

# Analyse du risque de non-ex cution des ordres   la bourse de Paris

**Ang lique Aubier Piron**  
GRANEM, Universit  d'Angers

D cembre 2010

*Document de travail du GRANEM n  2010-03-025*

## **Analyse du risque de non-exécution des ordres à la bourse de Paris**

Angélique Aubier Piron

Document de travail du GRANEM n° 2010-03-025

Décembre 2010

Classification JEL : G12, G14, C14, C58

Mots-clés : risque de non-exécution, délai d'exécution, stratégie de placement d'ordres.

Keywords: non-execution risk, execution duration, order strategy.

**Résumé:** Cet article propose une mesure du risque de non-exécution des ordres accumulés en carnet basée sur l'analyse de survie. Nous modélisons et estimons, sur le marché français, le risque de non-exécution et testons les relations prédites par les modèles de microstructures. Nous montrons finalement le pouvoir explicatif de quatre variables : le prix et la quantité de l'ordre, la volatilité et la fourchette. Ainsi, un investisseur peut influencer son risque de non-exécution en choisissant soigneusement le prix et les quantités spécifiés de l'ordre. L'investisseur peut également choisir le moment d'échange le plus favorable en terme d'exécution en privilégiant les instants de la séance où la volatilité et la fourchette sont faibles.

**Abstract:** This article proposes a measure of order non-execution risk based on the survival analysis. We model and estimate on the French data such a risk of non-execution and test the relations predicted by microstructure models. We show evidence of the significant impact of four variables: limit price, quantity, volatility and bid-ask spread. Thus, the investor can influence his risk by choosing properly the limit price and quantity of his order. He can also time the execution by identifying the most appropriate moments during the transaction day where the volatility and spread are low.

Angélique Aubier Piron

Faculté de Droit, Economie et Gestion

Université d'Angers

[angelique.piron@univ-angers.fr](mailto:angelique.piron@univ-angers.fr)

© 2010 by Angélique Aubier Piron. All rights reserved. Short sections of text, not to exceed two paragraphs, may be quoted without explicit permission provided that full credit, including © notice, is given to the source.

© 2010 par Angélique Aubier Piron. Tous droits réservés. De courtes parties du texte, n'excédant pas deux paragraphes, peuvent être citées sans la permission des auteurs, à condition que la source soit citée.

# 1 Introduction

Sur les marchés dirigés par les ordres, structure choisie par la majeure partie des places boursières aujourd'hui, la liquidité et le processus de fixation de la fourchette dépendent des ordres à cours limité. La littérature est de plus en plus riche de travaux visant à expliquer le comportement des donneurs d'ordres sur ce type de marché. Ces articles<sup>1</sup> tentent d'identifier, le plus souvent de manière théorique, les déterminants du choix entre un ordre à cours limité et un ordre au prix de marché. Parmi ces derniers, outre les motivations propres à chaque individu, il s'avère que la probabilité d'exécution d'un ordre à cours limité est un facteur majeur de la décision d'échanger avec ce type d'ordre. Les modèles théoriques examinant cette probabilité d'exécution, ou de manière alternative la probabilité de non-exécution, sont nombreux mais malheureusement, les validations empiriques sont assez rares. Malgré tout, nous pouvons citer les travaux de Hollifield, Miller et Sandas (2004) qui parviennent à modéliser la probabilité d'exécution.

La connaissance de cette probabilité d'exécution permettra sans aucun doute de mieux comprendre le choix des investisseurs en matière de type d'ordres retenus pour échanger et ainsi d'éclairer la dynamique de la fourchette sur les marchés dirigés par les ordres. En ce sens, la recherche sur la probabilité d'exécution pourra permettre de tester la validité des nombreux modèles théoriques proposés. D'un point de vue pratique, la maîtrise de la probabilité d'exécution par un investisseur pourra lui permettre de retenir des ordres dont les caractéristiques l'exposeront peu au risque de non-exécution. En effet, les déterminants de cette probabilité d'exécution pourront être choisis de manière optimale afin de réduire le risque de non-exécution.

Dans cet article, nous modélisons et analysons le risque de non-exécution ou de manière alternative, le délai d'attente en carnet. Lo, Mac Kinlay et Zhang (2002) propose une démarche générale afin de modéliser les données du carnet d'ordres. L'apparition à des dates aléatoires des événements du carnet oblige à utiliser une approche par l'analyse de survie. La validation empirique menée sur le marché américain tend à montrer que le délai d'exécution est affecté par plusieurs variables. Nous proposons d'adopter pour la première fois cette même démarche au marché français afin de valider les relations prédites par de nombreux modèles de microstructures. Les résultats sur le marché français pourront alors être comparés aux résultats disponibles sur différents marchés<sup>2</sup>.

Par ailleurs, nous tentons d'enrichir la modélisation en examinant la présence éventuelle de saisonnalité et d'autocorrélation entre les durées d'exécution. Ces deux caractéristiques peuvent s'avérer extrêmement importantes pour modéliser correctement les durées en général et les durées d'exécution en particulier (Engle et Russel, 1998). Nous intégrons alors les modèles "*autoregressive conditional models*" (ACD) introduits initialement par Engle et Russel (1998).

Cette analyse a été menée sur 13 titres du marché français durant une période de trois mois. L'étude des caractéristiques empiriques des durées d'exécution a permis de mettre en évidence une autocorrélation significative. En revanche, la saisonnalité n'est pas évidente sur ce type de durées, contrairement aux durées de transactions par exemple (Aubier, 2000). Les modèles ACD sont donc introduits à juste titre dans la modélisation des durées d'exécution. Ensuite, plusieurs variables ont été introduites dans cette modélisation afin de tester les

---

<sup>1</sup> Les premiers travaux ont été fournis par Glosten et Milgrom (1985), Handa et Schwartz (1996), Handa, Schwartz et Tiwari (2003). Dans ces modèles, la probabilité était considérée comme exogène. Depuis, les travaux plus récents tentent de comprendre cette probabilité ainsi qu'établir ses déterminants [Parlour (1998), Hollifield, Miller et Sandas (2004) et Foucault, Kadan et Kandel (2005)...]

<sup>2</sup> Sur le marché canadien [Griffiths, et al. (2000)], japonais [Ahn, Bae et Chan (2001), américain [Lo et al. (2002)], suisse [Ranaldo (2004)] et australien [Cao, Hansch et Wang (2008)].

relations prédites par les modèles de microstructures. Seules quatre variables entretiennent une relation significative avec les durées d'exécution. Le prix, au travers de l'agressivité de l'ordre, entretient une relation négative, conforme à celle mise en évidence par Lo et al. (2002). La quantité de l'ordre impacte significativement la durée exclusivement pour les titres les plus illiquides. Lo et al. (2002) trouvent une relation positive quelque soit le titre considéré. Les variables décrivant le marché au moment où l'ordre est introduit dans le carnet, c'est-à-dire la volatilité et la fourchette, vont influencer positivement la durée d'exécution. Ces deux derniers résultats corroborent là aussi les résultats de Lo et al.(2002) et Ahn et al.(2001). Par ailleurs, nous n'avons pas validé de relation entre la durée d'exécution et la profondeur du coté opposé prédites par Parlour (1998) et corroborer par Lo et al. (2002).

Nous revenons, dans la première section, sur les modèles théoriques analysant le risque de non-exécution. Dans la deuxième section, nous analysons les différentes méthodes pour modéliser le risque de non-exécution et déterminons celle qui semble la plus adaptée. Dans la troisième section, nous décrivons les caractéristiques des ordres retenus dans l'échantillon. Puis dans la section 4, nous présentons la manière dont nous avons construites les durées ainsi que leurs caractéristiques empiriques. Dans la section 5, nous appliquons la mesure du risque ainsi définie sur des données du marché français. Dans la section 6, nous introduisons des variables décrivant l'ordre et le marché afin de tester les relations décrites par les modèles de microstructure. Enfin, dans la dernière section, nous concluons sur ces résultats et soulignons les implications en terme de stratégie de placement d'ordres.

## **2 Analyse théorique du risque de non-exécution**

Les modèles de microstructure cherchent à expliquer la fixation des prix par le comportement des investisseurs. Ces modèles ont initialement étudié des marchés dirigés par les prix puisque le comportement du "*market maker*" expliquait directement les prix affichés par lui. Plus récemment, ces modèles se sont étendus aux marchés dirigés par les ordres ainsi qu'aux marchés à structure mixte<sup>3</sup>. Il existe aujourd'hui une littérature de plus en plus riche dans ce domaine. Le lecteur trouvera une revue de la littérature très détaillée et spécifiquement sur les marchés dirigés par les ordres dans Parlour et Seppi (2007).

Dans ces modèles de microstructure, l'analyse du choix entre un ordre à cours limité et un ordre au prix de marché est très importante pour comprendre la probabilité d'exécution et ses déterminants. L'exécution d'un ordre à cours limité dépend essentiellement de la soumission d'ordres au prix de marché puisque principalement<sup>4</sup> ces derniers peuvent déclencher des transactions contre des ordres à cours limité en attente dans le carnet. De ce fait, les déterminants de la probabilité d'exécution sont les variables qui expliquent le choix d'un investisseur pour un ordre au prix de marché. Plusieurs motifs ont été évoqués pour expliquer ce choix. Le premier motif est le coût d'échange supporté avec ce type d'ordre. Le deuxième motif est le type d'information détenue par l'investisseur. Enfin, le dernier motif est la concurrence entre les offreurs de liquidité.

Le motif du coût d'échange pour expliquer la proportion d'ordres au prix de marché a été proposé par Cohen et al. (1983). Lorsque le coût subit par les donneurs d'ordres au prix de

---

<sup>3</sup> Nous présentons, dans la suite, les modèles et études qui ont été menés sur un marché dirigé par les ordres purs. Nous n'envisageons pas le cas de la structure mixte dans lequel cohabite une structure dirigée par les ordres et une structure dirigée par les prix puisque nous envisageons de mener notre étude sur le marché français. Les modèles basés sur des structures mixtes font apparaître des spécificités liées à la présence d'un ou plusieurs *market makers*.

<sup>4</sup> Des ordres à cours limité de sens opposé et dont le prix limite est compatible avec le prix affiché en carnet peut également exécuté un ordre en attente. Néanmoins, ce cas reste relativement atypique car les ordres à cours limité n'ont pas vocation à être utilisé pour déclencher une transaction contre un autre ordre à cours limité.

marché est important, l'investisseur n'est pas incité à échanger avec ce type d'ordre, et la probabilité d'exécution des ordres à cours limité est alors faible. Ce coût d'échange est traditionnellement mesuré par la fourchette, puisqu'elle correspond au prix payé pour pouvoir échanger immédiatement.

Certains auteurs (Foucault, 1999, Angel, 2001 et Handa, Schwartz et Tiwari, 2003), introduisent l'asymétrie d'information pour expliquer le choix de l'investisseur entre un ordre à cours limité et un ordre au prix de marché. En effet, en fonction de l'information détenue par l'investisseur, il choisit le type d'ordre le mieux adapté. Handa, Schwartz et Tiwari (2003) considèrent que l'investisseur informé, en raison de la durée de vie de son information privilégiée, a toujours intérêt à échanger avec un ordre au prix de marché. Ainsi, seuls les investisseurs non informés échangent avec des ordres à cours limité. Angel (2001) introduit une exception à cette règle. L'investisseur informé peut avoir intérêt à dissimuler son information en adoptant un ordre à cours limité, à condition que le gain qu'il puisse en retirer soit suffisamment important. Ainsi, lorsque la fourchette est importante, il peut placer un ordre à cours limité à l'intérieur de la fourchette afin d'avoir un délai d'exécution satisfaisant. Dans ce cas, les donneurs d'ordres au prix de marché n'ont pas intérêt à échanger lorsque la fourchette est importante puisqu'ils peuvent échanger avec un agent mieux informé. La fourchette est alors de nouveau un déterminant de la probabilité d'exécution justifié par un autre motif. De plus, Foucault (1999) intègre l'asymétrie d'information dans un modèle concurrentiel d'offres de liquidité. Il montre que la variable de la volatilité des prix est un signal de la présence d'agents informés. De ce fait, les investisseurs sont réticents à échanger dans ces moments là, avec n'importe quel type d'ordre d'ailleurs. Lorsque la volatilité augmente, la probabilité d'exécution devient alors plus faible.

Un autre motif qui peut influencer la proportion d'ordres au prix de marché est le degré de concurrence entre les offreurs de liquidité. La concurrence a particulièrement été étudiée par Parlour (1998), Foucault (1999), Foucault, Kadan et Kandel (2005) et Rosu (2009). Pour Parlour (1998), le degré de concurrence est visible dans le carnet d'ordres au travers du niveau de profondeur de chaque côté du carnet. La profondeur représente la quantité proposée ou le nombre d'ordres enregistrés. Plus la concurrence est importante et plus le délai d'exécution est important à cause de la règle de priorité de temps. La profondeur sur le côté opposé informe du niveau de concurrence sur le côté opposé. Si le côté opposé est celui des vendeurs et que le niveau de concurrence y est faible, un investisseur qui souhaite vendre préférera placer un ordre à cours limité plutôt qu'un ordre au prix de marché à la vente. Dans ces conditions, il y a relativement moins d'ordres au prix de marché à la vente. Un ordre à cours limité du côté acheteur voit donc sa probabilité d'exécution diminuée. Le risque de non-exécution augmentera donc avec la baisse de la profondeur du côté opposé. Pour Foucault et al. (2005), c'est la fourchette qui indique le niveau de concurrence entre les donneurs d'ordres à cours limité. Du fait d'une concurrence plus forte, les donneurs d'ordres à cours limité proposent des prix plus défavorables pour eux afin d'obtenir une exécution plus rapide, la fourchette diminue alors. Les auteurs décrivent de nouveau une relation croissante entre la fourchette et la probabilité de non-exécution. Ces mêmes auteurs ainsi que Tkatch et Kandel (2006) obtiennent empiriquement une relation décroissante entre la durée d'exécution et le degré d'agressivité de l'ordre. Rosu (2009) reprend un modèle similaire à celui de Foucault et al. (2005) dans lequel les investisseurs peuvent modifier à tout moment leurs ordres. A partir de ce modèle plus réaliste, il parvient à caractériser la pente du carnet d'ordre en fonction de la probabilité d'arrivée d'ordres au prix de marché. Il modélise distinctement le taux d'arrivée des investisseurs patients et des investisseurs impatientes. Par ailleurs, il relate le phénomène des ordres à cours limité « passager » (*fleeting limit orders*). Lorsque le carnet est dense, un investisseur patient sur un des côtés du carnet pourra placer un ordre de très courte durée à un niveau intermédiaire de prix pour partager la différence avec un autre investisseur patient de

l'autre côté du carnet. Ainsi, d'après Rosu, c'est la taille du carnet tout entier qui permet de définir des conditions de transaction différentes.

Enfin, un dernier élément pouvant très largement influencer la durée d'exécution est naturellement la taille de l'ordre lui-même. Historiquement, la quantité à échanger a été au cœur des modèles de microstructure soit parce qu'il est véhicule d'information soit parce qu'il absorbe mécaniquement une partie de la liquidité disponible en carnet. Néanmoins, l'article de Goettler, Parlour et Rajan (2005) qui propose un modèle dynamique dans lequel de nombreuses stratégies d'intervention sur le marché sont possibles permet de mieux comprendre l'impact de la quantité dans un tel environnement. En particulier, ils montrent comment l'investisseur peut en combinant plusieurs ordres en même temps influencer l'exécution d'ordres à cours limité en positionnant sur le côté opposé d'autres ordres moins avantageux. De telles stratégies deviennent alors très complexes mais peuvent permettre de mieux décrire et mieux comprendre la réalité. Dans ce sens, Lo et Sapp (2005) mettent en évidence une corrélation négative entre la taille de l'ordre et le degré d'agressivité de l'ordre ce qui est l'expression de l'arbitrage entre délai d'exécution et conditions d'exécution (prix plus ou moins favorable).

A l'aide de ces quelques modèles, nous avons établis les principaux mécanismes qui jouent sur la proportion des ordres au prix de marché et de ce fait, nous avons identifié les principaux déterminants de la probabilité d'exécution d'un ordre à cours limité. Ces articles relatent essentiellement six variables pouvaient influencer la probabilité d'exécution : la fourchette, la volatilité, la profondeur du coté de l'ordre émis, la profondeur du coté opposé, le degré d'agressivité de l'ordre ainsi que la taille de l'ordre. Ces variables pourront être utilisées dans la suite de cet article pour modéliser le risque de non-exécution et ainsi tester le sens des relations prédites par ces modèles. Plusieurs études récentes tentent de valider ces hypothèses et de décrire au mieux la dynamique du carnet d'ordres<sup>5</sup>. La disponibilité des données du carnet d'ordres autorise une recherche de plus en plus riche dans ce domaine et permet de modéliser explicitement le risque de non-exécution.

Avant de présenter les aspects méthodologiques pour modéliser les durées d'exécution, nous présentons et décrivons quelques caractéristiques empiriques de ces données afin de mettre en œuvre une méthodologie qui leur soit la plus adaptée dans la suite. En particulier, nous étudierons la présence d'une part de saisonnalité et d'autre part d'autocorrélation. En effet, ces deux caractéristiques empiriques affectent généralement les durées calculées sur des données financières (durées entre deux transactions, durées entre deux variations significatives de prix,...). Il semble donc important de vérifier si elles demeurent sur les durées d'exécution. Si c'est le cas, elles donneront lieu à des traitements adaptés au sein de la méthodologie.

### **3 Etude préliminaire des données**

Pour cette étude, nous utilisons des données horodatées tirées des CD-Roms d'Euronext. Nous avons décidé de retenir un nombre relativement faible de titres étant donné le temps relativement important que nécessite le traitement des données horodatées et la masse d'informations qu'elles représentent<sup>6</sup>. Ainsi, nous avons retenu 10 titres appartenant à des indices différents. Ainsi, il est possible de comparer leur niveau de risque de non-exécution en fonction de leurs niveaux de liquidité et d'activité.

---

<sup>5</sup> e.g. Biais, Hillion et Spatt (1995), Chung, Van Ness et Van Ness (1999), Lo, Mac Kinlay et Zhang (2002) et Hollifield, Miller et Sandas (2004)....

<sup>6</sup> 171714 ordres d'achat et 163755 ordres de vente retenus dans l'échantillon final.

Parmi ces 10 titres, nous avons choisi 5 titres que l'on juge très liquides et 5 moins liquides. Les titres les plus liquides ont été choisis parmi les titres du CAC 40. Ils correspondent aux titres suivants : Canal +, L'Oréal, Danone, Michelin et Saint Gobain. Les 5 titres moins liquides ont été choisis parmi les titres du SBF80, nous avons retenu les titres suivants: Carbone-Lorraine, Pernod-Ricard, Eridania Beghin Say, Castorama Dubois et Usinor. Malgré tout, ces derniers doivent être suffisamment liquides pour posséder un mode de cotation en continu.

En ce qui concerne la période d'analyse, nous avons décidé de retenir une période qui s'étend d'août à octobre 2000, soit 3 mois de données horodatées.

### **3.1. Les données brutes**

Nous ne retenons dans notre échantillon final que les ordres qui sont entrés dans le système CAC, soit sur la fourchette, soit à l'intérieur de la fourchette existante. Cette restriction de l'échantillon s'explique par des motivations différentes de la part des investisseurs qui placent les ordres. Les ordres placés à l'extérieur de la fourchette semblent correspondre davantage à des motifs de spéculation et qui ne recherche pas forcément une exécution rapide. Pour les investisseurs plaçant ces derniers, le risque de non-exécution a donc une importance plus faible. Nous avons préféré retenir les ordres à cours limité visant une exécution rapide, c'est-à-dire sur la limite ou à l'intérieur des meilleures limites. Le tableau 1 présente la constitution de notre échantillon. Nous avons distingué les ordres à l'achat et les ordres à la vente afin de déceler si le processus d'exécution était semblable sur ces deux sous échantillons. Nous présentons les statistiques de liquidité et d'activité sur les deux sous échantillons d'ordres acheteurs et vendeurs.

Parmi ces ordres placés aux meilleures limites, nous remarquons que 65 % d'entre eux améliorent la fourchette, sur l'échantillon total. Nous précisons que cette part est semblable sur les deux panels. La majorité de l'activité sur les limites se déroule en réalité à l'intérieur de la fourchette. La concurrence entre les offreurs de liquidité explique ce fort pourcentage. Les modèles théoriques de Foucault (1999) et Foucault et al. (2005) par exemple et l'analyse empirique de Biais, Hillion et Spatt (1995) confirment ce résultat. Sur l'ensemble des titres, il apparaît que la taille moyenne des ordres est supérieure à la vente qu'à l'achat mais il y a de très grande disparité entre les titres. Les profondeurs<sup>7</sup> et les fourchettes observées sur les deux sous échantillons semblent, quant à elles, relativement proches.

---

<sup>7</sup> Il s'agit de la profondeur affichée sur les deux meilleures limites au moment où l'ordre est introduit dans le carnet. Elle correspond au nombre d'actions disponibles sur les deux meilleures limites considérées (à l'achat et à la vente). Cette profondeur ne tient pas compte des quantités cachées.

**Tableau 1: Statistiques des ordres à cours limité placés aux meilleures limites.**

Nous reportons dans le tableau suivant quelques caractéristiques des ordres retenus dans notre échantillon. Ces informations sont la part que représentent les ordres retenus dans l'ensemble des ordres soumis et la part des ordres placés à l'intérieur de la fourchette ou sur une des limites de cette fourchette. Puis, nous reportons les caractéristiques des ordres (en moyenne), c'est-à-dire la taille de l'ordre (en nombre d'actions) ainsi que les caractéristiques du marché, à savoir la fourchette absolue et la profondeur sur les deux cotés au moment de l'enregistrement de l'ordre.

Achat	Nbre d'ordres	dans la fourchette	taille	fourchette	Profondeur
tous	171714	65 %	1140	0,294	1518
CAC40 Can+	31784	63 %	759	0,360	1147
Lore	32520	65 %	1498	0,181	1856
Dano	27945	62 %	1023	0,304	1328
Mich	20525	70 %	1182	0,090	1332
Sgob	21044	62 %	456	0,360	783
SBF80 Carb	3523	75 %	514	0,243	478
Pern	6025	65 %	610	0,251	662
Erid	4571	67 %	591	0,416	760
Cast	7706	69 %	360	1,088	471
Usin	14442	58 %	3346	0,025	4823
Vente	Nbre d'ordres	dans la fourchette	taille de l'ordre	fourchette	Profondeur
tous	163755	65 %	1255	0,324	1527
CAC40 Can+	29887	64 %	756	0,380	1143
Lore	31178	65 %	1618	0,189	1852
Dano	27743	59 %	994	0,318	1287
Mich	18984	73 %	1323	0,095	1340
Sgob	19108	64 %	656	0,397	765
SBF80 Carb	3613	70 %	357	0,276	451
Pern	5737	63 %	529	0,289	688
Erid	4923	68 %	468	0,597	734
Cast	6869	73 %	564	1,187	437
Usin	14245	59 %	3943	0,030	4897

### 3.2. Construction et description des durées

Afin d'estimer la densité de probabilité de non-exécution et d'étudier l'impact de variables exogènes pour expliquer cette dernière, nous calculons les délais d'exécution des ordres placés aux meilleures limites de notre échantillon. Cette étape est relativement fastidieuse puisque ce type de données n'est pas enregistré dans les bases de données disponibles. Il faut alors travailler sur des données horodatées et reconstituer le délai d'exécution à l'aide des données des transactions, des ordres et des meilleures limites. Parallèlement au calcul de la durée d'exécution, il est nécessaire de calculer les durées jusqu'à l'annulation et jusqu'à la modification. Ces durées représentent la censure du processus d'exécution. Cet élément sera repris plus longuement dans la suite.

Ensuite, nous étudions les différentes durées<sup>8</sup> construites, à l'aide de statistiques descriptives. Enfin, nous examinons les caractéristiques empiriques des durées d'exécution afin de trouver des indices sur la spécification à retenir.

<sup>8</sup> Les différentes durées sont calculées en croisant les tables de transactions, des ordres enregistrés et des fourchettes cotées. Il est très difficile d'obtenir des durées reconstituées parfaitement fiables puisque les données fournies sur les CD-Roms d'Euronext ne permettent pas un chaînage exact des ordres. Nous remercions M Hamon pour cette remarque.



### 3.2.1. Construction des durées

L'une des étapes les plus délicates est le calcul du délai d'exécution des ordres décrits précédemment. Cette durée n'est proposée dans aucune base de données sur données françaises à notre connaissance. Il faut déduire des transactions réalisées, les exécutions partielles ou totales des ordres accumulés dans le carnet. Nous allons détailler le calcul de chacune de ces durées. La distinction des ordres en fonction de leur état, annulation, modification ou exécution est possible grâce à une variable qui reporte l'état de l'ordre à la fin d'une occurrence (terme utilisé par Euronext). L'occurrence représente le temps qui s'écoule entre l'entrée de l'ordre et l'un des événements précédents. La fin de l'occurrence est enregistrée dans la table et correspond à la date à laquelle un des événements s'est produit (exécution, annulation, modification ou expiration).

#### ▪ **Annulation d'un ordre**

Si un ordre est annulé pendant la séance, la table des ordres constate l'état de l'ordre et reporte la date de la séance où l'annulation a eu lieu. Mais, la table ne fournit pas l'heure à laquelle l'annulation s'est produite. Afin d'intégrer ce type d'événement dans notre analyse, nous avons approximé la durée avant annulation par la durée entre l'entrée de l'ordre et la fin de la séance où a eu lieu l'annulation. Nous faisons donc l'hypothèse implicite que l'annulation a toujours eu lieu en fin de séance. Il s'agit d'une hypothèse assez restrictive mais c'est malheureusement la seule qui nous permette de calculer le délai jusqu'à l'annulation.

#### ▪ **Modification d'un ordre**

Si un ordre est modifié, de la même manière, l'occurrence s'arrête et renvoie la date de la séance durant laquelle s'est produite la modification. Cependant, nous disposons d'une information supplémentaire qui permet de suivre l'ordre au fil de ces modifications. Lors de la modification, l'ordre initial disparaît et un nouvel ordre est entré mais avec un indice qui permet d'identifier l'ordre initial auquel il se rattache. Grâce à cet indice qui est présent sur les deux ordres, il est possible de reconstruire une chaîne d'ordres représentant la vie de l'ordre initial. Nous considérons donc que l'ordre modifié<sup>9</sup> correspond à l'ordre le plus proche de la date et de l'heure de l'ordre initial<sup>10</sup> présentant le même indice de chaînage que l'ordre initial. Dans le cas de la modification, la durée obtenue est la durée exacte. Il n'est pas nécessaire de faire une approximation.

#### ▪ **Fin de durée de validité d'un ordre**

Si l'ordre est déclaré en fin de durée de vie, cela signifie que l'ordre n'a pas été exécuté pendant sa durée de validité. La fin de l'occurrence indique la date de fin de validité, la durée est alors calculée comme la différence entre la date et l'heure d'entrée et la fin de la séance correspondant au dernier jour de validité.

---

<sup>9</sup> L'ordre modifié, s'il correspond à un prix limite dans / ou sur la fourchette, fera partie des ordres de notre échantillon avec une durée nulle puisqu'il est considéré comme étant en début de vie. Le passé de cet ordre modifié n'affectera donc pas sa durée d'exécution s'il venait à être exécuté ensuite.

<sup>10</sup> Une même valeur d'indice de chaînage peut être attribuée plusieurs fois dans la même journée. Dès que l'ordre modifié est exécuté ou modifié de nouveau, l'indice de chaînage devient disponible pour indiquer un autre ordre modifié. L'ordre modifié associé à l'ordre initial correspond donc à l'ordre indicé le plus proche de l'heure d'entrée de l'ordre initial.

## ▪ L'exécution d'un ordre

Si l'ordre est indiqué comme un ordre exécuté, il est possible d'identifier la séance pendant laquelle a eu lieu l'exécution à l'aide de la fin de l'occurrence. Cette information n'est pas suffisante pour calculer la durée ou le délai d'exécution. Pour cela, il est nécessaire de calculer cette durée à partir de la table de transactions.

La table de transactions reporte plusieurs transactions si un ordre touche plusieurs limites pour être exécuté. Ainsi, un ordre à cours limité accumulé dans le carnet ne peut être exécuté pour tout ou partie que si le prix de transaction est égal au prix limite de l'ordre. Lo, Mac Kinlay et Zhang (2002) font la distinction entre le délai pour une première exécution même partielle et la durée pour une exécution totale. Nous avons pris le parti de travailler sur le délai d'exécution total puisqu'il représente le temps réel de l'exécution de l'ordre. La durée d'exécution est donc la durée entre l'entrée de l'ordre et la dernière transaction qui permet d'exécuter entièrement l'ordre. Nous précisons que nous avons tenu compte des quantités cachées de l'ordre étudié et des ordres enregistrés dans le carnet après l'entrée de l'ordre étudié dans le système.

Si l'ordre a été entré sur une des limites de la fourchette, la priorité de temps fait qu'il sera exécuté après que les ordres placés devant lui le soient aussi. Le temps d'exécution de l'ordre est donc le temps nécessaire pour exécuter les ordres prioritaires et la quantité de l'ordre étudié. En d'autres termes, elle correspond au temps pour exécuter la quantité totale proposée à la meilleure limite. Cette procédure est cohérente avec l'analyse de Foucault, Kadan et Kandel (2001).

Ce raisonnement est valable pendant la phase de la séance où les échanges se déroulent en continu. Si l'ordre n'est pas totalement exécuté pendant la période "normale" d'échanges, il peut être exécuté au moment du fixing de clôture ou bien celui d'ouverture de la séance qui suit. Dans ce cas, les règles d'exécution sont modifiées. Nous rappelons brièvement la procédure de détermination du prix d'équilibre et d'exécution des ordres. Pendant une phase de pré-ouverture et avant la fermeture, les ordres sont accumulés en fonction du prix offert; de manière décroissante pour les ordres d'achat et de manière croissante pour les ordres de vente. Le prix d'équilibre est celui qui permet de maximiser les quantités échangées et toutes les transactions sont exécutées à un prix unique. Dans ce cas de figure, les ordres à cours limité restant inachevé au terme de la séance peuvent se trouver exécutés au fixing et même être exécuté à un prix plus favorable que celui spécifié dans l'ordre. En effet, les ordres d'achat qui ont un prix limite supérieur ou égal au prix d'équilibre sont exécutés et c'est également le cas des ordres de vente dont le prix limite est inférieur ou égal au prix d'équilibre. Il est alors indispensable de prendre en considération les transactions qui ont lieu à ces instants dans le calcul de la durée d'exécution. En intégrant ces transactions aux transactions dont le prix est égal au prix limite, l'ordre est exécuté à partir du moment où la quantité cumulée de ces transactions dépasse au moins la quantité cumulée sur la limite de la fourchette considérée.

Nous venons d'expliquer comment il est possible de déduire la durée d'exécution, d'annulation, de modification ou de fin de validité à partir des données disponibles sur les CD-Roms d'Euronext. Nous avons mentionné la limite principale du calcul de la durée d'annulation. Mais cette limite est liée à l'insuffisance ou à l'imperfection de l'information sur l'heure d'annulation. Il existe une autre limite concernant le calcul de la durée d'exécution. Nous avons tenté d'être le plus complet possible en intégrant les fixings d'ouvertures et de clôtures. En revanche, nous n'avons pas intégré la possibilité que les ordres annulés ou modifiés viennent perturber la priorité de temps de l'ordre considéré par le biais de la modification de la quantité totale sur la limite. Si un ordre vient se placer sur la meilleure limite, cet ordre n'affecte pas la priorité de temps ou la quantité totale à échanger pour voir exécuter un ordre prioritaire. Par contre, si un ordre placé devant l'ordre étudié venait à être

annulé ou modifié, la quantité totale sur la limite est diminuée. Il faudrait alors un délai plus court pour l'exécution de l'ordre considéré. De ce fait, la mesure de la durée que nous proposons peut être considérée comme une approximation puisqu'elle surestime la "vraie" durée. Cependant, il est possible de considérer ce biais comme marginal puisque les ordres annulés ou modifiés représentent une part relativement faible des ordres entrés dans le carnet<sup>11</sup>. Malgré ces quelques limites, nous considérons que les durées calculées sont fiables et qu'elles permettent d'envisager de nouveaux éléments dans l'analyse du risque de liquidité.

### 3.2.2. Description des durées

Nous rappelons que la durée d'exécution est la durée qui nous intéresse en premier lieu mais qu'elle est censurée par deux phénomènes, la modification de l'ordre qui fait disparaître l'ordre ancien et fait réapparaître un nouvel ordre, et l'annulation qui le fait disparaître définitivement du système CAC. C'est pour ces raisons que nous présentons quelques éléments de ces différentes durées. Le tableau 2 présente les durées moyennes pour chacun des titres composant notre échantillon ainsi que le poids que représentent chacune de ces issues dans notre échantillon.

Nous précisons que sur l'ensemble des titres, le taux d'exécution est proche de 50 %, et que ce taux diminue globalement avec la baisse du niveau de liquidité des titres. En revanche, la part des ordres qui expire à la fin de leur durée de vie est très faible (proche de 1%). Ce faible taux s'explique vraisemblablement par des taux élevés d'ordres annulés ou modifiés, phénomène observable sur la majeure partie des titres étudiés. Ceci signifie que les ordres placés sur les meilleures limites attirent une attention toute particulière de la part des offreurs de liquidité. Ces derniers semblent prêts à modifier ou à annuler leurs ordres rapidement pour augmenter leur chance d'exécution. Une explication supplémentaire de ce phénomène est que les ordres en début de file sont particulièrement exposés au risque d'anti-sélection ou au problème de la « malédiction du vainqueur<sup>12</sup> ». Les agents qui placent ces ordres tentent de déceler les motivations des autres agents et l'information qu'ils peuvent détenir.

Pour ce qui est des durées, nous remarquons que la durée moyenne d'exécution, pour les ordres à l'achat est de 1.751 secondes, c'est-à-dire environ une demi-heure. Par contre, pour les ordres à la vente, elle est en moyenne plus élevée puisqu'elle avoisine une heure. La durée d'exécution est très variable selon les titres. Pour les ordres d'achat, le plus performant (l'action L'Oréal) permet un délai d'exécution d'une quinzaine de minutes alors que le moins actif (le titre Eridania Beghin Say) permet d'espérer un délai de 6.046 secondes, soit plus d'une heure et trente minutes. Pour les ordres de vente, le plus performant est l'action Canal+ avec une durée moyenne d'exécution d'à peine une heure.

Le délai de modification des ordres d'achat est en moyenne, sur l'ensemble des titres, de 997 secondes (un peu plus d'un quart d'heure). Le fait que cette durée soit inférieure à celle d'exécution démontre que les offreurs de liquidité ne sont pas aussi patients que l'on pourrait croire. Cela conforte l'hypothèse de Foucault et al. (2005) selon laquelle les investisseurs qui placent des ordres à cours limité subissent également des coûts d'attente ou des coûts d'opportunité.

Par ailleurs, nous remarquons deux profils en matière de modification des ordres en comparant les durées d'exécution et de modification. Il y a un premier groupe de titres que l'on pourrait qualifier de « purement liquide ». Ces titres (par exemple les titres Danone et

---

<sup>11</sup> De plus, les durées d'annulation et de modification apparaissent dans la censure du phénomène que l'on souhaite observer, à savoir l'exécution. Nous espérons alors que l'impact des approximations que nous avons dû faire soit mineur sur l'estimation des modèles de durées d'exécution.

<sup>12</sup> en anglais « *winner's curse* »

Saint Gobain) offrent des durées d'exécution relativement faibles, tout en exposant des durées de modifications longues. Pour ces titres, il semble que les investisseurs n'aient pas besoin de surveiller l'exécution de leurs ordres et pas besoin non plus de les modifier pour assurer une meilleure exécution. Le délai de modification est supérieur au délai d'exécution. Par contre, d'autres titres (les actions Canal+, L'Oréal et Usinor par exemple) présentent des durées d'exécution tout à fait raisonnables mais avec des durées de modification très courtes. On peut penser que l'exécution est possible à condition de surveiller l'évolution du marché à tout moment et être disposé à modifier ses souhaits. Ces titres pourraient être considérés comme des titres où la liquidité est « forcée ». Une autre justification possible est la présence d'un risque d'anti-sélection plus important sur ces titres. Alors que dans le cas des premiers titres, l'investisseur peut être moins présent, dans le second cas, l'investisseur doit être actif et rapide pour obtenir un meilleur délai d'exécution.

Enfin, le délai d'annulation moyen est très supérieur aux deux autres durées pour la plupart des titres de l'échantillon. Néanmoins, nous remarquons pour les ordres à la vente que les titres les plus illiquides (par exemple Carbone-Lorraine, Pernod-Ricard et Castorama-Dubois) présentent des délais d'exécution comparables aux délais d'annulation. Ceci démontre une certaine ténacité des investisseurs pour obtenir une exécution.

**Tableau 2 : Statistiques descriptives des différentes durées.**

Nous reportons les durées moyennes (en secondes) calculées sur les ordres constituant notre échantillon, à savoir le délai jusqu'à exécution de l'ordre (colonne exécution), le délai jusqu'à la première modification de l'ordre (colonne modification), le délai jusqu'à l'expiration de l'ordre (colonne expiration) et le délai jusqu'à annulation de l'ordre (colonne annulation). Entre parenthèses, nous précisons l'écart-type de chacune de ces durées.

Achat		exécution	modification	expiration	Annulation
tous		1751	997	27359	15465
CAC40	Can+	1853 (24437)	226 (751)	13925 (26365)	14835 (12150)
	Lore	921 (10476)	278 (976)	14552 (70540)	15900 (20318)
	Dano	944 (10690)	2402 (6004)	14211 (25128)	14889 (10875)
	Mich	1361 (9808)	321 (1007)	24039 (94750)	14867 (9545)
	Sgob	1102 (8583)	2558 (6168)	30134 (110249)	14586 (10918)
SBF80	Carb	4855 (30360)	1251 (3975)	15759 (55527)	18245 (25528)
	Pern	2915 (21861)	668 (1587)	20879 (66026)	16776 (12700)
	Erid	6046 (44419)	503 (1306)	45745 (152405)	16152 (19825)
	Cast	3744 (28394)	614 (1322)	42705 (164738)	16359 (27703)
	Usin	1448 (12613)	432 (1112)	14412 (41366)	16049 (24866)
<b>Vente</b>					
tous		3257	945	26568	17842
CAC40	Can+	3178 (12464)	281 (945)	11994 (13345)	15005 (9975)
	Lore	4423 (28455)	271 (903)	18148 (45872)	15469 (9561)
	Dano	4480 (26169)	311 (1393)	22687 (41588)	14837 (9379)
	Mich	10792 (54753)	375 (1172)	15793 (62722)	15039 (13877)
	Sgob	6235 (33263)	397 (1199)	23581 (86154)	15233 (10731)
SBF80	Carb	16231 (48495)	1088 (1980)	10804 (11354)	18864 (43462)
	Pern	12934 (44347)	828 (1690)	12254 (22335)	15449 (11484)
	Erid	42489 (142967)	673 (1613)	152918 (274867)	17010 (19900)
	Cast	16548 (57412)	2823 (14969)	54032 (179394)	16168 (29391)
	Usin	3845 (21346)	502 (1290)	27100 (94543)	16350 (25549)

### **3.3. Caractéristiques empiriques des durées d'exécution**

A partir des durées d'exécution, d'annulation et de modification construites sur notre échantillon, il est possible de modéliser et d'estimer le processus d'exécution. Afin de choisir la spécification la mieux appropriée à nos données, il est indispensable de s'interroger sur certaines caractéristiques qu'elles pourraient présenter telles que la saisonnalité ou l'autocorrélation.

#### **3.3.1. Saisonnalité des durées d'exécution**

La question de la saisonnalité est importante pour la modélisation des durées. Si une composante saisonnière existe, elle doit être, soit prise en compte dans la spécification de la fonction de densité<sup>13</sup>, soit éliminé des durées initiales<sup>14</sup>. Ignorer la saisonnalité dans le cas où elle existe, conduit à estimer un modèle erroné et peut modifier l'appréciation de l'autocorrélation des durées. La saisonnalité des durées de transactions ou des durées de mouvement de prix a été démontrée par Engle et Lange (2001), Engle et Russel (1998) par exemple. Mais il n'existe pas de résultats sur les durées d'exécution hormis les travaux de Hollifield, Miller et Sandas (2004) qui démontrent l'impact significatif d'une variable dichotomique correspondant au moment de la séance sur la probabilité d'exécution.

Nous avons mené une évaluation graphique de l'étude de la saisonnalité de la durée d'exécution à partir des moyennes des délais d'exécution sur des intervalles de 30 minutes pendant la séance. Nous remarquons que le comportement des durées d'exécution est très différent d'un titre à l'autre et qu'il n'est pas possible d'identifier une courbe en U. Nous concluons donc à la non présence d'une composante déterministe sur les durées d'exécution. Ce résultat est corroboré par le résultat de Chung et al. (1999) selon lequel le nombre d'ordres exécutés et le volume d'échanges qu'ils représentent ne sont pas soumis à une saisonnalité.

#### **3.3.2. Autocorrélation des durées**

L'autocorrélation que peut receler les données est également une caractéristique à étudier attentivement. En effet, les modèles de durées proposés initialement par Engle et Russel (1997-98) et Bauwens et Giot (1998-2000) sont basés sur cette caractéristique. Dans le but de choisir la spécification la mieux adaptée, il est alors nécessaire de tester l'autocorrélation des durées d'exécution.

Quelques résultats obtenus sur la soumission des ordres et sur les transactions vont dans ce sens. Hasbrouck (1999) étudie particulièrement cette question à l'aide d'une analyse spectrale et une analyse des fonctions d'autocorrélations sur plusieurs types d'évènements. Hasbrouck montre des corrélations positives entre les ordres de même types mais aussi entre des ordres de sens opposé, sur les intensités d'échanges et sur les intensités de placement d'ordres. Danielsson et Payne (2001) retrouvent des résultats analogues à l'aide de l'estimation d'une matrice de transition. Globalement, ces auteurs obtiennent des corrélations positives et plus fortes dans la diagonale de cette matrice.

Nous présentons dans le tableau ci-dessous le résultat du test d'autocorrélation des durées pour chaque titre. Ce test est un test de Lyung-Box avec 36 ou 15 niveaux de

---

<sup>13</sup> Veredas, Rodriguez-Poo et Espasa (2001) proposent une modélisation de la fonction de densité intégrant la saisonnalité et indique une procédure d'estimation non-paramétrique correspondante.

<sup>14</sup> De nombreux auteurs proposent d'identifier et de modéliser de manière distincte la composante saisonnière des durées. Plusieurs méthodes existent pour modéliser la composante saisonnière, parmi les plus utilisées, nous trouvons la fonction spline ou l'estimateur du noyau. Lorsque la composante saisonnière est estimée et retirée des durées initiales, les auteurs modélisent alors les durées désaisonnalisés.

décalages. Nous pouvons voir que les valeurs des statistiques de Lyung-Box sont quasiment toujours supérieures aux valeurs critiques de la loi du Khi-Deux. Ainsi, nous concluons à l'autocorrélation des durées d'exécution. La spécification utilisée pour modéliser ces durées devra donc en tenir compte. Les modèles proposés par Engle et Russel et repris par d'autres auteurs semblent s'imposer dans notre étude. En effet, les modèles de durées type ACD (« *Autoregressive Conditional Duration* ») exploitent l'autocorrélation des durées en retenant une forme autoregressive pour les modéliser. Contrairement à Lo et al. (2002), nous intégrons une forme autoregressive afin de modéliser le plus justement possible les durées d'exécution.

**Tableau 3 : Tests d'autocorrélation des durées**

Nous reportons les statistiques de Lyung-Box avec 36 et 15 niveaux de décalages.

		Q(36)	P-value	Q(15)	P-value
CAC40	Can	1416.6	0.000	929.53	0.000
	Lore	111.95	0.000	81.125	0.000
	Dan	271.33	0.000	238.34	0.000
	Mic	277.51	0.000	232.60	0.000
	Sgo	96.641	0.000	89.816	0.000
SBF80	Carb	70.398	0.001	62.213	0.000
	Pern	208.05	0.000	164.75	0.000
	Erid	81.457	0.000	61.420	0.000
	Cast	344.43	0.000	203.26	0.000
	Usin	1467.4	0.000	1460.5	0.000
valeur critique du $\chi^2$				51.998	24,995

## 4 Modélisation du risque de non-exécution

En ce qui concerne le risque de non-exécution, il est possible de modéliser la probabilité instantanée d'exécution à l'aide de l'analyse de survie à partir de l'information contenu dans le carnet d'ordres. Nous présentons dans la suite cette approche.

### 4.1. L'analyse de survie

L'analyse de survie permet de modéliser la situation d'un investisseur qui a une information incomplète et est suffisamment flexible pour permettre d'étudier l'impact de différentes variables sur la probabilité d'exécution. Dans ce cadre d'analyse, nous modélisons directement la probabilité d'exécution en fonction de la distribution du délai d'exécution. La probabilité d'exécution, notée  $\vartheta$ , et la probabilité de non-exécution, notée  $\pi$ , s'écrivent alors :

$$(1) \quad \begin{aligned} \vartheta &= \Pr(\tau < T) \\ \pi &= 1 - \Pr(\tau < T) = \Pr(\tau > T) \end{aligned}$$

où  $\tau$  est le délai d'exécution,

et T la fin de durée de l'ordre ou une autre limite de temps, la fin de la séance par exemple.

Il est donc possible d'estimer empiriquement la densité de probabilité conditionnelle du délai d'exécution à partir des délais d'exécution observés. Il est aussi possible de conditionner cette densité par rapport à l'information détenue sur d'autres variables issues du carnet d'ordres afin d'expliquer cette probabilité : par exemple, l'état du carnet d'ordre, la profondeur, le flux d'ordres, la fourchette, la volatilité...

L'analyse des durées consiste à définir les principales fonctions statistiques qui régissent. Pour cela, nous notons la densité de probabilité des durées  $f(t)$ , la fonction de répartition  $F(t)$  et la fonction de survie  $S(t)$ . La fonction de survie se calcule de la manière suivante :

$$(2) \quad S(t) = 1 - F(t)$$

$$\text{où } F(t) = \int_0^t f(s) ds = \Pr(\tau \leq t)$$

Elle représente la probabilité que l'événement étudié ne se réalise pas avant la date  $t$ . Elle s'interprète comme la probabilité de survivre jusqu'à  $t$ . Dans l'étude du risque de non-exécution, la fonction de survie représente la probabilité de ne pas être exécuté avant  $t$ . Il s'agit donc de la probabilité  $\pi$  de l'équation (1).

A partir de ces éléments, il est possible de définir la fonction de hasard. Elle s'exprime de la manière suivante :

$$(3) \quad \lambda(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)}$$

$\lambda(t)$  est appelé aussi taux instantané. Il représente la probabilité que l'événement se réalise entre  $t$  et  $t+dt$  alors qu'il ne s'est pas réalisé avant  $t$ . Il s'interprète comme la probabilité instantanée de réalisation de l'événement.

La fonction de survie peut s'exprimer à l'aide de la fonction de hasard. Elle est définie de la manière suivante :

$$(4) \quad S(t) = \exp\left[-\int_0^t \lambda(u) du\right]$$

La forme de la fonction de hasard permet de décrire complètement les autres fonctions caractéristiques des durées. Ainsi, il suffit de spécifier ou bien d'estimer cette fonction de hasard pour analyser les durées de réalisation des événements. Deux approches sont alors envisageables. La première approche consiste en une démarche purement empirique avec une estimation non-paramétrique. Cette approche a été formulée initialement par Kaplan et Meyer (1958). La deuxième approche correspond à une démarche paramétrique où la fonction de hasard est supposée suivre une loi qui caractérise bien les durées. Il existe différentes propositions de lois mais elles appartiennent quasiment toutes à la famille des lois Gamma généralisées.

Nous adoptons dans cet article la deuxième approche puisque nous disposons de distributions permettant de décrire, de manière satisfaisante, les durées entre des événements financiers<sup>15</sup>. L'approche paramétrique permet également l'ajout de variables explicatives dans la spécification retenue, ce qui permet de tester l'impact de ces dernières. Cette approche consiste à choisir une spécification pour la fonction de densité ou la fonction de hasard et de déduire les autres fonctions décrites précédemment et d'écrire la vraisemblance correspondante en utilisant la relation (3) :

$$(5) \quad L = \prod_{i=1}^N f(t_i) = \prod_{i=1}^N \lambda(t_i) S(t_i)$$

Il est possible d'introduire l'impact de données censurées sur l'estimation de la distribution des durées à l'instar de Lo et al. (2002). Dans l'étude du délai d'exécution des ordres à cours limité, les observations censurées ont vraisemblablement une grande importance puisqu'elles correspondent aux ordres annulés ou modifiés. L'annulation et la

---

<sup>15</sup> Plusieurs modélisations ont été proposées pour des durées entre événements financiers, Engle et Russel (1997-1998), Bauwens et Giot (1998-2000), Aubier (2000)....

modification des ordres empêchent le calcul de la durée d'exécution de ces ordres puisqu'elles écourtent prématurément la durée que l'on souhaite observer. Cependant, ces ordres ne doivent pas être éliminés de l'échantillon puisqu'ils recèlent de l'information sur le processus d'exécution. Nous ne connaissons pas la durée d'exécution de ces ordres mais nous savons qu'ils ont "survécu" (ils sont restés dans le carnet) jusqu'à leur délai d'annulation ou de modification. C'est cette information qui est intégrée lors de la procédure d'estimation par maximum de vraisemblance. Il faut noter que ces ordres sont en nombre suffisamment important pour leur accorder un intérêt tout particulier (près de 50% dans notre échantillon).

Nous définissons une variable dichotomique, notée  $\delta_i$  pour rendre compte des observations censurées. Elle est égale à 1 si l'observation est non-censurée, c'est-à-dire si l'ordre exécuté, et 0 sinon. Nous introduisons cette variable dans la vraisemblance, notée L. Dans le cas d'une censure indépendante<sup>16</sup> à la variable étudié, elle s'écrit :

$$(6) \quad L = \prod_{i=1}^N f(t_i)^{\delta_i} S(t_i)^{1-\delta_i} = \prod_U f(t_i) \prod_C S(t_i)$$

U et C correspondent respectivement à l'ensemble des indices des observations non censurées et des observations censurées.

Le choix de la distribution dépend des caractéristiques empiriques des durées d'exécution testées dans la section précédente. Puisque nous avons mis en évidence la présence d'autocorrélation significative sur les durées d'exécution, il faut alors introduire une spécification capable de tenir compte de cette caractéristique. Les modèles de durées de type Autoregressive Conditional Duration (ACD) sont particulièrement adaptés. Nous précisons la spécification retenue pour la fonction de hasard ou la fonction de densité dans le paragraphe suivant.

## 4.2. Les modèles de durées

Nous présentons succinctement les modèles ACD. Pour une description plus détaillée des modèles et des tests afférents à ces modèles, le lecteur pourra se reporté à Aubier (2000). Dans cette étude, nous tentons de comprendre la formation des délais d'exécution uniquement à l'aide de la spécification du Log-ACD. Nous choisissons de retenir la spécification Log-ACD parce qu'elle impose peu de conditions sur les paramètres et qu'elle est aussi la plus flexible.

Le modèle ACD s'appui sur trois hypothèses. La première stipule que la durée est le résultat de deux composantes : une composante déterministe et une composante aléatoire. La relation entre ces deux composantes est supposée multiplicative.

$$(7) \quad x_i = \psi_i * \varepsilon_i$$

Soit  $t_i$  le moment d'occurrence de la  $i^{\text{ème}}$  variation de prix.

Où  $x_i$  la  $i^{\text{ème}}$  duration ( $x_i = t_i - t_{i-1}$ )

$\psi_i$  la composante déterministe

$\varepsilon_i$ <sup>17</sup> la composante aléatoire

La deuxième hypothèse concerne les propriétés de la composante déterministe. Engle et Russel (1998) supposent que cette composante correspond à une fonction proportionnelle à

<sup>16</sup> Lo et al (2002) précise que lorsque le prix n'est pas intégrée comme variable explicative des durées d'exécution, cela ne remet pas en question l'hypothèse de censure indépendante.

<sup>17</sup> La composante aléatoire représente le désajustement entre la durée observée et la fonction déterministe laquelle est considérée comme la meilleure prévision de la durée. Cette composante est un terme d'erreur.



l'espérance conditionnelle de la durée. Comme l'espérance conditionnelle incorpore en totalité la dépendance des durées dans le temps, les durées standardisées qui sont le rapport entre les durées et leur espérance conditionnelle, sont alors supposées identiquement et indépendamment distribuées.

$$(8) \quad \varepsilon_i = \frac{x_i}{\psi_i} \text{ sont i.i.d.}$$

La dernière hypothèse repose sur la spécification de la composante déterministe c'est-à-dire l'espérance conditionnelle de la durée. Sur le marché financier, les durées observées sont très souvent autocorrélées. Il est donc intéressant de proposer une structure autorégressive dans la spécification de l'espérance conditionnelle de la durée, captée par le coefficient  $\beta$ . C'est l'hypothèse retenue par Engle et Russel (1998). Dans le cas du modèle ACD(1,1), l'espérance conditionnelle de la durée a la forme suivante :

$$(9) \quad \psi_i = \omega + \alpha * x_{i-1} + \beta * \psi_{i-1}$$

Ces trois équations constituent la structure générale des modèles de durée. Les différentes versions proposées diffèrent soit par l'hypothèse retenue pour la loi des durées standardisées (exponentielle ou Weibull ou encore gamma généralisée) soit par la spécification choisie pour l'espérance conditionnelle de la durée. Dans le cas du modèle Log-ACD(1,1), ce n'est pas l'espérance conditionnelle qui est spécifiée mais son logarithme  $\Psi$ .

$$(10) \quad \Psi_i = \omega + \alpha * \ln(x_{i-1}) + \beta * \Psi_{i-1} \text{ avec } \Psi_i = \log(\psi_i) \text{ et } \beta < 1$$

Les équations (7) et (8) restent valables à condition de remplacer  $\psi_i$  par  $\exp(\Psi_i)$ .

Nous présentons alors la distribution et la log-vraisemblance dans le cas du modèle log-ACD<sup>18</sup>. La fonction de densité des  $\varepsilon_i$  est supposée suivre une loi de Weibull. Les durées  $x_i$  suivent aussi une loi Weibull qui s'exprime de la manière suivante :

$$(11) \quad f(x_i) = \left( \frac{\gamma}{x_i} \right) \left( \frac{x_i \Gamma(1+1/\gamma)}{\exp(\Psi_i)} \right)^{\gamma-1} \exp\left( - \left( \frac{x_i \Gamma(1+1/\gamma)}{\exp(\Psi_i)} \right)^\gamma \right)$$

La fonction de hasard s'exprime alors :

$$\lambda(x_i) = \left( \frac{\gamma}{x_i} \right) \left( \frac{x_i \Gamma(1+1/\gamma)}{\exp(\Psi_i)} \right)^{\gamma-1}$$

La fonction de survie :

$$S(x_i) = \exp\left( - \left( \frac{x_i \Gamma(1+1/\gamma)}{\exp(\Psi_i)} \right)^\gamma \right)$$

D'après l'équation (6), la log-vraisemblance censurée est alors :

$$L(x_{N(t)}, \dots, x_1) = \sum_{i=1}^{N(t)} \left[ \delta_i \ln\left( \frac{\gamma}{x_i} \right) + \gamma \times \delta_i \times \ln\left( \frac{\Gamma(1+1/\gamma)x_i}{\exp(\Psi_i)} \right) - \left( \frac{\Gamma(1+1/\gamma)x_i}{\exp(\Psi_i)} \right)^\gamma \right]$$

<sup>18</sup> Les explications permettant de retrouver les fonctions de hasard, de survie et de densité pour le modèle Log-ACD sont disponibles dans Bauwens et Giot (2000) ou Aubier (2000).

### 4.3. Estimation des modèles de durées

A l'aide d'un algorithme de maximisation de la log-vraisemblance, il est possible d'estimer les paramètres du modèle qui expliquent le délai d'exécution et, de manière équivalente, la probabilité d'exécution des ordres. Nous présentons dans le tableau 4 le résultat des estimations du modèle Log-ACD pour les délais d'exécution. Nous avons estimé un modèle pour chaque titre de notre échantillon ainsi que pour les ordres vendeurs et les ordres acheteurs.

**Tableau 4 : Résultats des estimations des modèles de durées**

Nous reportons les paramètres des modèles de durées, d'une part les paramètres de l'espérance conditionnelle,  $\omega$ ,  $\alpha$  et  $\beta$  et d'autre part le paramètre de la distribution des résidus,  $\gamma$ .

		Ordres à l'achat				Ordres à la vente			
		$\omega$	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\omega$	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$
CAC	Can+	2.86	0.24	0.64	0.3	2.26	0.16	0.68	0.39
	Lore	2.25	0.29	0.63	0.3	0.94	0.16	0.82	0.38
	Dano	1.94	0.29	0.67	0.3	1.46	0.18	0.74	0.39
	Mich	1.75	0.20	0.74	0.3	2.63	0.18	0.66	0.36
	Sgob	1.43	0.24	0.73	0.3	1.91	0.15	0.72	0.40
SBF8	Carb	2.24	0.19	0.69	0.3	4.96	0.28	0.43	0.32
	Pern	1.99	0.20	0.70	0.3	3.59	0.25	0.52	0.43
	Erid	3.80	0.15	0.56	0.4	7.47	0.17	0.30	0.40
	Cast	1.75	0.20	0.74	0.3	2.43	0.14	0.72	0.42
	Usin	1.35	0.19	0.72	0.4	2.91	0.20	0.56	0.40

non significatif à 10%

Dans ce tableau, nous remarquons que la majorité des coefficients qui ont été estimés sont significatifs. De plus, nous vérifions que la contrainte qui pèse sur le coefficient  $\beta$  est respectée. En effet, ce coefficient est toujours inférieur à 1. Les modèles estimés sont donc conformes aux hypothèses de construction. En outre, les coefficients  $\beta$  sont quasiment tous positifs ce qui corrobore le phénomène de regroupement des durées longues ou des durées courtes. Ce paramètre  $\beta$  influence très largement la forme des fonctions d'autocorrélations des durées. Si ce paramètre est proche de 1, la fonction d'autocorrélation décroît plus lentement, ce qui signifie que l'autocorrélation perdure sur de nombreux décalages. Il capte donc la persistance de l'autocorrélation des durées. Les coefficients  $\alpha$  sont eux aussi positifs pour la plupart. Ce dernier permet de capter la surdispersion des durées très souvent observées sur les distributions empiriques. Plus le paramètre  $\alpha$  est élevé et plus les données présenteront un indice de dispersion élevé. A partir des statistiques descriptives reportés en annexe, nous remarquons en effet que ce phénomène est très important sur les durées collectées.

Enfin, les estimations des paramètres  $\gamma$  sont tous inférieurs à un, ceci indique une fonction de hasard décroissante. Ceci signifie que les durées d'exécution courtes sont plus probables que des durées longues. Les ordres ont alors une probabilité d'exécution (instantanée) plus forte au début de leur durée de vie, c'est-à-dire dès qu'ils rentrent dans le système CAC.

Les constantes des modèles sont très élevées par rapport aux autres coefficients estimés. Ces constantes peuvent être interprétées comme un niveau irréductible du délai d'exécution, sans impact des durées précédentes et donc des conditions de marché avant l'entrée de l'ordre considéré. Ainsi, les titres les plus liquides devraient présenter des constantes plus faibles que celles des titres moins liquides. Or, les constantes les plus faibles appartiennent indifféremment aux titres du CAC40 et aux titres du SBF80.

Si l'on compare les résultats obtenus sur l'échantillon des ordres à l'achat et celui des ordres à la vente, nous ne remarquons pas de différences systématiques. Dans certains cas, les

paramètres à l'achat sont supérieurs à ceux à la vente et dans d'autres cas, nous observons l'inverse. Toutefois, les paramètres estimés dans chacun des cas sont relativement proches. Il en résulte donc que le processus d'exécution semble être similaire sur chaque sous-échantillons. Seuls les valeurs des constantes ( $\omega$ ) sont assez différentes.

L'estimation des modèles de durées permet d'expliquer une part de la formation des durées par les durées d'exécution passées. Globalement, ceci signifie que le risque de non-exécution d'un ordre est faible lorsque les ordres précédents ont été exécutés rapidement. On retrouve un phénomène de grappes de transactions<sup>19</sup> qui permet d'exécuter successivement des ordres en attente dans le carnet. Mais, une autre partie de cette durée peut être expliquée, selon les modèles théoriques proposés sur ce thème, par les caractéristiques de l'ordre et/ou par des variables représentant le niveau d'activité et le niveau de liquidité du titre. Nous allons nous intéresser à cette question dans le paragraphe suivant.

## 5 Les déterminants du risque de non-exécution

Nous avons exposé, dans la première section, un certain nombre de modèles qui tentent d'expliquer la formation des prix sur un marché dirigé par les ordres et le choix des investisseurs entre des ordres à cours limité et des ordres au prix de marché. Grâce à ces modèles, nous avons identifié quatre déterminants de la probabilité d'exécution et donc du délai d'exécution. Nous ajoutons à celles-ci, quatre autres variables : deux variables proxy de l'intensité des échanges, et deux variables correspondant aux caractéristiques de l'ordre (prix et quantité).

Nous regroupons ces variables en trois ensembles. Le premier correspond aux caractéristiques de l'ordre : le prix mesuré à l'aide de trois variables d'agressivité ainsi que la quantité. Le second ensemble représente l'activité du marché et intègre la volatilité des prix, les volumes échangés (soit en nombre d'actions, soit en euros) et le nombre de transactions. Enfin, le dernier ensemble capte l'état du carnet puisqu'il regroupe la profondeur sur chacun des côtés du carnet, la profondeur totale, la fourchette en niveau et relative. Nous obtenons donc au total treize variables pouvant expliquer le risque de non-exécution.

Nous présentons successivement les mesures retenues pour chaque variable ainsi que les résultats des estimations des modèles intégrant séparément ces variables.

### 5.1. Les caractéristiques de l'ordre

Les caractéristiques propres de l'ordre intègre la quantité et le prix souhaité. Théoriquement, plus la quantité à échanger sera élevée, plus le délai d'exécution nécessaire sera long puisqu'il faudra probablement plusieurs ordres au prix de marché pour une exécution totale. La variable de la quantité souhaitée de l'ordre est notée QLIM et correspond à la quantité totale de l'ordre y compris les quantités cachées.

D'après nos estimations reportées dans le tableau 5, nous notons que la relation avec les durées est peu significative. Pour huit titres sur l'échantillon des ordres à l'achat, le coefficient n'est pas significativement différent de zéro. Seul le titre Eridania Beghin Say a un coefficient significatif et positif. Ceci signifie qu'il est plus difficile d'échanger des quantités importantes pour des titres peu liquides. En effet, ce titre a une durée d'exécution moyenne particulièrement élevée par rapport aux autres titres. Les résultats de Lo et al. (2002) mettent en évidence un impact positif de la taille de l'ordre (la variable de la taille retenue par ces auteurs est une mesure relative). Cependant, ils montrent que la taille modifie que très

---

<sup>19</sup> Les modèles de durées autorégressifs ont été appliqués initialement à la durée entre deux transactions successives pour exploiter le phénomène de grappes de transactions (Engle et Russel, 1998 et Bauwens et Giot, 2000).

faiblement la fonction de survie et donc influence très peu la probabilité d'exécution. Ce dernier résultat rejoint partiellement nos conclusions.

En ce qui concerne le prix, nous avons choisi de mesurer son influence par le biais de l'agressivité de l'ordre. Cette notion d'agressivité va être appréhendé au travers de trois variables différentes afin d'obtenir des résultats plus robustes. Ces trois mesures seront notées AGR, AGR1 et AGR2. Biais et al (1995) étudient également empiriquement ce concept d'agressivité des ordres. La variable d'agressivité de l'ordre notée AGR correspond pour un ordre d'achat à la différence entre le prix proposé sur la meilleure limite acheteuse et le prix limite. Pour un ordre de vente, elle est égale à la différence entre le prix limite et le prix coté sur la meilleure limite vendeuse. Ainsi, plus le prix limite de l'ordre étudié s'éloigne de la meilleure limite cotée, plus l'ordre devient relativement plus onéreux et donc moins attractif. Ainsi, le délai d'exécution s'allonge. Comme nous avons retenu des ordres placés sur la fourchette ou à l'intérieur de la fourchette, ces deux variables sont inférieures ou égales à zéro. Les valeurs négatives correspondent à l'amélioration de la fourchette. Cette variable AGR est donc en euros puisqu'elle est construite comme une différence de prix. Nous choisissons également de mesurer l'agressivité en nombre de ticks, en divisant la variable AGR par le tick minimal de cotation du titre considéré. Cette deuxième variable est notée AGR1. Enfin, Lo et al. (2002) mesurent également l'agressivité de l'ordre mais par rapport au prix milieu de fourchette. Nous adoptons la même démarche pour construire la variable AGR2 en divisant la variable AGR par le milieu de la fourchette observée au moment où l'ordre entre dans le système. Elle correspond donc à une mesure relative de l'agressivité.

Dans le tableau suivant, nous observons une relation positive et significative pour la plupart des titres. Le coefficient positif estimé signifie que plus la variable est faible (variable prenant des valeurs négatives), plus le prix est attractif et plus le délai d'exécution diminue. En effet, les ordres présentant une valeur très négative (très faible) sont ceux qui se trouvent dans la fourchette et donc prioritaire en terme d'exécution. Ils auront ainsi une probabilité importante d'être exécutés. Le délai d'exécution sera alors plutôt faible. La relation ainsi mise en évidence est alors cohérente avec les stratégies des investisseurs et avec les modèles précédents. Ces résultats corroborent ceux de Lo et al. (2002).

**Tableau 5 : L'impact des variables associées à l'ordre.**

Nous reportons uniquement le coefficient des variables exogènes introduites pour expliquer les durées. Nous précisons que ces variables sont introduites dans le modèle de manière séparée.

Le modèle estimé correspond au modèle Log-ACD suivant :

$$\Psi_i = \omega + \alpha \times \ln(x_{i-1}) + \beta \times \Psi_{i-1} + \lambda \times Z_i$$

où  $Z_i$  est une variable explicative, représentant tour à tour, QLIM, AGR, AGR1, AGR2

$\Psi_i$  est l'espérance conditionnelle de la durée d'exécution

$x_i$  est la durée d'exécution.

		Ordres à l'achat				Ordres à la vente			
		QLIM	AGR	AGR1	AGR2	QLIM	AGR	AGR1	AGR2
<b>CAC40</b>	Can+	0.0003*	-0.008*	-0.008*	-1.05*	0*	0.013*	0.001*	1.84*
	Lore	0.0001*	0.155*	0.008*	-3.06*	0*	0.026*	0.001*	-1.97*
	Dano	0.0002*	0.84	0.042	102.27	0.0001*	0.028	0.001	2.33
	Mich	0.0001*	1.15	0.011	41.82	0*	1.37	0.014	37.9
	Sgob	0.0004*	-0.032	-0.0032	-3.18	0.0002*	0.075	0.0075	4.78*
<b>SBF80</b>	Carb	0.0008*	5.12	0.051	221.5	0.0001*	0.123	0.0012	2.348
	Pern	0.0002*	-0.242	-0.012	-13.4	0.0002*	1.132	0.057	0.0075
	Erid	0.0015	-0.031	-0.0016	-1.84	0.0004*	0.23	0.012	21.71
	Cast	0.0006*	-0.114	-0.011	-27.33	0.0001*	-0.017	-0.0017	-5.30
	Usin	0*	-0.09*	-0.009*	-0.92*	0*	-0.11*	-0.001*	-2.07

\* non significatif à 10%

## 5.2. L'activité du marché

Le rôle de la volatilité du prix sur la composition du flux d'ordres a été particulièrement étudié par Foucault (1999). L'effet attendu sur la probabilité d'exécution est négatif, le délai d'exécution augmente avec la volatilité des prix. L'impact de la volatilité sur la fourchette et sur la composition du flux d'ordres a été testé en temps calendaire (c'est-à-dire sur données échantillonnées) par Chung et al. (1999), Ahn et al. (2001) et Danielsson et Payne (2001). Les intervalles sont respectivement de 30 minutes, 15 minutes et 20 secondes.

Notre analyse étant réalisée sur des intervalles irréguliers, il faut disposer d'une mesure de volatilité pour chaque ordre étudié. Comme la mesure de volatilité est supposée représenter l'activité du marché juste au moment où l'ordre est enregistré, nous calculons la volatilité du prix durant les 10 minutes précédentes. Cette mesure de volatilité est calculée sur le milieu de la fourchette à l'instar de Danielsson et Payne (2001) et de Chung et al. (1999). Elle est notée STD.

Concernant la volatilité, un peu plus de la moitié des titres présente un coefficient significatif et positif. Il semble que lorsque la relation entre la volatilité et la durée existe, elle soit positive. Ce résultat semble corroborer la relation théorique présentée dans les modèles précédents. En particulier, Foucault (1999) prédit une relation négative entre la probabilité d'exécution et la volatilité, ce qui équivaut bien à une relation positive entre le délai d'exécution et la volatilité. Ceci s'explique par la baisse du nombre d'ordres au prix de marché soumis pendant les périodes de forte volatilité. Cette dernière relation a été validée par Chung et al. (1999), Ahn et al. (2001) et Danielsson et Payne (2001).

De la même manière que la volatilité, nous calculons le volume échangé en euros (VOL), le nombre d'actions échangées (NBA) ainsi que le nombre de transactions enregistrées (NBT) durant les 10 minutes précédant le placement de l'ordre. Le volume échangé, en euros ou en actions, et le nombre de transactions représente un *proxy* de l'intensité d'échange. Le délai d'exécution devrait alors entretenir une relation décroissante avec ces proxies d'intensité.

En observant les coefficients estimés de ces variables, nous remarquons que ces variables ont peu d'impact significatif sur la durée d'exécution. Pour les volumes échangés et le nombre d'actions échangés, aucun coefficient n'est significatif. En revanche, pour le nombre de transactions, quelques titres seulement ont des coefficients significatifs et négatifs. Lo et al. (2002) observent une relation négative significative entre le délai d'exécution et les variables d'activité telles que le nombre de transactions et la variation du nombre de transactions.

**Tableau 6 : L'impact des variables décrivant l'état du marché**

Nous reportons uniquement le coefficient des variables exogènes introduites pour expliquer les durées. Nous précisons que ces variables sont introduites dans le modèle de manière séparée.

Le modèle estimé correspond au modèle Log-ACD suivant :

$$\Psi_i = \omega + \alpha \times \ln(x_{i-1}) + \beta \times \Psi_{i-1} + \lambda \times Z_i$$

où  $Z_i$  est une variable explicative, représentant tour à tour, STD, VOL, NBA et NBT.

$\Psi_i$  est l'espérance conditionnelle de la durée d'exécution

$x_i$  est la durée d'exécution.

		Ordres à l'achat				Ordres à la vente			
		STD	VOL	NBA	NBT	STD	VOL	NBA	NBT
<b>CAC40</b>	Can+	0.36	nc	0	-0.0008	0.164	0	0*	-0.002
	Lore	0.48	nc	0	-0.0008	0.42	0	0*	-0.0005
	Dano	0.13	nc	0	0.001	0.164	0	0*	-0.0002*
	Mich	-0.046*	0	0	0.0001*	0.046*	0	0*	0*
	Sgob	0.49	0	0*	0.0001*	0.31	0	0*	0*
<b>SBF80</b>	Carb	0.103*	nc	0	-0.0009	0.089	0	0*	-0.007
	Pern	-0.015*	0	0	-0.0013*	-0.045*	0	0*	0.001*
	Erid	0.06*	0	0*	-0.0065	0.31	0	0.0001*	0.0023*
	Cast	0.051	0	0*	-0.002	0.011	0	0*	0.002*
	Usin	-0.055	0	0	-0.0002*	-0.037*	0	0*	0.0002*

\* non significatif à 10%

### 5.3. L'état du carnet

La première variable supposée résumer l'état du carnet est la variable de la profondeur. Parlour (1998) montre l'impact de la profondeur et relate un impact différent selon que l'on s'intéresse à la profondeur du côté où l'ordre a été placé ou à la profondeur du côté opposé. Le risque de non-exécution augmente avec la baisse de la profondeur du côté opposé et augmente avec la profondeur du même côté. Les mesures de profondeur sont les quantités affichées sur la meilleure limite de chaque côté du carnet cotées juste avant l'entrée de l'ordre. Elles sont notées PROFA pour la profondeur à l'achat, PROFV pour la profondeur à la vente et PROFC pour la profondeur totale sur les deux côtés du carnet.

Les coefficients estimés de ces deux variables sont présentés dans le tableau 7. Globalement, les coefficients sont jugés trop peu significatifs pour permettre d'interpréter le sens des relations. Nos résultats ne permettent pas de valider les relations décrites par Parlour (1998). Nous concluons plutôt à l'absence de relations entre ces variables et la durée d'exécution. Lo et al. (2002) valident quant à eux une relation négative entre le délai d'exécution et la profondeur présente sur la limite opposée. Cette relation corrobore le mécanisme décrit par Parlour (1998).

La deuxième variable reflétant l'état du carnet est la fourchette. Lorsque le risque de non-exécution est important, la fourchette est importante, et réciproquement. La variable est notée SPR et est calculée comme la différence en niveau entre le prix acheteur et le prix vendeur.

Nous avons étudié la relation entre la fourchette juste avant la soumission de l'ordre et la durée d'exécution. Cette variable de la fourchette peut être interprétée de différentes manières. Celle qui nous intéresse est celle qui considère la rémunération du donneur d'ordres à cours limité pour les risques qu'il supporte, et en particulier le risque de non-exécution. Une relation croissante entre le niveau de la fourchette et la durée d'exécution devrait exister. En observant la dernière colonne du tableau suivant, nous validons le sens de cette relation. En effet, la plupart des coefficients de la fourchette sont significatifs et positifs.

**Tableau 7 : L'impact des variables décrivant l'état du carnet.**

Nous reportons uniquement le coefficient des variables exogènes introduites pour expliquer les durées. Nous précisons que ces variables sont introduites dans le modèle de manière séparée.

Le modèle estimé correspond au modèle Log-ACD suivant :

$$\Psi_i = \omega + \alpha \times \ln(x_{i-1}) + \beta \times \Psi_{i-1} + \lambda \times Z_i$$

où  $Z_i$  est une variable explicative, représentant tour à tour, PROFA, PROFV, PROFC, SPR et RSPR.

$\Psi_i$  est l'espérance conditionnelle de la durée d'exécution.

$x_i$  est la durée d'exécution.

		Ordres à l'achat					Ordres à la vente				
		PROF	PROF	PROF	SPR	RSPR	PROF	PROF	PROF	SPR	RSPR
<b>CAC4</b>	Can+	0.0002*	-0.0002*	0	4.1	682.6	0	0.013*	0	2.15	369.3
	Lore	0	-0.0001*	0	0.06	1.12	0	0	0	1.31	112.8
	Dano	0	-0.0001*	0	0.027	1.01	0	0	0	0.49	69.3
	Mich	0	0	0	5.20	166.5	0.0001*	0*	0	2.84	95
	Sgob	0	-0.0001*	0	1.12	169.4	0	0	0	0.45	38.9
<b>SBF80</b>	Carb	0	0.0004	0	5.62	259.3	0	-0.0001*	0	0.38	14.12
	Pern	0.001*	0	0	1.49	77.1	0.003*	0	0	1.52	86.4
	Erid	0.0003*	0.0002	0.0002*	-0.015	-1.26	0.001	0.0005*	0.0005*	1.57	156.04
	Cast	0.0002*	-0.0005*	0	0.24	56.88	0	0.0001*	0	0.164	33
	Usin	0*	0*	0	11.1	100.9	0	0	0	13.21	143.6

\* non significatif à 10%

Finalement, nous avons validé l'impact de quatre variables exogènes ainsi que les durées d'exécution passées pour expliquer la probabilité d'exécution. Ainsi, ces variables permettent de comprendre l'exposition des donneurs d'ordres à cours limité au risque de non-exécution. Nous précisons que les résultats obtenus sont parfois différents de ceux présentés dans l'étude de Lo et al. (2002). Ces différences peuvent s'expliquer d'une part par les spécificités de la structure des marchés étudiés et d'autre part, par les ordres retenus dans l'échantillon. Nous rappelons que notre échantillon est constitué uniquement d'ordres placés sur ou à l'intérieur des meilleures limites alors que celui de Lo et al. (2002) regroupent l'intégralité des ordres soumis au marché. De plus, la prise en compte de l'autocorrélation à l'aide de la spécification de type Log-ACD peut affecter l'impact de certaines variables démontrées par Lo et al. (2002).

## 6 Conclusion

Dans cet article, nous nous sommes intéressés au risque de non-exécution des ordres sur le marché français. Afin de tester plusieurs relations décrites par les modèles de microstructures, nous avons modélisé et estimé les délais d'exécution. A partir de l'étude de la saisonnalité et de l'autocorrélation des durées d'exécution, nous proposons d'enrichir la méthodologie décrite par Lo et al. (2002) afin de tenir compte de l'autocorrélation des durées. Les modèles ACD sont alors introduits dans la spécification des durées d'exécution et validés sur les données françaises.

Puis, nous avons estimé successivement l'impact de chaque variable pour expliquer la durée d'exécution. Parmi les nombreuses variables proposées dans la littérature des modèles de microstructure, nous parvenons à mettre en évidence seulement quatre variables qui ont une influence significative sur la durée d'exécution et sur la probabilité d'exécution. Ces variables sont l'agressivité de l'ordre, la quantité, la volatilité et la fourchette. Elles ont toutes les quatre un impact positif sur le risque de non-exécution. Les autres variables n'ont pas d'impact significatif. Les deux variables de profondeur semblent alors réfuter le motif de la concurrence entre les donneurs d'ordres à cours limité. Ceci signifie que les donneurs

d'ordres au prix de marché ne portent pas une grande attention à la quantité disponible aux meilleures limites. Les variables du nombre de transactions et du volume échangé, présentées comme des proxy de l'intensité d'échange ne semblent pas modifier non plus la proportion d'ordres au prix de marché.

Ces résultats signifient que l'investisseur, à partir de ces informations, peut mieux cerner le risque de non-exécution auquel il est soumis et même le modifier en choisissant un degré d'agressivité et une quantité les mieux adaptés. En effet, l'agressivité est une variable qui dépend du prix limite de l'ordre. En choisissant un prix limite plus défavorable (pour lui), il diminue son risque de non-exécution. De la même manière, pour les titres les plus illiquides, l'investisseur peut augmenter ses chances d'exécution en proposant des quantités plus faibles. L'investisseur peut également choisir les moments de la séance les plus favorables, c'est-à-dire où le risque de non-exécution est faible, en privilégiant les périodes où la volatilité et la fourchette sont elles aussi faibles.



## Bibliographie :

- Ahn, H.J, Bae, K.H. & Chan, K. (2001) "Limit Orders, Depth, and Volatility : Evidence from the Stock Exchange of Hong-Kong", *Journal of Finance*, Vol 56; 767-788
- Angel, J.J. (2001) "Limit Versus Market Orders", *Working Paper*, Georgetown University.
- Aubier, A. (2000) "Comparaison empirique de modèles de durées", *Banques et Marchés*, 48, 23-29.
- Bauwens, L. & Giot, P. (1998) "Asymmetric ACD models : Introducing Price Information in ACD Models with a Two State Transition Model.", *Working paper 9844*, CORE.
- Bauwens L. & Giot P. (2000) "The logarithmic ACD model : an application to the bid-ask quote process of three NYSE stocks.", *Annales d'Economie et Statistique*, 60.
- Biais, B. (1993) "Price formation and equilibrium liquidity in centralized and fragmented markets" *Journal of Finance*, 48, 157-185.
- Biais, B., Hillion, P. & Spatt, C. (1995) "An empirical analysis of the order flow and order book in the Paris Bourse", *Journal of Finance*, 50(5), 1655-1689.
- Cao C, Hansch O. & Wang X. (2008) "Order Placement strategies in a Pure Limit Order Book Market" *Journal of financial Research*, vol 31, n°2, 113-140.
- Chung, K.H., Van Ness, B.F. & Van Ness, R.A (1999) "Limit orders and the bid-ask spread", *Journal of Financial Economics*, 53, 255-287.
- Cohen, K.J., Hawawini, G.A. Maier, S.F. Schwartz, R.A. & Whitcomb, D.K. (1983) "Friction in the trading process and estimation of systematic risk" *Journal of Financial Economics*, 12(2), 263-278.
- Danielsson, J. & Payne, R. (2001) "Measuring and explaining liquidity on an electronic limit order book : Evidence from Reuters D2000.2.", *Working Paper*, London School of Economics.
- Engle, R. & Lange, J. (2001) "Predicting VNET: A Model of the Dynamics of Market Depth", *Journal of Financial Markets*, 4 (2), 113-142.
- Engle, R. & Russel, J. (1997) "Forecasting the frequency of changes in quoted foreign exchange prices with autoregressive conditional duration model", *Journal of Empirical Finance*, 4, 187-212.
- Engle, R. & Russel, J. (1998) "Autoregressive Conditional Duration : a new Model for Irregularly Spaced Time Series Data", *Econometrica*, 66, 1127-1162.
- Foucault, T. (1999) "Order Flow Composition and Trading Costs in a Dynamic Limit Order Market", *Journal of Financial Markets*, 2, 99-134.
- Foucault, T., Kadan, O. & Kandel, E. (2005) "Limit Order Book as a Market for Liquidity", *Review of Financial Studies*, vol. 18, n° 4, pp. 1171-1217.
- Glosten, L. & Milgrom, P. (1985) "Bid, ask, and transactions prices in a specialist market with heterogeneously informed traders", *Journal of Financial Economics*, 13, 71-100.
- Goettler R., Parlour C. & Rajan U. (2005) « Equilibrium in a Dynamic Limit Order Market », *Journal of Finance*, vol 60, n°5, 2149-2192.
- Gouriéroux, C. & Le Fol, G. (1997) "Volatilités et mesures de risque", *Journal de la Société de Statistique de Paris*, 138(4), 7-32.
- Griffiths M.D., Smith B.F., Turnbull D.A.S. & While R.W (2000) "The Costs and Determinants of Order Aggressiveness" *Journal of Financial Economics*, vol 56, n° 1, 65-88.
- Handa, P. & R.A. Schwartz (1996) "Limit order trading", *Journal of Finance*, vol 51, n°5, 1835-1861.
- Handa, P., Schwartz, R.A. & Tiwari, A. (2003) "Quote setting and Price formation in an Order Driven Market", *Journal of Financial Markets*, 6 461-489.
- Hasbrouck, J. (1999) "Trading Fast and Slow : Security Market Events in Real Time", *Working Paper*, Stern School of Business.
- Hollifield, B., Miller, R.A. & Sandas, P. (2004) "Empirical Analysis of Limit Order Markets", *Review of Economic Studies*, Vol. 71, No. 4, pp. 1027-1063, October 2004.
- Kaplan, E. L. & Meier, P. (1958), "Nonparametric Estimation From Incomplete Observations", *Journal of the American Statistical Association*, 64, 457-481.
- Lo, A., Mac Kinlay, C. & Zhang, J. (2002) « Econometric Models of Limit-Order executions », *Journal of Financial Economics*, 65(1), Juillet, 31-71.

- Lo A. & Sapp S. (2005) "Order Submission : The choice between limit and market orders", *Working paper*, University of Western Ontario.
- Madan, D. (2000) "Pricing the Risks of Default: A Survey", *Working Paper*, Université du Maryland.
- Parlour, C.A. (1998) "Price Dynamics in Limit Order Markets", *Review of Financial Studies*, 11(4), 789-816.
- Parlour, C.A. et D. Seppi (2008) "Limit Order Markets : A survey", in *Handbook of Financial Intermediation and Banking*, ed AWA Boot et AV Thakor.
- Ranaldo A (2004) "Order Aggressiveness in limit order book markets", *Journal of Financial Markets*, vol7, n°1, 53-74.
- Rosu L. (2009) "A Dynamic Model of the Limit Order Book" *Review of financial Studies*, vol 22, n°11, 4601-4641.
- Tkatch I. & Kandel E. (2006) "Demand for immediacy of execution : Time is money", *Working Paper*, Georgia State University.
- Veredas, D., Rodríguez-Poo, J M. & Espasa, A. (2001). "On The (Intradaily) Seasonality And Dynamics Of A Financial Point Process: A Semiparametric Approach," *Statistics and Econometrics Working Papers ws013321*, Université Carlos III, Departement d'économétrie.

**ANNEXE 1 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES COMPLETES DES DIFFERENTES  
DUREES CALCULEES**

		<b>Achat</b>				<b>Vente</b>			
		<b>exécution</b>	<b>modification</b>	<b>expiration</b>	<b>annulation</b>	<b>exécution</b>	<b>modification</b>	<b>expiration</b>	<b>annulation</b>
<b>CAC 40</b>									
Can+	Moyenne	1853	226	13925	14835	3178	281	11994	15005
	Écart-type	24437	751	26365	12150	12464	945	13345	9975
	Kurtosis	622	172	35	593	92	167	3	12
	Assymétrie	24	11	5	15	8	11	1	1
Lore	Moyenne	921	278	14552	15900	4423	271	18148	15469
	Écart-type	10690	976	70540	20318	28455	903	45872	9561
	Kurtosis	3019	275	176	257	250	177	75	1
	Assymétrie	47	14	13	13	14	11	8	0
Dano	Moyenne	944	2402	14211	14889	4480	311	22687	14837
	Écart-type	10476	6004	25128	10875	26169	1393	41588	9379
	Kurtosis	1119	9	51	79	212	2922	25	-1
	Assymétrie	30	3	6	4	13	44	5	0
Mich	Moyenne	1361	321	24039	14867	10792	375	15793	15039
	Écart-type	9808	1007	94750	9545	54753	1172	62722	13877
	Kurtosis	606	106	67	0	107	94	192	664
	Assymétrie	21	9	8	0	10	8	14	19
Sgob	Moyenne	1102	2558	30134	14586	6235	397	23581	15233
	Écart-type	8583	6168	110249	10918	33263	1199	86154	10731
	Kurtosis	1176	8	43	69	137	92	54	124
	Assymétrie	29	3	6	4	11	8	7	6
<b>SBF 80</b>									
Carb	Moyenne	4855	1251	15759	18245	16231	1088	10804	18864
	Écart-type	30360	3975	55527	25528	48495	1980	11354	43462
	Kurtosis	209	543	125	562	36	18	2	268
	Assymétrie	13	21	11	21	5	4	1	16
Pern	Moyenne	2915	668	20879	16776	12934	828	12254	15449
	Écart-type	21861	1587	66026	12700	44347	1690	22335	11484
	Kurtosis	415	84	76	316	42	74	46	122
	Assymétrie	19	7	8	12	6	7	6	7
Erid	Moyenne	6046	503	45745	16152	42489	673	152918	17010
	Écart-type	44419	1306	152405	19825	142967	1613	274867	19900
	Kurtosis	176	50	24	363	26	66	2	196
	Assymétrie	13	6	5	17	5	7	2	12
Cast	Moyenne	3744	614	42705	16359	16548	2823	54032	16168
	Écart-type	28394	1322	164738	27703	57412	14969	179394	29391
	Kurtosis	383	120	23	575	26	160	20	311
	Assymétrie	17	9	5	21	5	12	5	16
Usin	Moyenne	1448	432	14412	16049	3845	502	27100	16350
	Écart-type	12613	1112	41366	24866	21346	1290	94543	25549
	Kurtosis	1054	94	64	989	302	74	49	541
	Assymétrie	29	8	8	28	15	7	7	21

Les autres documents de travail du GRANEM accessibles sur le site Web du laboratoire à l'adresse suivante :  
([www.univ-angers.fr/granem/publications](http://www.univ-angers.fr/granem/publications)) :

Numéro	Titre	Auteur(s)	Discipline	Date
2008-01-001	The Cognitive consistency, the endowment effect and the preference reversal phenomenon	Serge Blondel, Louis Lévy-Garboua	Théorie du Risque	octobre 2008
2008-02-002	Volatility transmission and volatility impulse response functions in European electricity forward markets	Yannick Le Pen, Benoît Sévi	Econométrie Appliquée	octobre 2008
2008-03-003	Anomalies et paradoxes dans le cas des choix alimentaires : et si les carottes n'étaient pas oranges ?	Serge Blondel, Christophe Daniel, Mahsa Javaheri	Economie Expérimentale	octobre 2008
2008-04-004	The effects of spatial spillovers on the provision of urban environmental amenities	Johanna Choumert, Walid Oueslati, Julien Salanié	Economie du Paysage	octobre 2008
2008-05-005	Why do rational people vote in large elections with costs to vote?	Serge Blondel, Louis Lévy-Garboua	Théorie du Risque	novembre 2008
2008-06-006	Salaires, conditions et satisfaction au travail	Christophe Daniel	Economie du Travail	novembre 2008
2008-07-007	Construction communicationnelle du stock de connaissances de la compétence collective – Contribution à partir d'une conversation.	Nicolas Arnaud	Gestion des Ressources Humaines	décembre 2008
2008-08-008	On the non-convergence of energy intensities: evidence from a pair-wise econometric approach	Yannick Le Pen, Benoît Sévi	Econométrie Appliquée	décembre 2008
2008-09-009	Production of Business Ethics	Guido Hülsmann	Economie Politique	décembre 2008
2008-10-010	Time preference and investment expenditure	Guido Hülsmann	Economie Politique	décembre 2008
2008-11-011	Le marché de la photographie contemporaine est-il soluble dans celui de l'art contemporain ?	Dominique Sagot-Duvauroux	Economie de la Culture	décembre 2008
2008-12-012	The newsvendor problem under multiplicative background risk	Benoît Sévi	Microéconomie de l'Incertain	décembre 2008
2009-01-013	Complémentarité de la collaboration électronique et de l'investissement relationnel : étude de cas exploratoire d'un SIO dans le secteur du meuble	Redouane Elamrani, Nicolas Arnaud	Organisation	avril 2009
2009-02-014	On the realized volatility of the ECX CO2 emissions 2008 futures contract: distribution, dynamics and forecasting	Julien Chevallier, Benoît Sévi	Finance	mai 2009
2009-03-015	The communicational making of a relation-specific skill: contributions based on the analysis of a conversation to strategy-as-practice and resource-based view perspectives	Nicolas Arnaud	Stratégie	juin 2009
2009-04-016	Le droit d'auteur, incitation à la création ou frein à la diffusion ? Une analyse empirique du cas de la création télévisuelle	Françoise Benhamou, Stéphanie Peltier	Economie de la Culture	septembre 2009
2009-05-017	Diversity analysis in cultural economics: theoretical and empirical considerations	Françoise Benhamou, Renato G. Flôres Jr., Stéphanie Peltier	Economie de la Culture	septembre 2009
2009-06-18	L'épargne retraite en entreprise : un état des lieux au regard de l'expérience américaine	Fabrice Pansard, Bruno Séjourné	Finance	septembre 2009
2009-07-19	Options introduction and volatility in the EU ETS	Julien Chevallier, Yannick Le Pen, Benoît Sévi	Econométrie Appliquée	septembre 2009
2009-08-20	Modeling strategic interactions between firms and local authorities – The case of a biotechnology cluster	Alain Berro, Isabelle Leroux	Economie des réseaux	septembre 2009
2009-09-21	The strategy adopted by non-profit care services organizations in dealing with the new French regulatory system: strategic coalitions and reterritorialisation of activities	Isabelle Leroux, Laurent Pujol, Eric Rigamonti	Economie Sociale	novembre 2009
2009-10-22	Une nouvelle lecture du territoire par la limite	Jean-Claude Taddei	Territoire	novembre 2009
2010-01-23	Adoption of new identity-based services: Proposition of a conceptual model based on TAM, DOI and perceived risks	Caroline Lancelot Miltgen	e-marketing	juillet 2010
2010-02-24	Young Europeans' motivations, perceived risks and requirements regarding electronic identification : Some comparative results from focus groups in four EU27 countries	Caroline Lancelot Miltgen	e-marketing	décembre 2010
2010-03-25	Analyse du risque de non-exécution des ordres à la bourse de Paris	Angélique Aubier Piron	Finance	décembre 2010