3M EUR	0,1094	-0,2592**	0,1522*	0,0046	-0,1793**	-0,4083**
3M US	0,1058	-0,2614**	0,1689**	-0,0031	-0,1884**	-0,4876**
10A EUR	-0,0672	-0,2349**	0,0687	-0,0687	-0,1531*	-0,1174
10A US	-0,1443*	-0,4266**	0,2037**	-0,1195	-0,2687**	-0,1201
SPREAD EUR	-0,0636	0,0668	0,1242	0,0217	0,0729	0,2064**
SPREAD US	0,0539	0,3327**	-0,0079	0,1000	0,2315**	0,1773**
CHANGE	0,2131**	0,2828**	-0,1259	0,1269	0,1641*	-0,2336**
INFLATION EUR	-0,1127	-0,3004**	0,2490**	-0,0745	-0,1794**	0,0050
INFLATION US	0,0452	-0,2714**	0,2215**	-0,0260	-0,1920**	-0,4214**
CHOMAGE EUR	-0,1525*	0,0091	0,0445	-0,0593	0,0115	0,2790**
CHOMAGE US	-0,1047	0,2333**	-0,1697*	-0,0019	0,1674*	0,4565**
CROISSANCE EUR	0,2336**	-0,0017	0,1617**	0,1092	-0,0113	-0,5008**
CROISSANCE US	-0,1003	-0,4279**	0,2945**	-0,1008	-0,2799**	-0,2618**
PETROLE	-0,0194	-0,2711**	0,1860**	-0,0707	-0,2027**	-0,2411**
OR	-0,1946**	0,0691	-0,0346	-0,0807	0,0496	0,3995**
VOLUME t	-0,0052	0,3349**	-0,1280	0,0235	0,1900**	0,2496**
VOLUME Kx	-0,0132	0,2166**	-0,0265	-0,0086	0,1017	0,1678*
NB TRANS	0,0563	0,3764**	-0,0808	0,0501	0,2042**	0,1218
NB ORDRES INTRO	0,0193	0,2163**	-0,0210	0,0190	0,1083	0,0563
NB ORDRES EXE	-0,1196	0,0760	0,0703	-0,0826	0,0007	0,2176**
VOLAT	0,3051**	0,4365**	-0,1592*	0,1542*	0,2319**	-0,2120**
RENTA CAC	-0,0039	0,0301	-0,0482	0,0197	0,0369	0,0175
RENTA S&P	0,0081	0,0175	0,0224	0,0568	0,0573	0,1162
RENTA STOXX	-0,0041	0,0211	-0,0227	0,0145	0,0263	0,0498
MOY RENTA CAC	-0,1704**	-0,1449**	0,0907	-0,0521	-0,0595	0,0765
MOY RENTA S&P	-0,1968**	-0,1687**	0,1616*	-0,0852	-0,0932	0,1942**
MOY RENTA STOXX	-0,2000**	-0,1779**	0,1129	-0,0767	-0,0885	0,0977

<sup>5</sup> \* (\*\*) La corrélation est significative au seuil de 5% (1%).

Plusieurs remarques découlent de l'examen de ce tableau. Premièrement, seules quelques rares variables explicatives ne sont pas corrélées avec les indicateurs de liquidité du marché : les vacances, les jours fériés, la saisonnalité et la rentabilité des différents indices. Concernant la saisonnalité, les vacances et les jours fériés, ces variables n'agissent pas communément sur la fourchette et la profondeur de marché, mais plutôt sur la volumétrie (volume et nombre de transactions). Deuxièmement, la fourchette cotée pondérée par les capitalisations boursières est peu corrélée aux variables explicatives. Cette dernière remarque est la conséquence de la pondération ; la capitalisation boursière influant sur le calcul des coefficients de corrélation. Troisièmement, la profondeur moyenne de marché est fortement corrélée aux taux d'intérêt à court terme et aux taux appréciant l'environnement économique, mais peu aux niveaux de rentabilité hebdomadaire des marchés action européen et américain ; contrairement à la fourchette. L'existence de corrélations significatives démontre l'intérêt de l'étude empirique : des liens existent entre les indicateurs de liquidité du marché choisis et les variables macro-économiques et les variables structurelles de fonctionnement des marchés.

### **III. La méthodologie**

---

Isoler les variables expliquant les variations de liquidité du marché revient à identifier les facteurs modifiant la liquidité de tous les titres simultanément. Par conséquent, il s'agit de trouver les déterminants communs de liquidité.

La méthodologie consiste en une régression linéaire multiple. La variable à expliquer est représentée par les variations de liquidité du marché ; la liquidité étant mesurée par la fourchette cotée, la fourchette relative ou la profondeur moyenne. Le calcul de l'indicateur de marché est opéré par agrégation : soit en effectuant une moyenne équipondérée des titres composant le marché soit en les pondérant par leur niveau de capitalisation boursière. Les variables explicatives sont celles énumérées dans le paragraphe précédent. Elles sont considérées à l'instant  $t$ , mais également avec un

décalage d'un et deux jours en retard ou en avance, pour tenir compte du temps de réaction ou d'anticipation possible des investisseurs.

$$\begin{aligned} \Delta\text{Liq}_{M,t} = & \alpha_0 + \beta_1^t \Delta V_{1,t} + \beta_1^{t-1} \Delta V_{1,t-1} + \beta_1^{t+1} \Delta V_{1,t+1} + \beta_1^{t-2} \Delta V_{1,t-2} + \beta_1^{t+2} \Delta V_{1,t+2} + \dots \\ & + \beta_j^t \Delta V_{j,t} + \beta_j^{t-1} \Delta V_{j,t-1} + \beta_j^{t+1} \Delta V_{j,t+1} + \beta_j^{t-2} \Delta V_{j,t-2} + \beta_j^{t+2} \Delta V_{j,t+2} + \dots \quad (1) \\ & + \beta_n^t \Delta V_{j,t} + \beta_n^{t-1} \Delta V_{n,t-1} + \beta_n^{t+1} \Delta V_{n,t+1} + \beta_n^{t-2} \Delta V_{n,t-2} + \beta_n^{t+2} \Delta V_{n,t+2} + \varepsilon_M \end{aligned}$$

où  $\Delta\text{Liq}_M$  est la variation relative de l'indicateur de liquidité du marché mesuré par la fourchette cotée, la fourchette relative ou la profondeur moyenne ;  
et  $\Delta V_j$  est la variation relative de l'une des variables explicatives citées précédemment avec  $n=165$ .

La multitude de variables explicatives implique le choix d'une procédure pour en sélectionner un certain nombre parmi les 165 disponibles. La procédure pas à pas (*stepwise*) est utilisée dans cette étude. Cette méthode est la combinaison des méthodes ascendante et descendante. La méthode descendante considère tout d'abord le modèle comprenant toutes les  $k$  variables explicatives. Puis elle consiste à éliminer la variable la moins significative soit celle entraînant la diminution la plus faible du  $R^2$ . La régression est recalculée avec les  $(k-1)$  variables explicatives restantes ; le processus est réitéré jusqu'à ce que toutes les variables restantes dans le modèle soient significatives pour un certain seuil désiré. La méthode ascendante procède en sens inverse en considérant au départ le modèle sans aucune variable explicative. Par conséquent, la procédure « *stepwise* » propose, après l'introduction d'une nouvelle variable dans le modèle, de réexaminer les tests de Student pour chaque variable explicative anciennement admise dans le modèle, et s'il se trouve que des variables ne sont plus significatives, de retirer du modèle la moins significative d'entre elles. Le processus continue ensuite jusqu'à ce que plus aucune variable ne puisse être introduite ni retirée du modèle.

Un problème peut survenir en présence de multicollinéarité des variables explicatives. Par exemple, si deux variables  $X1$  et  $X2$  pouvant expliquer de manière significative  $Y$  sont fortement corrélées entre elles, l'introduction de  $X1$  peut profondément masquer le pouvoir explicatif de  $X2$ . Ainsi, l'introduction en premier lieu de  $X1$  va significativement accroître le  $R^2$  alors que l'introduction ultérieure de  $X2$  ne

provoquera d'un faible effet. De ce fait en présence de multicolinéarité, la décision, quant à quelle variable introduire dans l'équation, peut fortement dépendre de l'ordre dans lequel elles sont introduites.

Pour résoudre ce problème, il faut utiliser deux seuils de signification différents lors de l'utilisation de la procédure pas à pas : un certain seuil (10%) lors de la procédure d'élimination de variables, et un seuil plus petit (5%) lors de la procédure d'introduction de variables. Par conséquent, l'introduction des variables les plus significatives est favorisée tout en acceptant de les maintenir dans le modèle si elles deviennent par la suite un peu moins significative.

Quatre résultats des régressions multiples sont répertoriés dans les tableaux et analysés : la valeur du coefficient associé à la variable explicative ainsi que sa statistique de Student entre parenthèses, le  $R^2$ , la statistique de Durbin Watson (DW) et le facteur d'inflation de la variance (VIF) indiquant les problèmes de colinéarité.

Le modèle retenu lors de la régression avec une procédure « *stepwise* » ne contient que les variables explicatives les plus significatives, par conséquent, celles qui expliquent le mieux les variations de liquidité du marché. Ces variables sont donc des déterminants sous-jacents communs de la liquidité à tous les titres composant le marché.

Les variables volume (en titres et en capitaux) et le nombre de transactions pouvant être assimilés à des indicateurs de la liquidité d'un marché boursier, des régressions les considérant comme variables à expliquer et non plus comme variables explicatives sont également effectuées.

En résumé, les problèmes de multicolinéarité et d'autocorrélation des erreurs présents lors de l'application de régression linéaire multiple ont été résolus par l'utilisation de données en variations relatives et par l'application d'une procédure « *stepwise* » lors de la sélection des variables explicatives.

## IV. Les résultats et leur interprétation

---

Les résultats de la régression multiple, c'est à dire le modèle incluant les variables explicatives retenues, sont présentés sous forme de tableaux. Ils regroupent le nom des variables explicatives significatives, la valeur de leur bêta, la statistique de Student associée, le  $R^2$ , la statistique de Durbin Watson et le facteur d'inflation de la variance. Les variables expliquant les fourchettes, les profondeurs, les volumes et les nombres de transactions sont présentées dans les quatre prochains sous-paragraphes. Le cinquième sous-paragraphe traite d'une étude de causalité entre les variables à expliquer et certaines variables explicatives.

### *IV.1. Les variables expliquant les fourchettes*

Elles sont regroupées dans le tableau suivant et intègrent la valeur du coefficient bêta, le t de Student associé, le facteur d'inflation de la variance, le coefficient de détermination et la statistique de Durbin Watson.

**Tableau 5 : Récapitulatif des variables explicatives des différentes fourchettes**

$$\Delta\text{Fourchette}_{M,t} = \alpha_0 + \beta_1^t \Delta V_{1,t} + \beta_1^{t-1} \Delta V_{1,t-1} + \beta_1^{t+1} \Delta V_{1,t+1} + \beta_1^{t-2} \Delta V_{1,t-2} + \beta_1^{t+2} \Delta V_{1,t+2} + \dots + \beta_j^t \Delta V_{j,t} + \beta_j^{t-1} \Delta V_{j,t-1} + \beta_j^{t+1} \Delta V_{j,t+1} + \beta_j^{t-2} \Delta V_{j,t-2} + \beta_j^{t+2} \Delta V_{j,t+2} + \dots + \beta_n^t \Delta V_{n,t} + \beta_n^{t-1} \Delta V_{n,t-1} + \beta_n^{t+1} \Delta V_{n,t+1} + \beta_n^{t-2} \Delta V_{n,t-2} + \beta_n^{t+2} \Delta V_{n,t+2} + \varepsilon_M$$

Variables explicatives	fc indice		fr indice		fc indice CB		fr indice CB	
	bêta	VIF	bêta	VIF	bêta	VIF	bêta	VIF
V(t-2) MOY RENTA CAC	0,025 (6,15)	1,03	0,021 (6,34)	1,03	0,053 (6,80)	1,01	0,044 (7,09)	1,02
V(t-1) MOY RENTA CAC			-0,007 (-2,03)	1,03				
V(t-2) RENTA STOXX					6,069 (2,09)	1,07		
V(t+1) RENTA STOXX			-3,158 (-2,61)	1,06				
V(t+2) MOY RENTA S&P	0,007 (4,84)	1,04	0,005 (4,77)	1,04	0,007 (2,48)	1,04	0,006 (2,82)	1,03
V(t-2) JJ EUR	1,346 (2,09)	1,02	1,182 (2,32)	1,03			2,048 (2,15)	1,02
V(t+2) INFLATION EUR	15,800 (3,02)	1,94	13,175 (3,18)	1,95	28,440 (2,87)	1,96	14,726 (2,60)	1,03
V(t-2) INFLATION EUR	-11,927 (-2,27)	1,96	-10,181 (-2,44)	1,99	-20,563 (-2,08)	1,96		
V(t-1) CHOMAGE EUR	415,696 (3,65)	2,06	334,142 (3,71)	2,06	845,933 (3,93)	2,07	528,525 (3,14)	2,04
V(t) CHOMAGE EUR	-310,657 (-2,73)	2,05	-233,430 (-2,59)	2,07	-578,712 (-2,67)	2,11	-383,274 (-2,27)	2,05
V(t+2) SPREAD EUR					-2,034 (-2,16)	1,08		
V(t+1) OR	8,165 (3,40)	1,04	5,620 (2,95)	1,05	13,529 (2,93)	1,08		
V(t-1) CHANGE	7,524 (2,32)	1,05	6,678 (2,61)	1,05			11,097 (2,31)	1,05
V(t-2) VOLUME Kx	0,115 (2,015)	1,01	0,199 (3,39)	1,71	0,469 (3,37)	1,69	0,207 (2,44)	1,01
V(t-2) NB ORDRES INTRO			-0,354 (-2,24)	1,72	-1,028 (-2,69)	1,77		
R <sup>2</sup>	30,4%		35,7%		29,9%		26,6%	
R <sup>2</sup> ajusté	27,3%		31,9%		26,4%		23,9%	
DW	2,47		2,49		2,26		2,31	

Premièrement, un lien existe entre la rentabilité des marchés financiers et leur liquidité. Ce lien a déjà été mis en évidence par AMIHUUD ET MENDELSON (1986a, 1986b, 1989) à un niveau strictement individuel ; ils ont modélisé et tester empiriquement l'existence d'un lien positif entre la rentabilité d'un titre et sa fourchette relative. En effet, ils montrent que la rentabilité attendue des titres est une fonction croissante et concave de la fourchette. L'étude empirique réalisée dans cet article confirme l'existence d'une corrélation entre la rentabilité des marchés français, européen et américain et la fourchette du marché parisien. Par conséquent, la rentabilité des marchés financiers a un impact commun sur la taille des fourchettes des différents titres individuels. La rentabilité est mesurée dans l'étude soit par les variations relatives journalières du marché soit par une moyenne hebdomadaire des différentes rentabilités de la semaine ; la deuxième mesure intègre un bref historique de la rentabilité des marchés. A titre d'exemple, une corrélation positive existe entre la moyenne hebdomadaire des rentabilités de l'indice américain S&P 500 et la fourchette du marché parisien ; plus la rentabilité de l'indice S&P 500 est élevée (avec un décalage de deux jours), plus la fourchette du marché parisien est élevée. Les liens entre les rentabilités et les fourchettes présentés dans le tableau ci-dessus sont principalement positifs. Seuls deux coefficients sont négatifs : lorsque sont considérées la rentabilité journalière de l'indice européen STOXX 600 en  $t+1$  et la moyenne hebdomadaire des rentabilités de l'indice CAC 40 en  $t-1$ .

Deuxièmement, la corrélation positive existant entre la fourchette du marché parisien et le taux au jour le jour européen découle directement des modèles d'inventaire. En effet, détenir des actions a un coût puisque la monnaie utilisée pour les acheter ne peut pas être placée et par conséquent, rapporter des intérêts. Ce coût est intégré dans la fourchette de marché. Donc, plus les taux de placement sont élevés et plus la fourchette est large.

Troisièmement, les résultats de l'étude empirique présentent les variables macro-économiques « inflation » et « chômage » comme des déterminants communs du niveau de liquidité des titres. Ces variables fournissent des renseignements sur l'environnement économique. Par exemple, plus l'inflation de ces derniers jours a été élevée, plus la fourchette est étroite. A l'inverse, plus l'inflation anticipée est grande, plus l'écart entre le prix acheteur et le prix vendeur est large. Concernant le niveau de chômage, le raisonnement semble différent ; un taux de chômage élevé en  $t-1$  coïncide à une fourchette de marché large en  $t$  et inversement un taux fort en  $t$  induit une fourchette étroite en  $t$ . Ces décalages sont la conséquence des délais de réaction des investisseurs ; en effet, ces derniers intègrent différemment les informations fournies par les niveaux d'inflation et de chômage. Ils



raisonnent et élaborent leurs stratégies d'achat et de vente en tenant compte de l'inflation anticipée mais du niveau de chômage passé. Ces variables sont vraisemblablement liées aux phénomènes d'anticipation et d'asymétrie d'information. Il faut également noter que les variables « inflation » et « chômage » possèdent un facteur d'inflation de la variance élevé. Par conséquent, le risque de multicollinéarité est plus fort et leur réelle influence sur les fourchettes de marché peut être discutée.

Quatrièmement, les résultats des coefficients des régressions illustrent l'existence d'une corrélation négative entre l'écart de défaut européen et la fourchette du marché parisien. Donc plus l'écart de défaut est grand et plus la fourchette se rétrécit. Cette constatation s'explique par les transferts de flux des investisseurs. Lorsque le *spread* de défaut s'élargit, le risque de détenir des obligations du secteur privé s'accroît provoquant ainsi un déplacement des fonds des obligations vers les actions. En suivant le même raisonnement, le lien positif entre le prix de l'once d'or et la fourchette du marché parisien peut s'expliquer par un déplacement des flux vers la valeur refuge qu'est l'or, au détriment du marché des actions. Or les volumes sur le marché de l'or sont faibles. Par conséquent, ce lien entre la fourchette et la rentabilité de l'or s'explique peut-être par une des qualités de cet actif : il facilite la diversification des portefeuilles (LAWRENCE (2003)), car il est peu, voire pas corrélé aux actifs financiers et à l'environnement économique, à long terme. En effet, quatre résultats énoncés dans l'article de LAWRENCE (2003) permettent de conclure que, contrairement aux rentabilités des actions, les rentabilités de l'or sont indépendantes du cycle des affaires :

- il n'existe pas de corrélations significatives entre les rentabilités de l'or et les variations des variables macro-économiques telles que le taux de croissance du produit intérieur brut, l'inflation et les taux d'intérêt ;
- en revanche, les rentabilités des actifs financiers sont corrélées aux changements de valeurs des variables macro-économiques ;
- les variations des variables macro-économiques ont un impact plus fort sur les commodités autres que l'or ;
- et les rentabilités de l'or sont moins corrélées aux rentabilités des actions et des obligations que les rentabilités des autres commodités.

Cinquièmement, un autre facteur commun de liquidité est le taux de change euro-dollar. Plus ce dernier est élevé et plus les investissements en Europe coûtent chers, entraînant un déplacement des flux de capitaux du continent européen vers le continent américain.

Sixièmement, le nombre d'ordres introduits dans le carnet d'ordres centralisé est lié négativement à la taille de la fourchette. Cette dernière constatation semble évidente : plus le nombre d'ordres introduits est élevé, plus la fourchette devient étroite. L'augmentation de l'activité sur le marché implique une amélioration de la fourchette. Par contre, la corrélation positive entre le volume en capitaux échangés et la fourchette de marché est étrange et peut-être liée au fait que le niveau d'activité ne soit pas mesuré en nombre de titres.

Dernièrement, les variables explicatives citées précédemment, expliquent entre 25 et 35% des variations de fourchette du marché parisien. Il s'agit d'un pourcentage relativement élevé, leur pouvoir explicatif est donc convaincant.

#### IV.2. Les variables expliquant la profondeur

Les résultats sont présentés de manière identique à ceux traitant les fourchettes.

Tableau 6 : Récapitulatif des variables expliquant la profondeur

$$\begin{aligned} \Delta\text{Profondeur}_{M,t} = & \alpha_0 + \beta_1^t \Delta V_{1,t} + \beta_1^{t-1} \Delta V_{1,t-1} + \beta_1^{t+1} \Delta V_{1,t+1} + \beta_1^{t-2} \Delta V_{1,t-2} + \beta_1^{t+2} \Delta V_{1,t+2} + \dots \\ & + \beta_j^t \Delta V_{j,t} + \beta_j^{t-1} \Delta V_{j,t-1} + \beta_j^{t+1} \Delta V_{j,t+1} + \beta_j^{t-2} \Delta V_{j,t-2} + \beta_j^{t+2} \Delta V_{j,t+2} + \dots \\ & + \beta_n^t \Delta V_{n,t} + \beta_n^{t-1} \Delta V_{n,t-1} + \beta_n^{t+1} \Delta V_{n,t+1} + \beta_n^{t-2} \Delta V_{n,t-2} + \beta_n^{t+2} \Delta V_{n,t+2} + \varepsilon_M \end{aligned}$$

Variables explicatives	pm indice		pm indice CB	
	bêta	VIF	bêta	VIF
V(t-2) CHOMAGE EUR	-3 414,819 (-4,18)	1,65	-1 389,481 (-3,61)	1,65
V(t+1) CHOMAGE EUR	2 018,928 (2,49)	1,64	840,149 (2,21)	1,64
V(t-2) OR	-44,294 (-2,34)	1,01	-19,553 (-2,20)	1,01
R <sup>2</sup>	8,5%		6,7%	
R <sup>2</sup> ajusté	7,3%		5,5%	
DW	2,14		2,29	

Les résultats concernant la profondeur sont incomplets, notamment à cause du fonctionnement du marché parisien (ordre stop, ordre à quantité cachée, application, etc.)<sup>6</sup>.

<sup>6</sup> En effet, les modalités de fonctionnement du marché français contribuent à réduire le poids et l'intérêt économiques des profondeurs moyennes affichées aux meilleures limites.

Par conséquent, seules deux variables influencent la profondeur du marché parisien : le chômage européen et le prix de l'once d'or.

Concernant la première variable, plus le chômage européen passé est élevé et plus la profondeur du marché parisien est faible. L'inverse est vérifié quand le niveau de chômage européen anticipé est pris en compte.

Le lien entre l'or et la profondeur du marché parisien est négatif ; plus le prix de l'or est élevé et plus la profondeur est faible. Le sens de ce lien résulte peut-être d'un transfert de confiance des investisseurs des actions vers l'or quand ce dernier marché est plus rentable. De plus, l'or est utile pour la diversification des portefeuilles puisqu'il est peu corrélé aux actifs financiers et aux niveaux des variables macro-économiques.

La qualité de la régression est moindre et comprise seulement entre 6,7 et 8,5%.

### *IV.3. Les facteurs communs expliquant les volumes et le nombre de transactions de la bourse Euronext*

Dans ce paragraphe, on considère comme indicateur de liquidité du marché ni les fourchettes, ni la profondeur, mais les volumes en titres et en capitaux échangés ainsi que le nombre de transactions. Quelles variables observables expliquent les variations communes des volumes et du nombre de transactions ?

La présentation des résultats est identique à celle utilisées dans les deux sous-paragraphe précédents.

**Tableau 7 : Récapitulatif des facteurs communs de liquidité concernant la volumétrie**

$$\Delta \text{Volumétrie}_{M,t} = \alpha_0 + \beta_1^t \Delta V_{1,t} + \beta_1^{t-1} \Delta V_{1,t-1} + \beta_1^{t+1} \Delta V_{1,t+1} + \beta_1^{t-2} \Delta V_{1,t-2} + \beta_1^{t+2} \Delta V_{1,t+2} + \dots$$

$$+ \beta_j^t \Delta V_{j,t} + \beta_j^{t-1} \Delta V_{j,t-1} + \beta_j^{t+1} \Delta V_{j,t+1} + \beta_j^{t-2} \Delta V_{j,t-2} + \beta_j^{t+2} \Delta V_{j,t+2} + \dots$$

$$+ \beta_n^t \Delta V_{n,t} + \beta_n^{t-1} \Delta V_{n,t-1} + \beta_n^{t+1} \Delta V_{n,t+1} + \beta_n^{t-2} \Delta V_{n,t-2} + \beta_n^{t+2} \Delta V_{n,t+2} + \varepsilon_M$$

Variables explicatives	VOLUME t		VOLUME Kx	
	bêta	VIF	bêta	VIF
V(t+1) CHOMAGE EUR	-518,173 (-4,99)	2,05		
V(t+2) CHOMAGE EUR	338,760 (3,27)	2,04		
V(t) CHOMAGE US			-38,476 (-3,31)	1,31
V(t+1) CHOMAGE US			23,721 (2,03)	1,33
Saisonnalité	0,175 (3,59)	1,00	0,195 (4,67)	1,02
V(t+1) OR	-4,824 (-2,23)	1,01		
V(t+1) 10A US			-2,540 (-2,01)	1,01
V(t+2) MOY RENTA STOXX			0,002 (3,25)	1,19
V(t-2) MOY RENTA S&P			-0,003 (-2,56)	1,01
V(t) NB ORDRES EXE	1,120 (13,17)	1,00	1,050 (12,08)	1,23
R <sup>2</sup>	48,8%		56,6%	
R <sup>2</sup> ajusté	47,6%		55,3%	
DW	2,48		2,31	

Il est intéressant de noter que les mêmes variables expliquent à la fois la fourchette, la profondeur et les volumes. Ainsi, le niveau de chômage, le prix de l'once d'or, la rentabilité de différents indices de marché ont un impact commun sur la liquidité du marché parisien.

De plus, le pourcentage des variations de volumes expliqué par les variables répertoriées dans le tableau est compris entre 48,8 et 56,6%. Par conséquent, les niveaux de chômage européen et américain, la saisonnalité, le prix de l'or, les moyennes hebdomadaires des rentabilités du S&P 500 et du STOXX 600 ainsi que le nombre d'ordres exécutés sur la bourse Euronext expliquent en moyenne 50% des variations de volumes en nombre de titres et en capitaux de la bourse Euronext.

En résumé, il existe une corrélation entre le taux de chômage européen et le volume en nombre de titres de la bourse Euronext. Similairement, un lien est à noter entre le niveau de chômage aux Etats-Unis et le volume en capitaux d'Euronext. La saisonnalité appartient également aux facteurs influençant communément le volume en nombre de titres de toutes les actions individuelles. Comparativement aux autres indicateurs de liquidité, le transfert des

flux des investisseurs s'opère du marché des actions vers le marché des obligations et vers les marchés américains. Il existe également un déplacement de confiance du marché des actions vers le marché de l'or quand les volumes sont plus faibles sur Euronext. Concernant le taux d'intérêt à 10 ans américain, une corrélation négative le lie au volume en capitaux d'Euronext. Quand les taux américains à 10 ans augmentent, le volume d'Euronext diminue, les flux se déplaçant vers les obligations d'Etat américaines. Les volumes dépendent également des moyennes hebdomadaires des rentabilités des indices STOXX 600 et S&P 500. Quand l'indice américain a été rentable, le volume en capitaux d'Euronext diminue en suivant un raisonnement similaire de transfert de flux d'un continent à l'autre. Et parallèlement quand est anticipée une hausse de la rentabilité de l'indice STOXX 600, le volume augmente. Dernièrement, un lien logique peut être constaté ; les volumes d'Euronext dépendent du nombre d'ordres exécutés dans le carnet. Plus il est élevé et plus les volumes sont importants.

L'examen des variables expliquant les variations du nombre de transactions de la bourse Euronext est présenté à l'aide du tableau suivant.

**Tableau 8 : Récapitulatif des facteurs communs de liquidité le nombre de transactions**

$$\Delta \text{NBTRANS}_{M,t} = \alpha_0 + \beta_1^t \Delta V_{1,t} + \beta_1^{t-1} \Delta V_{1,t-1} + \beta_1^{t+1} \Delta V_{1,t+1} + \beta_{1l}^{t-2} \Delta V_{1,t-2} + \beta_1^{t+2} \Delta V_{1,t+2} + \dots$$

$$+ \beta_j^t \Delta V_{j,t} + \beta_j^{t-1} \Delta V_{j,t-1} + \beta_j^{t+1} \Delta V_{j,t+1} + \beta_j^{t-2} \Delta V_{j,t-2} + \beta_j^{t+2} \Delta V_{j,t+2} + \dots$$

$$+ \beta_n^t \Delta V_{j,t} + \beta_n^{t-1} \Delta V_{n,t-1} + \beta_n^{t+1} \Delta V_{n,t+1} + \beta_n^{t-2} \Delta V_{n,t-2} + \beta_n^{t+2} \Delta V_{n,t+2} + \varepsilon_M$$

Variables explicatives	NB TRANS		NB TRANS*	
Seuils de signification de la procédure pas à pas	10 et 5%		5 et 1%	
	bêta	VIF	bêta	VIF
V(t) CHOMAGE US	-4,564 (-2,35)	1,08		
V(t-1) RENTA STOXX	-0,531 (-2,01)	1,55	-1,087 (-4,34)	1,06
V(t) RENTA S&P	0,893 (3,42)	1,22	0,747 (2,67)	1,07
V(t+2) RENTA S&P	-0,902 (-3,02)	1,58		
V(t+2) RENTA STOXX	0,639 (2,31)	1,69		
V(t+2) MOY RENTA STOXX	0,0003 (3,59)	1,36		
V(t-1) OR	1,027 (2,81)	1,18	1,194 (3,09)	1,01
V(t-1) CHANGE	1,381 (2,60)	1,40		
V(t+2) CHANGE	1,474 (2,99)	1,20		
V(t-1) PETROLE	0,282 (2,47)	1,13		
V(t-2) 3M US	-0,768 (-2,94)	1,21		
V(t-1) 10A US	0,448 (1,79)	1,18		
V(t-1) NB ORDRES INTRO	-0,112 (-4,08)	1,63		
V(t) NB ORDRES EXE	0,936 (38,82)	2,80	1,022 (61,81)	1,01
V(t-2) VOLAT	0,060 (2,97)	1,22		
V(t-1) VOLAT	0,120 (4,80)	1,86		
V(t) VOLAT	0,115 (3,88)	2,64		
R <sup>2</sup>	96%		94,4%	
R <sup>2</sup> ajusté	95,6%		94,3%	
DW	2,35		2,17	

Les facteurs d'inflation de la variance étant relativement élevés, deux seuils de signification plus faibles ont été utilisés lors de l'application de la procédure pas à pas ; 5% lors de la procédure d'élimination de variables, et 1% lors de la procédure d'introduction de variable. Ces résultats sont présentés dans la troisième colonne du tableau 8.

Ces nouveaux résultats ont permis d'amoinrir le phénomène de multicolinéarité et d'améliorer la statistique de Durbin Watson. En contrepartie, la qualité de la régression a diminué mais seulement de 1,2% et le nombre de variables explicatives est passé de 17 à 4.

Par conséquent quatre variables expliquent les variations du nombre de transactions de la bourse Euronext : les rentabilités journalières des indices européen et américain, le prix de l'once d'or et le nombre d'ordres exécutés dans le carnet centralisé. Le chômage, le taux de change, le cours du pétrole, les taux d'intérêt, la volatilité et le nombre d'ordres introduits ont été éliminés, entraînant une amélioration du modèle d'un point de vue économétrique.

En résumé, une augmentation de la rentabilité de l'indice STOXX 600 en t-1 entraîne une baisse du nombre de transactions tandis que la même hausse de rentabilité du S&P 500 a pour conséquence un plus grand nombre de transactions à la bourse Euronext. De plus, une corrélation positive a été mise en évidence entre le nombre de transactions et le prix de l'once d'or ainsi que le nombre d'ordres exécutés. Seule la corrélation positive entre le nombre d'ordres exécutés et le nombre de transactions réalisées au sein d'Euronext semble logique. Les autres dénotent des effets inverses par rapport aux volumes.

#### *IV.4. Une étude de causalité*

Des tests de causalité au sens de Granger ont été effectués entre la variable or et les différentes mesures de liquidité étudiées : fourchette cotée, fourchette relative, profondeur moyenne, volumes et nombre de transactions. Les tests montrent qu'il n'existe pas de causalité (au seuil de 10%) entre la liquidité du marché et le prix de l'once d'or et inversement ; les variables sont liées, mais la causalité n'est pas déterminée. Ce dernier résultat est probablement la conséquence de la nature même de l'or qui est un actif dont la rentabilité n'est lié ni à l'environnement économique, ni à la rentabilité des actifs financiers (actions ou obligations).

En revanche, une causalité au sens de Granger a été mise en évidence au seuil de 10% entre les taux d'intérêt américains à 10 ans et le volume en capitaux échangés sur la bourse Euronext. Les résultats sont présentés dans le tableau 9. Ils regroupent l'hypothèse  $H_0$  à tester, la statistique de Fisher, la probabilité de rejet de l'hypothèse  $H_0$  et une interprétation du test.

Tableau 9 : Résultats du test de causalité entre les taux d'intérêt américains à 10 ans et les volumes en capitaux échangés sur Euronext

<b>H<sub>0</sub> : hypothèse testée</b>	<b>F-Statistique</b>	<b>Probabilité<sup>7</sup></b>	<b>Interprétation</b>
2 retards			
10A US ne cause pas VOLUME Kx	2,66	7,00%	H <sub>0</sub> rejetée au seuil de 10%
VOLUME Kx ne cause pas 10A US	0,14	87,00%	H <sub>0</sub> acceptée

Ce test de causalité confirme le lien entre les volumes en capitaux échangés sur le marché Euronext et les taux d'intérêt américains à 10 ans. De plus, il apporte une information supplémentaire : les taux d'intérêt américains à 10 ans causent le volume en capitaux échangés sur Euronext. Les transferts de flux vers les marchés obligataires américains dépendent du niveau des taux d'intérêt américains.

Ce résultat confirme l'existence d'un transfert de flux entre Euronext et les marchés de taux américains.

## Conclusion

---

Cet article a permis de traiter et d'étudier la liquidité sous un angle différent et selon une approche systématique ; en acceptant le fait que des variables ou des événements peuvent avoir un impact commun et simultané sur tous les titres composant un marché.

Le phénomène et l'identification de déterminants communs de la liquidité ont été illustrés par une étude empirique sur le marché parisien et Euronext des actions permettant l'énoncé de plusieurs constatations.

Ces facteurs communs de la liquidité sont à la fois d'origine macro-économique (taux d'intérêt, inflation, chômage, *spread* de défaut, prix de l'once d'or) et structurelle (volume en capitaux échangés, nombre de transactions, moyenne des rentabilités des indices sur une semaine ouvrée et nombres d'ordres introduits et exécutés dans le carnet central). Plus précisément, il ressort que le chômage, le prix de l'once d'or et la rentabilité hebdomadaire ou journalière des indices S&P 500 et STOXX 600 influencent communément la fourchette, la

---

<sup>7</sup> Si la probabilité est supérieure à 10%, l'hypothèse H<sub>0</sub> est acceptée.



profondeur, le volume et le nombre de transactions de tous les titres individuels composant le marché. De plus, l'impact de la volatilité du marché, des taux d'intérêt sur la liquidité est faible voire inexistant. Cette dernière remarque découle du fait que la bourse Euronext ne soit pas dirigée par les prix, mais plutôt par les ordres. De même, la croissance économique ne joue aucun rôle dans l'élaboration du niveau de liquidité d'un marché.

A l'instar de EASLEY ET O'HARA (1992), une relation négative a été mise en évidence entre les volumes échangés et la liquidité. Plus les volumes en capitaux sont élevés et plus la largeur de la fourchette s'accroît.

Il est également intéressant de noter que la liquidité de tous les titres individuels est directement liée aux transferts de flux des investisseurs : vers les obligations ou vers le continent américain quand la rentabilité du marché action en Europe n'est plus satisfaisante.

Le prix de l'onze d'or est corrélé à la liquidité et aux variables de volumétrie du marché parisien. Cette dernière constatation résulte d'un déplacement de confiance des actions vers l'or quand la bourse chute. De même, l'absence de corrélation entre l'or, les actifs financiers et l'environnement économique est utile aux gérants pour diversifier leurs portefeuilles.

L'intérêt concernant les facteurs communs de la liquidité est grandissant depuis trois ans. Il s'agit d'un domaine vaste et peu exploré jusqu'à présent. La découverte de déterminants communs de liquidité et leur identification ouvrent de nouvelles perspectives. Quel impact ont les facteurs communs de la liquidité sur la gestion de portefeuille et plus précisément sur la diversification des risques et l'évaluation des titres ? Leur présence modifie-t-elle la décomposition de la fourchette et les coûts de transaction ? Ce phénomène va-t-il être intégré par les différents acteurs des marchés financiers : opérateurs, gérants de portefeuille, investisseurs, entreprises et autorités de marché ?

Concernant la mesure de la liquidité, ces nouveaux déterminants de liquidité peuvent :

- soit être intégrés aux mesures de liquidité existantes afin d'améliorer leur précision ;
- soit servir d'indicateurs et permettre d'anticiper les variations de liquidité.

## Annexe 1 : Rappel des données d'Euronext Paris<sup>8</sup>

---

L'analyse de liquidité du marché parisien porte sur les 120 actions de l'indice SBF 120 d'Euronext Paris, toutes cotées au Premier Marché. Elles sont extraites du marché central, par conséquent, elles n'incluent pas les négociations de blocs. La durée de l'étude porte sur onze mois, du 1<sup>er</sup> février au 28 décembre 2001 soit 233 observations par action.

Les actions n'ayant pas 233 jours de cotation sur la période étudiée ont été supprimées de l'échantillon. Il s'agit des actions qui sont soit entrées soit sorties du SBF 120 ou celles ayant été réservées entre le 1<sup>er</sup> février et le 28 décembre 2001 soient 29 actions (12 entrées, 12 sorties et 5 réservées). L'échantillon est par conséquent composé de 103 valeurs.

Les différentes données regroupent donc l'heure (soit 10h30) à laquelle ont été relevés les prix ask et bid à la meilleure limite (soit la fourchette) et les quantités proposées au ask et au bid des différentes actions composant le SBF 120.

Les données récupérées correspondent aux dernières fourchettes et quantités inscrites dans le carnet d'ordres de la trentième minute de dix heures. Un problème s'est posé ; certaines actions peu liquides ne faisant pas l'objet d'un passage d'ordres à 10h30, il a fallu extraire la dernière fourchette cotée (et ses quantités associées) dans le carnet entre l'ouverture de la bourse et 10h30. Cette manipulation concerne 31,53% des observations.

Les tests sont effectués en utilisant différents indicateurs de liquidité :

\_ la fourchette cotée à la meilleure limite<sup>9</sup>, en valeur :

$$fc = \text{prix ask} - \text{prix bid} \quad (2)$$

\_ la fourchette relative à la meilleure limite, en valeur :

$$fr = \frac{(\text{prix ask} - \text{prix bid})}{\frac{(\text{prix ask} + \text{prix bid})}{2}} \quad (3)$$

---

<sup>8</sup> Pour une description de la Bourse de Paris et de son fonctionnement, se reporter à leur site internet : [www.bourse-de-paris.fr](http://www.bourse-de-paris.fr)

<sup>9</sup> cf DEMSETZ (1968), KYLE (1985), HARRIS (1990) et HAMON (1996), WESTON (2000) et VENKATARAMAN (2001)

\_ la profondeur moyenne en nombre de titres<sup>10</sup> :

$$pm = \frac{\text{quantité ask} + \text{quantité bid}}{2} \quad (4)$$

Les indicateurs de liquidité du marché dans son ensemble sont évalués par agrégation :

- la moyenne équipondérée des indicateurs des titres composant le marché<sup>11</sup>, pour chaque jour de l'étude (équation 5), soit

$$\Delta L_{M,t} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \Delta L_{j,t} \quad (5)$$

soit

$fc \text{ indice} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{103} fc_{j,t}$	$fr \text{ indice} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{103} fr_{j,t}$	$pm \text{ indice} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{103} pm_{j,t}$
---	---	---

- la moyenne pondérée par les capitalisations boursières des titres composant le marché, c'est à dire le SBF 120 (équation 6), soit

$$\Delta L_{M,t} = \sum_{j=1}^n \frac{CB_{j,t} \times \Delta L_{j,t}}{CB_{totale,t}} \quad (6)$$

où  $CB_{j,t}$  est la capitalisation boursière du titre j à la date t,

et  $CB_{totale,t}$  est la capitalisation totale du marché à la date t.

soit

$fc \text{ indice } CB = \sum_{j=1}^{103} \frac{CB_{j,t} \times fc_{j,t}}{CB_{totale,t}}$	$fr \text{ indice } CB = \sum_{j=1}^{103} \frac{CB_{j,t} \times fr_{j,t}}{CB_{totale,t}}$	$pm \text{ indice } CB = \sum_{j=1}^{103} \frac{CB_{j,t} \times pm_{j,t}}{CB_{totale,t}}$
---	---	---

<sup>10</sup> Cf HANDA (1992)

<sup>11</sup> Soient les 103 actions de l'échantillon total

## Annexe 2 : Les définitions des variables explicatives

---

**JJ EUR** : EONIA (*Euro Overnight Index Average*). Il s'agit d'un taux effectif calculé comme une moyenne pondérée des prix de toutes les transactions risquées de prêt sur le marché interbancaire, initiées dans la zone euro par un ensemble de 57 banques y contribuant. Il est actualisé sur la base de 360 jours et calculé par la Banque Centrale Européenne.

**JJ US**: taux de prêt risqué entre les banques membres du système de la *Reserve Federal Bank*

**3M EUR**: taux euribor 3 mois (base d'actualisation sur 360)

**3M US**: taux libor US 3 mois (base d'actualisation sur 360)

**10ANS EUR** : prix générique de Bloomberg des obligations d'état à 10 ans de la zone euro que le marché considère comme des titres de référence. Ce prix est une moyenne des plus faibles prix offerts par trois teneurs de marché qui ont coté l'obligation le plus récemment.

**10ANS US** : *idem* aux Etats-Unis

**SD EUR** : entreprise européenne – gouvernement européen

**SD US**: Merrill Lynch, entreprises US, notes BBB pour toutes les maturités- gouvernement US

**INFLATION EUR**: indice des prix à la consommation de la zone euro de tout article en % de variation annuelle/ source eurostat

**INFLATION US**: indice des prix à la consommation aux Etats-Unis en % de variation annuelle

**CHOMAGE EUR**: taux de chômage sur la zone euro/ source eurostat

**CHOMAGE US** : *idem* pour les Etats-Unis

**CROISSANCE EUR** : taux de croissance du Produit Intérieur Brut de la zone euro/ source eurostat. Les données sont ajustées à la saisonnalité et aux prix du marché.

**CROISSANCE US** : *idem* pour les Etats-Unis

**OR** : prix au comptant de l'once d'or en euros

**PETROLE** : prix au comptant du baril de pétrole brut (BRENT) en euros

**CHANGE** : taux de change de l'euro par rapport au dollar

**VOLAT** : moyenne des 
$$\frac{Plus\ haut - Plus\ Bas}{Plus\ Haut + Plus\ Bas}$$
 des différents groupes de cotation

**VOLUME t** : somme des volumes réalisés en nombre de titres sur les différents groupes de cotation d'Euronext

**VOLUME Kx** : somme des volumes réalisés en capitaux échangés (en valeur) sur les différents groupes de cotation d'Euronext

**NB TRANS** : somme du nombre de transactions réalisées sur les différents groupes de cotation d'Euronext

**NB ORDRES INTRO** : somme du nombre d'ordres introduits dans le carnet centralisé sur les différents groupes de cotation d'Euronext

**NB ORDRES EXE** : somme du nombre d'ordres exécutés sur les différents groupes de cotation d'Euronext

**RENTA j avec j=CAC, S&P ou STOXX** : variation relative de l'indice d'un jour ouvré à l'autre

**MOY RENTA j avec j=CAC, S&P ou STOXX** : moyenne des rentabilités de l'indice sur les cinq derniers jours ouvrés

## Annexe 3 : Statistiques descriptives des données

	N	Moyenne	Médiane	Ecart-type	Minimum	Maximum
JJ EUR	233	4,3545	4,5200	0,5820	3,05	5,75
JJ US	233	3,6768	3,7500	1,2192	0,50	5,63
3M EUR	233	4,2171	4,4410	0,5241	3,29	4,82
3M US	233	3,6030	3,7088	1,0932	1,86	5,41
10A EUR	233	4,8168	4,8170	0,1947	4,24	5,20
10A US	233	4,9794	5,0150	0,2947	4,18	5,52
SPREAD EUR	233	1,1997	1,1670	0,1715	0,89	1,62
SPREAD US	233	2,4779	2,4430	0,2101	2,19	2,92
CHANGE	233	,8925	,8938	2,357E-02	0,84	0,94
INFLATION EUR	233	2,5049	2,3484	0,3620	2,01	3,30
INFLATION US	233	2,8332	2,9097	0,5764	1,63	3,69
CHOMAGE EUR	233	8,0269	8,0000	4,074E-02	8,00	8,10
CHOMAGE US	233	4,7671	4,6000	0,4705	4,20	5,69
CROISSANCE EUR	233	,1427	,1304	0,1787	-0,28	0,40
CROISSANCE US	233	8,710E-02	,1330	0,1929	-0,29	0,38
PETROLE	233	27,2822	27,9200	4,1232	18,84	34,84
OR	233	305,0128	307,8200	11,5159	279,64	330,40
VOLUME t	233	1 579 68 561	121 704 860	88 194 335	35 479 881	467 660 972
VOLUME Kx	233	5 657 353 666	5 369 661 878	2 072 177 013	1 672 191 862	13 142 618 396
NB TRANS	233	188 901	169 343	68 309	52 457	444 097
NB ORDRES INTRO	233	560 929	555 920	119 824	270 835	882 761
NB ORDRES EXE	233	179 036	169 844	49 503	55 608	341 447
VOLAT	233	2,874E-02	2,626E-02	9,484E-03	0,01	0,09
RENTA CAC	233	-9,7814E-04	-1,8552E-03	1,661E-02	-0,07	0,06
RENTA S&P	233	-6,1214E-04	-6,5778E-04	1,310E-02	-0,04	0,04
RENTA STOXX	233	-7,2112E-04	-8,6445E-04	1,463E-02	-0,06	0,05
MOY RENTA CAC	233	-1,0052E-03	-1,1639E-03	7,032E-03	-0,03	0,02
MOY RENTA S&P	233	-6,4120E-04	-9,3610E-04	5,913E-03	-0,02	0,02
MOY RENTA STOXX	233	-7,8742E-04	-1,0263E-03	6,462E-03	-0,03	0,02

## Bibliographie

---

- [1] Amihud, Yakov et Haim Mendelson, 1986a, Asset pricing the bid-ask spread, *Journal of Financial Economics*, 17, 223-249.
- [2] Amihud, Yakov and Haim Mendelson, 1986b, Liquidity and stock returns, *Financial Analyst Journal*, vol. 42(3), 43-48.
- [3] Amihud, Yakov and Haim Mendelson, 1989, The effects of beta, bid-ask spread, residual risk, and size on stock returns, *Journal of Finance*, vol. 44(2), 479-486.
- [4] Amihud, Yakov, Haim Mendelson et Robert A. Wood, 1990, Liquidity and the 1987 Stock Market Crash, *Journal of Portfolio Management*, 16, 65-69.
- [5] Admati, Anat R. et Paul Pfleiderer, 1988, A theory of intraday patterns : volume and price variability, *Review of Financial Studies*, 1, 1, 3-40.
- [6] Chordia, Tarun, Richard Roll, et Avanidhar Subrahmanyam, 2000, Commonality in Liquidity, *Journal of Financial Economics* 56, 3-18.
- [7] Chordia, Tarun, Richard Roll, et Avanidhar Subrahmanyam, 2001, Market liquidity and trading activity, *Journal of Finance*, 56, 2, 501-530.
- [8] Demsetz, H., 1968, The cost of Transacting, *Quarterly Journal of Economics*, 82, 33-53.
- [9] Easley, David et Maureen O'Hara, 1992, Adverse Selection And Large Trade Volume: The Implications For Market Efficiency, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 27(2), 185-208.
- [10] Emonet-Fournier C., 2003, Les facteurs communs de la liquidité: une étude empirique sur le marché parisien des actions, *Cahier de Recherche du CEREG*, 2003-01.
- [11] Foster, F. Douglas et S. Viswanathan, 1990, A theory of the interday variations in volume, variance, and trading costs in securities markets, *Review of Financial Studies*, vol. 3, no 4, 593-624.
- [12] Foster, F. Douglas et S. Viswanathan, 1993, Variations in trading volume, return volatility and trading costs: Evidence on recent price formation models, *Journal of Finance*, 48, 1, 187-211.
- [13] Foster, F. Douglas et S. Viswanathan, 1993, The effect of public information and competition on trading volume and price volatility, *Review of Financial Studies*, 6, 1, 23-56.

- [14] Hamon, Jacques, 1996, Fourchette et frais de transaction à la Bourse de Paris, *Cahier de recherche du CEREQ*, 9611.
- [15] Handa Puneet, 1992, « Liquidity supply at the NYSE and AMEX downstairs markets », document de recherche, Stern School of Business, New York University.
- [16] Harris L., 1990, “Liquidity, trading rules, and electronic trading systems”, document de recherche, New York University, Salomon Center.
- [17] Ho, Thomas and Hans R. Stoll, 1981, Optimal Dealer Pricing Under Transactions And Return Uncertainty, *Journal of Financial Economics*, vol. 9(1), 47-73.
- [18] Kyle, Albert, 1985, Continuous auctions and insider trading, *Econometrica*, 53, 1315-1335.
- [19] Roll, Richard, 1988, The International Crash of October 1987, *Financial Analyst Journal*, vol. 44, 5, 19-35.
- [20] Stoll, Hans R., 1978, The supply of dealer services in securities markets, *Journal of Finance*, 33, 4, 1133-1151.
- [21] Venkataraman Kumar, 2001, Automated versus floor trading: an analysis of execution costs on the Paris and New-York Exchanges, *Journal of Finance*, vol. 56(4), 1445-1485.
- [22] Weston, James P., 2000, Competition on the Nasdaq and the impact of recent market reforms, *Journal of Finance*, vol. 55(6), 2565-2598.