

Analyse de l'effet lundi sur les marchés d'Europe Centrale et Orientale

Colloque ATLAS mai 2018

Résumé

L'effet lundi est une anomalie bien connue dans laquelle les rentabilités boursières du lundi sont significativement différentes des autres jours. Plusieurs tests sont réalisés pour détecter la présence de cet effet lundi sur onze marchés boursiers des pays d'Europe centrale et orientale, et portent sur les points suivants : rentabilité, dominance stochastique, changements structurels et volatilité. L'effet lundi existe sur la plupart des marchés boursiers, mais il apparaît inversé pour deux indices. La majorité des marchés boursiers a connu des changements structurels (ruptures) dans les rentabilités et les volatilités quotidiennes, surtout en 2007.

Mots-clés : effet lundi, Europe centrale et orientale, rentabilité, actions

Abstract

The Monday effect is a well-known anomaly in which Monday stocks returns are significantly different from other days. Tests are carried out to investigate the presence of this Monday effect in the Central and Eastern European stock markets: the tests analyze the returns, stochastic dominance, structural changes and volatility. The Monday effect exists on most stock markets, but it is reversed on two indices. The majority of stock markets experienced structural changes (breaks) in daily returns and volatilities, especially in 2007.

Keywords : Monday effect, Central and Eastern European, return, stocks

Introduction

Sur un marché financier efficient les investisseurs peuvent faire confiance au marché pour évaluer correctement les actions des firmes dans la mesure où toute l'information disponible est intégrée dans les cours. Cependant, l'hypothèse d'efficience des marchés financiers (EMH) proposée par Fama (1970) a été remise en cause par la mise en évidence de phénomènes constituant des « anomalies calendaires ou temporelles ». Ces observations ont été qualifiées « d'anomalies » dans la mesure où les chercheurs avaient du mal à expliquer leur existence. Ces anomalies calendaires, à l'origine de rentabilités anormales, suggèrent ainsi une certaine inefficience des marchés. Les anomalies calendaires les plus testées sont les effets jour de la semaine, les effets semaine du mois et les effets mois de l'année. Les effets jour de la semaine se réfèrent à la tendance des actions à afficher des rentabilités relativement faibles un jour donné (par exemple, le lundi) par rapport aux autres jours de la semaine. Elles permettent d'anticiper les variations de prix de certains jours et sont utilisées par les investisseurs afin de réaliser des profits avec une stratégie de *trading*.

De nombreuses études ont démontré que les anomalies calendaires existent sur tous les marchés boursiers du monde, incluant les marchés émergents au Moyen-Orient et en Asie, dont la Chine et l'Inde. D'autres études tentent de démontrer la disparition de certaines de ces anomalies calendaires sur les marchés développés comme les marchés boursiers américains et certains marchés européens. Rares sont les études réalisées spécifiquement sur les marchés boursiers des pays d'Europe centrale et orientale.

L'objectif principal de cet article est d'étudier l'effet jour de la semaine, tout particulièrement l'effet lundi, sur le principal indice boursier de chacun des 11 pays émergents d'Europe centrale et orientale. Les périodes testées sont variables selon les pays, allant de 11 années pour la Slovaquie (2006-2017) à 25 années pour la Pologne (1993-2017). Selon Connolly (1989), les

anomalies boursières sont sensibles à la méthode économétrique utilisée. Dès lors, pour analyser cet effet lundi, plusieurs tests économétriques sont réalisés afin de confirmer la robustesse de nos résultats : test de rentabilité avec variables muettes, test de dominance stochastique, tests sur la volatilité avec le modèle non linéaire EGARCH-M(1,1) et test de changements structurels. Ces différents tests nous permettent d'affirmer l'existence d'un effet lundi pour la majorité des marchés boursiers des pays d'Europe centrale et orientale.

Cette étude approfondit la connaissance des marchés boursiers émergents de l'Europe centrale et orientale, tout particulièrement sur les rentabilités moyennes journalières des indices boursiers. La situation de ces marchés boursiers est similaire à celle des bourses des autres pays industrialisés. De plus, elle renforce et complète les résultats antérieurs pour certains de ces marchés boursiers intégrés dans des études internationales.

L'articulation de cet article est la suivante. La section 1 expose une revue de la littérature relative à cette anomalie de rentabilité, l'effet lundi, et résume les conclusions existantes. La section 2 développe les tests réalisés dans cet article. La section 3 présente les statistiques descriptives des données et les principaux résultats pour chacun des tests utilisés. La section 4 conclut l'étude et suggère des pistes de recherches futures.

1. Revue de littérature

Les anomalies de rentabilité sur le marché des actions sont nombreuses, en contradiction avec ce que laisse espérer l'hypothèse de marchés parfaitement efficients. Ainsi, l'existence d'un effet lundi, générateur de rentabilités plus faibles, a été relevée dès le début des années 70 par Cross (1973) puis par French (1980) et Gibbons et Hess (1981), qui ont noté que les rentabilités sont plus faibles ce jour-là. Keim et Stambaugh (1984) le relèvent sur le marché américain de façon persistante depuis 1928. Cette anomalie, qui devrait en théorie disparaître rapidement grâce aux arbitrages des opérateurs, a donné lieu à de nombreuses études, réalisées sur des périodes, dans

des pays et avec des tests variés. Les résultats ne convergent pas systématiquement, notamment en raison des fenêtres d'observation, des méthodes statistiques employées et des Bourses considérées.

La persistance de décalages entre les rentabilités observées et celles auxquelles on peut s'attendre laisse une place pour des stratégies d'arbitrage de la part des investisseurs et des opportunités pour les gestionnaires de portefeuilles. Toutefois, une zone géographique a fait l'objet d'une attention moindre, en dépit de ses caractéristiques particulières. Il s'agit des pays d'Europe centrale et orientale, qui ont connu des transformations majeures depuis la chute du mur de Berlin. Depuis le début de la décennie 1990, ils sont progressivement passés par une transition d'un régime communiste à économie planifiée vers un système capitaliste incluant la libre circulation des capitaux. La (ré)ouverture de leurs marchés boursiers constitue alors un événement majeur, dont les effets ont une portée de long terme. Cependant, les études dédiées à ces marchés des actions ne sont pas fréquentes dans les publications internationales. C'est pourquoi nous avons souhaité savoir si l'effet lundi a fait ou fait encore partie des caractéristiques de ces marchés, et donc si les stratégies d'investissement qui peuvent y être mises en place sont proches de ce qui est observé dans les marchés d'actions des économies occidentales matures. Plus largement, notre question de recherche est de savoir si l'effet lundi a existé et vite disparu de ces marchés, comme le soutiennent Olson *et al.* (2015) pour le marché américain, ou s'il persiste et résiste encore à une explication complète, comme le notent Dicle et Levendis (2014).

Chang *et al.* (1993) notent que sur la période 1985-1992 pour 24 pays occidentaux, l'effet lundi est confirmé pour 13 d'entre eux. Il s'agit des Etats-Unis, du Canada, de Hong Kong, et de 10 pays européens (Allemagne, Belgique, Danemark, Espagne, France, Italie, Pays-Bas, Royaume-Uni, Suède, et Suisse). Dans leur recherche d'une cause à cet effet, ils ont vérifié si les annonces d'indicateurs économiques importants, tels que l'indice des prix à la consommation, les

statistiques monétaires, le niveau du chômage ou autres, avaient plutôt lieu à un moment particulier dans la semaine. Il s'avère que les annonces macro-économiques sont réparties de manière équilibrée sur les cinq jours de la semaine, donc les explications relèvent davantage de paramètres micro-économiques. Ainsi, l'effet lundi n'apparaît pas de manière régulière chaque semaine de l'année, mais sur la moitié d'entre elles environ. Toujours dans une optique internationale, Dubois et Louvet (1996) concluent que sur la période 1969-1992 pour les 9 pays qu'ils observent l'effet lundi semble s'atténuer, et pour les Etats-Unis ils indiquent une disparition au cours des années 80, ce qu'observe également Connolly (1989). Ce constat de disparition est confirmé par Marquering *et al.* (2006) pour le marché américain sur la période 1960-2004, et par Alt *et al.* (2011) pour les marchés américain, britannique et allemand durant les années 90 et 2000. L'instabilité de l'effet lundi peut être mise en parallèle avec la corrélation entre les rentabilités des vendredis et des lundis, notée par Abraham et Ikenberry (1994). Sur le marché américain, pour la période 1963-1991, ils constatent que cette corrélation est plus sensible lorsque les rentabilités sont négatives le vendredi.

Cho *et al.* (2007) utilisent le test de dominance stochastique, plus solide que la comparaison de moyennes, sur les marchés américain, britannique et japonais. Ils observent sur la période 1970-2004 que l'effet lundi s'est réduit pour l'indice Dow Jones et S&P 500 depuis 1987, mais s'est maintenu pour le NASDAQ, le Russel 2000 et le CRSP. Toujours sur le marché américain, Berument et Dogan (2012) notent que sur la période 1952-2006 la relation entre la rentabilité et la volatilité varie selon les jours de la semaine, et qu'elle est défavorable au lundi. Cela provient selon eux d'une fréquence plus forte de mauvaises nouvelles économiques le week-end, ce qui affaiblit directement les rentabilités des lundis.

Plus récemment, sur la période 1993-2007, Doyle et Chen (2009) notent un effet lundi instable au fil des années, sur les marchés américain, chinois, indien, britannique, allemand et français. Cette variabilité de l'effet lundi est également notée par Levy et Yagil (2012), avec des résultats

significatifs pour 5 pays parmi 20, leur échantillon ne comportant pas de pays d'Europe de l'Est. Une étude très large a été menée par Dicle et Levendis (2014) sur 33 pays pour la période 2000-2007, sans toutefois comporter de pays d'Europe de l'Est. L'effet lundi persiste sur la plupart des marchés, et l'explication majeure que ces auteurs retiennent est une moindre liquidité, qui affaiblit les rentabilités le lundi (Kiymaz et Berument, 2003). D'autres facteurs, tels que la taille (effet lundi plus sensible pour les firmes moins grandes) et la contagion (par un indice du même pays ou d'un pays voisin), sont également présents, mais l'effet calendrier dû à deux jours sans Bourse le week-end s'avère moins sensible, tout comme la composition des opérateurs (plus d'investisseurs individuels le lundi). Kamara (1997) quant à lui remarque un déclin de l'effet lundi sur la période 1962-1993 pour le S&P500, lié selon lui à l'accroissement du poids des investisseurs institutionnels. Toutefois, l'effet persiste pour les petites firmes et lorsque les coûts de transaction sont élevés.

Dans son analyse des indices par secteurs d'activité sur le marché italien pour la période 1999-2009, Guidi (2010) ne note pas d'effet jour de semaine, ce qui est cohérent avec l'hypothèse d'efficience des marchés. Avec une modélisation GARCH(1,1) il observe cependant une volatilité plus élevée les lundis.

La taille est également signalée comme élément de nuance des conclusions de Brusa *et al.* (2005) sur le marché américain sur la période 1988-1998. En effet, ces auteurs remarquent un effet week-end inverse pour les grandes firmes, avec des rentabilités plus élevées le lundi, tandis que l'effet lundi classique (rentabilités plus faibles) persiste pour les entreprises de moindre envergure. Une large revue de littérature est fournie à ce propos par Pettengill (2003). Dans une autre étude, Brusa *et al.* (2003) remarquent que l'effet week-end inversé n'est pas présent sur la période 1988-1995 pour les 8 autres pays qu'ils analysent (dont la France, le Royaume-Uni, le Japon et Hong Kong). Plus récemment, Morey et Rosenberg (2012), dans leur étude du marché

américain sur la période 1966-2007, concluent à une dissipation de l'effet lundi quelle que soit la taille des firmes.

S'agissant des marchés émergents, Chia et Liew (2010) relèvent des rentabilités significativement positives le lundi sur le marché de Bombay sur la période 1998-2008, et des rentabilités négatives le vendredi sur la période 1998-2001. Sur les marchés d'Indonésie, de Singapour et de Malaisie, pour la période 2003-2008, Anwar et Mulyadi (2012) notent des rentabilités anormalement positives le vendredi pour l'Indonésie et la Malaisie, mais pas d'effet lundi. A contrario, Hla *et al.* (2015) observent pour la Malaisie sur la période 1996-2014 un effet lundi (avec rentabilités négatives) et un effet vendredi avec rentabilités positives, significatifs par rapport aux autres jours de la semaine.

Les études des marchés des actions incluant les pays d'Europe de l'Est sont relativement peu nombreuses, et en particulier celles qui leur sont spécifiquement consacrées. Une étude internationale récente incluant 6 de ces pays, parmi 51 en tout, sur plus de 20 années d'observations, est celle de Boubaker *et al.* (2016), dont l'apport majeur est de nature économétrique. Ainsi, les auteurs soulignent que les tests détectant les effets lundi sont sensibles à la distribution sous-jacente des erreurs, qui peuvent entre autres suivre une loi gaussienne, de Student, ou GED (Generalized Error Distribution) qui permet d'inclure les caractéristiques du coefficient d'aplatissement (kurtosis). Il apparaît en effet que les distributions non gaussiennes reflètent mieux la réalité des rentabilités. En outre, après la crise des subprimes de 2008, bien que l'effet lundi ait eu tendance à décroître, les volatilités ont quant à elles augmenté pour ce jour de la semaine. Dans une analyse des différences entre pays riches et pauvres sur la période 1994-2006, Keef *et al.* (2009) concluent que l'effet lundi se réduit au fil du temps mais qu'il reste plus sensible pour les indices des marchés des actions des pays pauvres. La Pologne, la république Tchèque et la Hongrie étant incluses dans le groupe des pays riches, elles n'ont pas fait l'objet d'une observation individuelle. Une autre étude internationale récente a été menée par

Zhang *et al.* (2017), et parmi 25 pays dont 13 émergents, elle inclut la Pologne et la république Tchèque sur la période 1994-2016. Parmi tous les effets calendrier analysés (jour, semaine, mois), l'effet lundi est observé en Pologne avec un test par fenêtres glissantes sur 500, 1000 et 1500 jours de Bourse, mais pour 500 jours seulement en république Tchèque.

2. Méthodologie

Comme cela a été signalé dès 1989 par Connolly, les résultats des analyses empiriques, pour l'effet lundi comme pour bien d'autres anomalies boursières, sont sensibles à la méthode employée. C'est pourquoi nous avons opté pour l'utilisation de plusieurs méthodes en parallèle, chacune ayant déjà montré sa pertinence dans des études antérieures. Nous compléterons cette démarche avec une étude, inédite à notre connaissance, de la significativité à long terme des coefficients obtenus pour les lundis.

2.1. Les données utilisées

Afin de mener une étude aussi exhaustive que possible, nous avons analysé les données des indices boursiers des pays d'Europe centrale et orientale sur la période la plus longue à notre disposition. L'historique a cependant été limité par la date de réouverture de ces Bourses après la période communiste et par le nombre réduit de sociétés cotées pour certains pays (tableau 1). Globalement, et suivant la disponibilité des données, la période d'étude s'étend selon les pays de 13 à 24 ans.

Insérer Tableau 1

Concernant les conditions d'admission des sociétés sur ces différents marchés, on retrouve des seuils d'ouverture du capital, assez voisins d'un pays à l'autre, variant de 15 à 25%, et une capitalisation minimale d'un million d'euros ou davantage (voir annexe 1).

2.2. Les tests réalisés

Plusieurs tests sont réalisés afin de détecter avec pertinence l'existence d'un effet lundi sur les marchés financiers d'Europe centrale et orientale : le test de rentabilité avec variables muettes (2.2.1), le test de dominance stochastique (2.2.2), le test sur la volatilité (2.2.3) et le test de changements structurels (2.2.4).

2.2.1. Test de rentabilité avec variables muettes

La rentabilité quotidienne R_t des indices a été mesurée par le logarithme du rapport de deux cours P de clôture successifs : $R_t = \ln (P_t / P_{t-1}) \times 100$

La première méthode utilisée pour détecter la présence d'un effet lundi a consisté à employer des variables muettes pour chaque jour de la semaine, comme l'ont fait bon nombre d'auteurs, dont récemment Zhang, Lai et Lin (2017).

La rentabilité quotidienne s'exprime alors avec :

$$R_t = \sum_{i=1}^5 (a_i D_{it}) + e_t$$

avec D représentant une variable muette par jour de la semaine et e_t le résidu.

L'écriture développée donne alors :

$$R_t = a_1 L_t + a_2 A_t + a_3 M_t + a_4 J_t + a_5 V_t + e_t \quad (1)$$

avec L , A , M , J et V les variables muettes correspondant à chaque jour de la semaine.

2.2.2. Test de dominance stochastique

Afin de compléter l'étude des valeurs moyennes des rentabilités, nous avons également réalisé une représentation de la fonction de densité de la distribution des rentabilités des lundis, ainsi qu'une représentation de la fonction de répartition des rentabilités des lundis. Ainsi que l'ont

réalisé Cho *et al.* (2007), la comparaison peut alors être faite est les lundis et les autres jours de la semaine avec un test de dominance stochastique (stochastic dominance function ou cumulative dominance function), plus robuste qu'un test de différence de moyenne.

2.2.3. Tests sur la volatilité

Ainsi que l'ont réalisé Morey et Rosenberg (2012) sur le marché américain, Guidi (2010) pour le marché italien, McGowan et Ibrihim (2009) sur le marché russe, il est possible de mettre en relation la rentabilité avec la volatilité, tout en introduisant l'effet jour de semaine. Le modèle GARCH à moyenne (GARCH-M) d'Engle *et al.* (1987) introduit la volatilité comme un déterminant de la rentabilité, tout en permettant de prendre en considération l'effet jour de semaine. Cependant, le modèle GARCH-M est un modèle linéaire qui suppose que l'amplitude du choc, c'est à dire le degré d'importance d'une nouvelle, détermine la volatilité. Les chocs positifs et négatifs de même amplitude ont un impact identique sur la volatilité (variance conditionnelle). Or, la réaction de la volatilité à un choc sur la rentabilité peut être différente selon l'amplitude du choc, mais également selon le signe du choc. L'impact sur la volatilité peut être plus ou moins grand selon que le choc est négatif (mauvaise nouvelle) ou positif (bonne nouvelle), tout en étant de même amplitude. Les modèles non linéaires permettent d'intégrer que le signe des chocs, outre l'ampleur, impactent la volatilité. Ils permettent à de bonnes nouvelles et de mauvaises nouvelles de même amplitude d'avoir un impact différent sur la volatilité. Le modèle non linéaire, GARCH exponentiel (EGARCH)¹, introduit par Nelson (1991), autorise une forme d'asymétrie qui dépend non seulement du signe positif ou négatif du choc, mais aussi de l'amplitude de ce choc. Par ailleurs, le modèle EGARCH présente l'avantage, par rapport au modèle GARCH standard, de ne nécessiter aucune restriction de non négativité sur les paramètres afin de garantir la positivité de la variance conditionnelle. Une autre approche

¹ Exponential General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

permettant de capter l'effet d'asymétrie des perturbations sur la variance conditionnelle a été introduite par Glosten, Jagannathan et Runkle (1993). Il s'agit de la formulation GJR-GARCH qui est en fait un modèle GARCH avec l'ajout d'une variable muette multipliée par le carré du terme d'erreur de la période passée dans l'équation de variance conditionnelle. C'est un modèle à seuil où la variable muette est égale à 1 si le résidu de la période précédente est négatif, et nulle dans le cas contraire. De cette façon, la variance conditionnelle suit deux processus différents selon le signe de termes d'erreur. Selon Andersen, Bollerslev, Christoffersen et Diebold (2005), le modèle GARCH exponentiel (EGARCH) est l'un des modèles d'asymétrie les plus utilisés dans la littérature financière, avec le modèle à seuil GJR-GARCH. Nous avons donc estimé les modèles GARCH-M, EGARCH-M et GJR-GARCH, d'ordre 1 et d'ordre 5, selon trois distributions sous-jacentes pour le terme d'erreur, comme le suggèrent Boubaker *et al.* (2016) : une distribution normale, une distribution de Student, suggérée par Bollerslev (1987), et une distribution GED² proposée par Nelson (1991). Afin de mieux intégrer les queues de distribution épaisses des rentabilités, Nelson (1991) recommande l'utilisation de la distribution GED. Ainsi, pour chaque pays d'Europe centrale et orientale, 18 modèles ont été estimés et 198 modèles ont été comparés pour les onze pays de notre échantillon. Comme Morey et Rosenberg (2012), le choix du meilleur modèle a été réalisé suite à l'analyse des log-vraisemblances c'est-à-dire selon le meilleur niveau d'ajustement.

Au final, le modèle EGARCH-M(1,1), avec un terme d'erreur qui suit soit une distribution de Student, soit une distribution GED, a été celui qui présentait le log-vraisemblance le plus élevé. L'écriture du modèle EGARCH-M(1,1) porte sur le logarithme de la variance conditionnelle du processus considéré.

La rentabilité conditionnelle, R_t , s'exprime alors avec :

² Generalized Error Distribution

$$R_t = \alpha_0 + \mu_1 L_t + \mu_2 M_t + \mu_3 J_t + \mu_4 V_t + \sum_{i=1}^5 \rho_i R_{t-i} + \lambda \sigma_t + e_t \quad (2)$$

Où R_t représente la rentabilité d'un indice boursier et R_{t-i} la rentabilité retardée, σ_t la volatilité des rentabilités, e_t est le terme d'erreur³, et L, M, J et V les variables muettes pour lundi, mardi, jeudi et vendredi.

Et la variance conditionnelle σ_t^2 s'écrit :

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^q (\alpha_i z_{t-i} + \gamma_i (|z_{t-i}| - E|z_{t-i}|)) + \sum_{i=1}^p \beta_i \log(\sigma_{t-i}^2) + \varpi_1 L_t + \varpi_2 M_t + \varpi_3 J_t + \varpi_4 V_t \quad (3)$$

Où, ω est une constante et z_t désigne un bruit blanc faible homoscedastique tel que $E(z_t)=0$ et $\text{Var}(z_t)=\sigma_z^2$. Le paramètre ARCH (α_i) capture l'effet signe et permet de modéliser une asymétrie liée au signe d'un choc : si $\alpha_i > 0$, un choc positif sur la variance conditionnelle (volatilité) à la date $t-i$ se traduira à la date t par une hausse de la variance conditionnelle et inversement pour $\alpha_i < 0$. Généralement, la volatilité des rentabilités a tendance à augmenter à l'annonce de mauvaises nouvelles, et au contraire à s'atténuer suite aux bonnes nouvelles. Le paramètre γ_i capture l'effet taille et permet de prendre en considération une asymétrie liée à l'amplitude d'un choc mesurée par l'écart $|z_t| - E|z_t|$: pour $\gamma > 0$, un choc de forte amplitude aura relativement plus d'effet (en valeur absolue) sur la variance conditionnelle (volatilité) qu'un choc de faible ampleur et inversement pour $\gamma < 0$. Le paramètre GARCH est donné par σ_t^2 qui représente la variance conditionnelle (volatilité).

³ La densité de la loi de Student s'écrit sous la forme : $f(x) = \frac{\Gamma(\frac{\nu+1}{2})}{\sqrt{\beta\nu\pi} \Gamma(\frac{\nu}{2})} \left(1 + \frac{(x-\alpha)^2}{\beta\nu}\right)^{-\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}$ avec α , β et ν représentant les paramètres de localisation, d'échelle et de forme et Γ désigne la fonction gamma d'Euler.

La densité de la loi GED s'écrit sous la forme : $f(x) = \frac{k e^{-0.5|\frac{x-\alpha}{\beta}|^k}}{2^{1+k-1} \beta \Gamma(k-1)}$ avec α , β et k représentant les paramètres de localisation, d'échelle et de forme et Γ désigne la fonction gamma d'Euler.

2.2.4. Test de changements structurels

De même que Olson et *al.* (2015) et Yang et Chen (2014), nous utilisons un test de changements structurels ou tests de ruptures (*break tests*) pour déterminer l'existence d'une rupture significative dans la croissance tendancielle des rentabilités et des volatilités de l'indice boursier, pour chacun des pays d'Europe centrale et orientale. La pierre angulaire pour estimer les ruptures dans les modèles de régression des séries temporelles a été donnée par Bai (1997a, 1997b) et Bai & Perron (1998). Dans ce test, les dates et le nombre de ruptures dans les rentabilités et les volatilités ne sont pas supposés connus *a priori* et sont déterminés de façon endogène par une procédure statistique.

3. Analyse empirique

Après une présentation des statistiques descriptives relatives à chaque marché, nous exposerons les principaux résultats des tests réalisés et les commenterons. Afin de ne pas alourdir le texte, certains tableaux sont présentés en annexe ou sont accessibles sur demande aux auteurs.

3.1. Statistiques descriptives

Afin de fournir les principales caractéristiques des marchés des actions étudiés, le tableau 2 rassemble les statistiques descriptives des rentabilités des cours des 11 indices des pays considérés. Les colonnes 2 et 3 indiquent, respectivement, la date de disponibilité des données sur Factset et le nombre d'observations pour chaque série de rentabilités, sachant que les 11 séries se terminent toutes le 06 juin 2017, date de fin de collecte des données. L'indice slovène est celui qui présente le moins d'observations puisque les données sont disponibles à partir du 01 avril 2006, alors que la série temporelle la plus longue est celle de l'indice polonais qui débute le 01 août 1993, soit 5773 observations.

Insérer Tableau 2

Les rentabilités moyennes quotidiennes des indices boursiers des pays d'Europe centrale et orientale sont positives, excepté pour la Slovénie (-0,0095%), et varient de 0,0059% à 0,0688%. Les rentabilités moyennes de 5 indices boursiers sur 11 sont supérieures à 0,04%, mais elles présentent une volatilité plus importante, notamment supérieure à 1,713 pour la Pologne, 1,606 pour la Roumanie ou 1,424 pour la Lettonie. On remarque que les indices affichant les rentabilités moyennes les moins élevées sont ceux de pays de taille modeste (Slovénie, Slovaquie et Croatie), et que leur écart-type n'est pas plus faible que ceux des autres Bourses. Concernant le coefficient d'asymétrie (*skewness*), il est faiblement négatif pour tous les pays, sauf pour la Hongrie et l'Estonie, qui affichent une valeur légèrement positive. Quant au coefficient d'aplatissement (*kurtosis*), il a tendance à être plus important pour les marchés les plus petits (Slovaquie, Lituanie et Lettonie notamment), signe qu'une liquidité plus faible crée davantage d'incertitude pour les investisseurs, ce qui se traduit par des fluctuations de rentabilité plus marquées.

L'hypothèse de normalité des rentabilités des indices boursiers est significativement rejetée au seuil de 1% par le test de Jarque-Bera, en raison de distributions fortement leptokurtiques. Les résultats obtenus ici sont proches de ceux de Guidi *et al.* (2010) pour le marché italien, de Boubaker *et al.* (2016) obtenus dans leur étude internationale (51 indices dont 5 indices d'Europe centrale et orientale) et de Reboredo *et al.* (2015) lors de leur comparaison entre les marchés financiers d'Europe de l'Ouest et ceux d'Europe centrale (Pologne, Hongrie, République Tchèque et Roumanie).

Plusieurs tests ont été réalisés afin de permettre une comparabilité pertinente des résultats de ces tests avec ceux des études antérieures : le test de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté (ADF), le test de Phillips-Perron, le ratio de variance développé par Lo et MacKinlay (1988) et le test de ratio de variance multiple de Chow et Denning (1993). Le test de Dickey-Fuller et le test de Phillips-Perron, lui-même une adaptation non paramétrique du test de Dickey-Fuller

augmenté, ont pour objet de détecter la non stationnarité d'une série temporelle. Depuis la contribution de Lo et MacKinlay (1988)⁴, le test du « ratio de variance » et ceux qui s'inscrivent dans son prolongement – comme le test multiple de Chow et Denning (1993) – permet de tester la stationnarité des séries, ce qui constitue une condition de la marche au hasard. Ces tests de « ratio de variance » sont devenus les outils privilégiés d'analyse de l'efficience des marchés et ont été grandement utilisés pour toutes les places financières à travers le monde (Boya, 2012). Les résultats de ces tests, pour tous les indices pays de l'Europe centrale et orientale, sont reportés dans les tableaux 3, 4 et 5.

Insérer Tableau 3

Les tests de Dickey-Fuller augmenté (ADF) ont été réalisés avec des retards de 1, 2, 3, 4, 5 et 20 jours. A la lecture des résultats du test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) figurant dans le tableau 3, l'hypothèse de racine unitaire au seuil de 1% est rejetée. Ainsi, les rentabilités des indices des Pays d'Europe centrale et orientale ne suivent pas un processus stationnaire. Ces résultats sont confirmés par les résultats du test de Phillips-Perron⁵. Pour quatre pays d'Europe centrale, Reboredo et *al.* (2015) obtiennent des résultats similaires concernant les tests de Dickey-Fuller augmenté et de Phillips-Perron. Entre outre, cela rejoint ce qui est usuellement observé sur les autres marchés des pays industrialisés, et conduit à un rejet de cette condition de l'efficience des marchés.

Concernant le ratio de variance de Lo et MacKinlay (1988), les statistiques M1 et M2, reportées dans le tableau 4, correspondent respectivement aux tests pour des séries i.d.d. et M2 pour des séries non corrélées avec une hétéroscédasticité possible. Les ratios de variance sont calculés avec des intervalles d'observations de 2, 5 et 10 jours. La valeur critique est de 2,56 au seuil de 1% et de 1,96 au seuil de 5%. Il apparaît clairement que pour tous les marchés, excepté la

⁴ Sous l'hypothèse nulle de marche au hasard, la valeur du ratio de variance est égale à 1.

⁵ Pour le test de Phillips-Perron, les retards sont imposés par le logiciel R.

Slovaquie, l'hypothèse nulle d'une valeur de 1 est rejetée, ce qui montre qu'aucune des séries de rentabilités ne suit une marche au hasard, telle que la requiert l'efficience des marchés, et ceci quels que soient les intervalles d'observations (2 ou 10 jours). Là encore, on constate que la situation des marchés d'Europe de l'Est est similaire à celle des bourses des autres pays industrialisés. La transition économique qu'ont traversée ces pays n'a donc pas eu d'impact durable sur la structure de leurs rentabilités boursières.

Insérer Tableau 4

Chow et Denning (1993) proposent une modification de la procédure du test de Lo et MacKinlay (1988), avec un test de ratio de variance multiple, pour lequel la décision est prise selon la valeur absolue maximale des statistiques CD1 et CD2. Le test statistique CD1 concerne l'hypothèse nulle d'homoscédasticité qui incrémente une marche aléatoire et le test statistique CD2 concerne l'hypothèse nulle d'homoscédasticité qui incrémente une marche aléatoire. La valeur critique pour le test de Chow et Denning (1993) est de 2,9342 au seuil de 1% et de 2,3877 au seuil de 5%. Le tableau 5 résume les résultats du test multiple de Chow et Denning (1993).

Insérer Tableau 5

Selon ce test multiple, lorsque nous considérons simultanément des intervalles d'observations allant à 2 à 10 jours, aucune des séries de rentabilités ne suit une marche au hasard. Ces résultats convergent avec ceux de Guidi (2010) pour le marché italien.

3.2. Principaux résultats

3.2.1. Tests avec variables muettes

Les résultats des régressions multiples relatives à l'équation (1), reportés dans les tableaux 6a et 6b, démontrent l'existence d'un effet lundi significatif uniquement pour trois pays: la Croatie avec un coefficient négatif et significatif au seuil de 5%, suivie de la Bulgarie et la Lettonie mais

avec coefficient négatif et significatif au seuil de 10% pour le lundi et un coefficient positif et significatif pour le vendredi. Nous retrouvons donc ici trois marchés financiers de petite taille, pour lesquels cette anomalie de rentabilité signale une absence d'efficience semi-forte.

Insérer Tableaux 6a et 6b

En outre, l'effet lundi a non seulement disparu, mais il est même inversé pour la Pologne (rentabilités positives au seuil de 10%). Ces résultats confirment ceux de McGowan et Ibrihim (2009) pour le marché russe et de Keef *et al.* (2009) sur un autre ensemble de pays, à savoir une atténuation ou disparition de l'effet lundi pour les marchés les plus développés, et une persistance pour certains pays de plus petite taille. Il convient également de noter qu'il existe un effet vendredi inversé, à savoir des rentabilités plus élevées le vendredi, et ceci significativement aux seuils de 1% pour la Lettonie, la Lituanie et la Slovaquie, de 5% pour la Bulgarie et l'Estonie, et de 10% pour la Hongrie. En cohérence avec ce qui a été précédemment signalé avec le coefficient d'aplatissement dans les statistiques descriptives, les pays de petite taille ont davantage tendance à afficher de fortes variations de rentabilités moyennes d'un jour de semaine à l'autre. Enfin, les résultats du test d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan, pour chaque indice pays, ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus, excepté pour la Pologne.

3.2.2. Test de dominance stochastique

Afin de mettre en évidence l'effet lundi observé sur certains marchés boursiers d'Europe centrale et orientale, deux représentations graphiques ont été réalisées pour chaque indice : la première traduit la distribution de probabilité des rentabilités du lundi par rapport aux autres jours de la semaine et la seconde, la probabilité cumulée du lundi par rapport aux autres jours. Outre ces représentations graphiques, le tableau 7 présente les résultats de la dominance stochastique au premier ordre selon l'algorithme de Vinod (2004).

Insérer graphiques 1 à 4 et tableau 7

Suite à l'analyse des résultats du tableau 7 et des représentations graphiques, notamment celles de la Croatie et la Lettonie à titre d'exemple, graphiques 1 à 4, l'effet lundi est particulièrement visible pour la Bulgarie, la Croatie, l'Estonie, la Lettonie, la Lituanie, la Roumanie puisque les rentabilités du lundi sont dominées par celles des autres jours de la semaine. En revanche, les rentabilités du lundi dominent celles du mardi pour la Pologne ($sd_1 = -0.0452$) et la Slovénie ($sd_1 = -0.094$), celles du mercredi pour la Hongrie ($sd_1 = -0.0268$), celles du jeudi pour la Slovénie ($sd_1 = -0.0641$), et celles du vendredi pour la République Tchèque ($sd_1 = -0.0288$) et la Slovaquie ($sd_1 = -0.1854$).

3.2.3. Tests sur la volatilité

Les équations (2) et (3) ont été estimées avec un modèle de type GARCH (p,q), incluant des modèles tels que GARCH-M, EGARCH-M et GJR-GARCH, avec pour chacun d'entre eux, une distribution sous-jacente normale, de Student ou GED. En effet, Boubaker et al. (2016) montrent que les tests détectant les effets lundi sont sensibles à la distribution sous-jacente des erreurs. L'intérêt est ici d'incorporer la variance conditionnelle comme variable explicative dans l'équation du rendement excédentaire, en vue de connaître l'impact de la volatilité sur le rendement excédentaire conditionnel. Dit autrement, la variance conditionnelle du rendement a la possibilité de changer pour chaque jour de la semaine en modélisant la variance conditionnelle dans l'équation du rendement excédentaire, ce qui permet de détecter la présence d'un effet jour de semaine dans la volatilité, notamment un effet lundi. Selon l'analyse des log-vraisemblance, le modèle EGARCH-M(1,1)⁶ avec une distribution de Student ou GED, est celui qui donne les

⁶ Selon Nelson (1991), le modèle EGARCH présente l'avantage, par rapport au modèle GARCH standard, de ne plus imposer de restrictions de positivité sur des paramètres. En outre, il est caractérisé par une spécification asymétrique des perturbations, ce qui permet à de bonnes nouvelles et de mauvaises nouvelles d'avoir un impact différent sur la volatilité.

estimations les plus pertinentes pour étudier la relation entre le rendement excédentaire conditionnel et la variance conditionnelle des indices boursiers des marchés d'Europe centrale et orientale. On peut donc rejeter la configuration d'une distribution gaussienne des résidus dans ces modèles. Morey et Rosenberg (2012) obtiennent également des niveaux de log vraisemblance plus élevés pour le modèle EGARCH sur le marché américain.

Les estimations d'un effet lundi et des volatilités boursières obtenues avec le modèle EGARCH-M(1,1). A la lecture des résultats de l'équation du rendement excédentaire, reportés dans le tableau 8, un effet lundi est confirmé pour tous les pays d'Europe centrale et orientale, excepté pour la République Tchèque. Les coefficients sont négatifs et significatifs au seuil de 1% pour la Bulgarie ($\mu_{\text{Lundi}} = -0,09807$), la Croatie ($\mu_{\text{Lundi}} = -0,186200$), l'Estonie ($\mu_{\text{Lundi}} = -0,060894$), la Lettonie ($\mu_{\text{Lundi}} = -0,149003$), la Lituanie ($\mu_{\text{Lundi}} = -0,100621$) et la Slovénie ($\mu_{\text{Lundi}} = -0,136350$), et significatifs au seuil de 5% et 10% respectivement pour la Roumanie ($\mu_{\text{Lundi}} = -0,092938$) et la Hongrie ($\mu_{\text{Lundi}} = -0,065920$). Par contre, un effet week-end inversé est présent pour la Pologne ($\mu_{\text{Lundi}} = 0,090957$) et la Slovaquie ($\mu_{\text{Lundi}} = 0,038758$) puisque les coefficients positifs et significatifs indiquent des rentabilités plus élevées le lundi. Cet effet lundi a déjà été observé précédemment avec le test de dominance stochastique, pour la Bulgarie, la Croatie, l'Estonie, la Lettonie, la Lituanie, la Roumanie, de même avec l'effet week-end inversé pour la Slovaquie.

Insérer Tableau 8

En outre, les coefficients de l'écart-type conditionnel λ de l'équation du rendement (risque) sont négatifs et significatifs au seuil de 1% pour la Hongrie ($\lambda = -0,168516$), la Lettonie ($\lambda = -0,054128$), la Pologne ($\lambda = -0,080345$), la République Tchèque ($\lambda = -0,180924$) et la Slovaquie ($\lambda = -0,003144$) et au seuil de 5% pour la Bulgarie ($\lambda = -0,04540$) et la Slovénie ($\lambda = -0,085743$). Ainsi, un accroissement de la volatilité diminuerait le rendement conditionnel et donc l'effet lundi. Selon Berument et Dogan (2012), une accumulation de mauvaises nouvelles économiques le week-end

tendrait à réduire les rentabilités des lundis. Au contraire, les coefficients positifs de l'écart-type conditionnel λ dans l'équation du rendement excédentaire, pour l'Estonie ($\lambda=0,024111$) et la Lituanie ($\lambda=0,018227$), suggèrent qu'un accroissement de la volatilité augmenterait l'effet lundi, mais ces coefficients ne sont pas significatifs. L'effet lundi est totalement absent pour la République Tchèque, ce qui nous conduit à penser que l'effet volatilité significatif et négatif ($\lambda=-0,180924$), observé dans l'équation du rendement conditionnel, serait généré par d'autres facteurs qu'un effet jour de semaine. La volatilité la plus élevée, dans l'équation de la variance conditionnelle, est observée uniquement le lundi pour la Roumanie ($\varpi_{\text{Lundi}} = 0,128283$, significatif au seuil de 10%), mais cette volatilité du lundi ne semble avoir aucun effet dans l'équation du rendement conditionnel ($\lambda = -0,013028$ non significatif). Les volatilités les plus faibles, dans l'équation de la variance conditionnelle, apparaissent essentiellement le lundi ($\varpi_{\text{Lundi}} = -0,222616$), le jeudi ($\varpi_{\text{Jeudi}} = -0,228595$) et le vendredi ($\varpi_{\text{Vendredi}} = -0,237856$) pour la Croatie, mais génèrent finalement une absence de significativité de l'écart-type conditionnel ($\lambda = -0,008341$) dans l'équation du rendement. Seule la faible volatilité du mardi, observée pour la Lettonie ($\varpi_{\text{Mardi}} = -0,117018$) dans l'équation de la variance conditionnelle, pourrait avoir un effet significatif sur l'écart-type conditionnel λ de l'équation du rendement (risque). En d'autres termes, un faible accroissement de la volatilité le mardi, sur le marché boursier letton, diminuerait le rendement conditionnel ($\lambda=-0,054128$, significatif au seuil de 1%) et donc l'effet lundi ($\mu_{\text{Lundi}} = -0,149003$). Ainsi, comparativement aux observations sur les régressions multiples appliquées aux rentabilités seules, l'inclusion des volatilités fait apparaître une spécificité plus marquée des lundis. On peut donc en conclure que ces résultats apportent la preuve d'un effet lundi dans les équations du rendement excédentaire pour la majorité des pays de l'Europe centrale et orientale, atténué ou accentué par l'écart-type conditionnel.

Si l'on s'intéresse à présent à l'analyse des résidus des modèles, on peut voir dans le tableau 9 les résultats des tests de Ljung-Box. Ils sont calculés pour les résidus normalisés, avec des retards de 1, 7 et 9 jours et les tests du Multiplicateur de Lagrange ARCH sont réalisés⁷ avec des retards de 3, 5 et 7 jours. Les résultats des tests de Ljung-Box pondéré indiquent pour tous les pays la présence d'autocorrélation positive, mais non significative, parmi les résidus.

Insérer Tableau 9

En outre, les résultats des tests du Multiplicateur de Lagrange ARCH, insérés dans le tableau 9, traduisent l'absence de preuves d'effets ARCH résiduels. Le calibrage de nos modèles apparaît donc comme suffisamment complet avec ce type de décalage temporel. Sachant que 5 jours de Bourse de décalage correspondent à une semaine de cotation, il n'est pas surprenant que des décalages dépassant 10 jours (soit deux semaines de cotation) soient non significatifs, car ils impliqueraient un processus à mémoire assez longue.

3.2.4. Tests de changements structurels

Pour une application de tests de changements structurels, le programme « Breakpoints » du logiciel R met en œuvre l'algorithme présenté par Bai et Perron (2003) pour l'estimation simultanée de points de ruptures multiples. Les résultats des tests réalisés sur les rentabilités et volatilités des indices boursiers sur la période associée à chaque pays d'Europe centrale et orientale sont reportés dans le tableau 10, mais pour des raisons pratiques, nous avons choisi de ne retenir comme significative sur la période qu'une seule date de rupture. La moyenne des rentabilités et des volatilités quotidiennes des indices, a été déterminées, avant et après la principale date de rupture.

Insérer Tableau 10

⁷ Le test ARCH-LM pondéré est un test de portemanteau avec l'hypothèse nulle d'un processus ARCH ajusté de façon adéquate. Le test de Ljung-Box appliqué sur les résidus standardisés, est un autre test de portemanteau avec l'hypothèse nulle d'un ajustement ARMA (Fisher et Gallagher, 2012).

Les résultats des tests de changements structurels dans les rentabilités et les volatilités des indices boursiers conduisent à rejeter l'hypothèse de stabilité structurelle. En effet, tous les pays d'Europe centrale et orientale ont connu au moins un changement structurel au cours de la période étudiée. On peut constater que les rentabilités quotidiennes de 6 indices boursiers sur 11 ont subi un changement structurel durant l'année 2007, très probablement généré par la crise financière des *subprimes*. Pour les autres pays, le break le plus notable s'est situé à une autre date, sans que cela n'implique une absence d'influence de la crise financière de 2007-2008, mais suggère un effet de contagion plus faible. Nous n'avons pas trouvé d'événements politiques ou économiques majeurs qui expliquent précisément les dates de changements structurels pour la Slovaquie en 1999 (les statistiques économiques étant peu nombreuses auparavant dans ce nouveau pays), la Lituanie en 2005 (si ce n'est la fin d'une tendance de moyen terme à une forte hausse du PIB) et la Roumanie en 2006.

Les indices boursiers de la Pologne et de la République Tchèque subissent des changements structurels majeurs au cours des mêmes années, en 2007 pour les rentabilités et en 2000 pour les volatilités, ce qui tend à confirmer les résultats de Reboredo *et al.* (2015) quant à une dépendance positive très forte entre les marchés financiers polonais et tchèque. Les élections présidentielles de 1999 en Slovaquie, de 2009 en Bulgarie, de juillet 2011 en Estonie et août 2011 en Lettonie, semblent avoir eu un impact non négligeable sur les marchés financiers. Pour la Slovaquie et la Bulgarie, la moyenne des rentabilités est devenue positive et la moyenne des volatilités des indices boursiers a diminué de près de 30 %, signe de plus de stabilité sur les marchés financiers slovaque et bulgare. Pour la Lettonie, la moyenne des volatilités chute de plus de 40%. Concernant l'Estonie, la baisse de la volatilité de plus de 30% dès février 2012, est probablement la conséquence de deux événements majeurs, l'élection présidentielle d'août 2011 et l'adoption de l'euro en janvier 2011. En fin d'année 2011, la volatilité sur le marché financier Lituanien est au plus haut, suite à l'annonce par la Banque Centrale de la liquidation de la

quatrième banque lituanienne Snoras pour fraudes et détournements de fonds en fin d'année 2011. Suite à cet évènement, la volatilité du marché lituanien a, en moyenne, été divisée par deux. Le marché financier polonais, considéré comme le marché financier le plus actif en termes de volumes de transactions de l'Europe centrale et orientale, a connu une forte rupture de volatilité en 2000, certainement suite à l'éclatement de la bulle internet en avril 2000. Les résultats des tests de changements structurels ont donné d'autres dates de ruptures de rentabilités et de volatilités, d'une importance moindre, mais dont les causes évènementielles ne peuvent pas toutes être énumérées.

Conclusion

Afin d'analyser l'existence d'un effet lundi sur les marchés des actions de 11 pays d'Europe de l'Est, nous avons étudié plusieurs types de tests, relatifs à la rentabilité, la dominance stochastique, la volatilité et les changements structurels. Les résultats des différents tests réalisés montrent l'existence d'un effet lundi sur la plupart des marchés boursiers étudiés, au travers de rentabilités plus faibles. Un effet week-end inversé est en outre à signaler pour la Slovaquie et la république Tchèque. Ces résultats obtenus sont robustes du fait de la variété des modèles utilisés, linéaires et non linéaires. Ils peuvent être utilisés par les investisseurs pour prévoir les tendances boursières en exploitant les anomalies calendaires et pour maximiser les rentabilités de leurs portefeuilles. Les implications de ces conclusions sont donc directes en termes de gestion d'actifs et de stratégie d'investissement en actions.

Nos résultats ayant montré des différences selon les pays considérés, et donc selon leur taille, une piste de recherche future intéressante sera d'étudier l'existence d'un effet taille au sein des sociétés cotées à l'intérieur de chacun de ces marchés.

Bibliographie

Abraham A., Ikenberry D.L., (1994), "The individual investor and the weekend effect", *Journal of financial and quantitative analysis*, vol.29, p.263-277.

Alt R., Fortin I., Weinberger S., (2011), "The Monday effect revisited: an alternative testing approach", *Journal of empirical finance*, vol.18, p.447-460.

Andersen, T. G., Bollerslev, T., Christoffersen, P. F., & Diebold, F. X, (2005), "Volatility forecasting", Goethe University Frankfurt, Center for Financial Studies (CFS) Working Paper, No. 2005/08,

Anwar Y., Mulyadi M.S., (2012), "Analysis of calendar effects: day-of-the-week effects in Indonesia, Singapore, and Malaysia stock markets", *African journal of business and management*, vol.6-11, p.3880-3887.

Bai J., (1997a), "Estimating Multiple Breaks One at a Time", *Econometric Theory*, 13, 315-352.

Bai J., (1997b), "Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models", *Review of Economics and Statistics*, 79, 551-563.

Bai J., Perron P., (1998), "Estimating and Testing Linear Models With Multiple Structural Changes", *Econometrica*, 66, 47-78.

Bai J. et Perron P., (2003), "Computation and Analysis of Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 18, pp. 1-22

Berument H., Dogan N., (2012), "Stock market return and volatility: day-of-the-week effect", *Journal of economics and finance*, vol.36, p.282-302.

Bollerslev t., (1987), "A Conditionally heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return", *The Review of Economics and Statistics*, vol.69, p.542-547.

Boubaker S., Essaddam N., Nguyen D.K., Saadi S., (2016), "On the robustness of week-day effect to error distributional assumption: international evidence", *Journal of international financial markets, institutions and money*, vol.47, p.114-130.

Boya, C., (2012), « Information & efficience?: 40 ans de recherche », *Innovations*, vol.39, p 191-224

Brusa J., Liu P., Schulman C., (2003), "The 'reverse' weekend effect: the US market versus international markets", *International review of financial analysis*, vol.12, p.267-286.

Brusa J., Liu P., Schulman C., (2005), "Weekend effect, 'reverse' weekend effect, and investor trading activities", *Journal of business finance and accounting*, vol.32-7, p.1495-1517.

Chang E.C., Pinegar J.M., Ravichandran R., (1993), "International evidence on the robustness of the day-of-the-week effect", *Journal of financial and quantitative analysis*, vol.28, p.497-513.

Chia R.C.J., Liew V.K.S., (2010), "Evidence on the day-of-the-week effect and asymmetric behavior in the Bombay Stock Exchange", *The IUP Journal of applied finance*, vol.16-6, p.17-29.

Cho Y.H., Linton O., Whang Y.J., (2007), "Are the Monday effects in stock returns: a stochastic dominance approach", *Journal of empirical finance*, vol.14, p.736-755.

Chow, K. V., & Denning, K. C., (1993), A simple multiple variance ratio test. *Journal of Econometrics*, vol.58, p.385–401.

Connolly R.A., (1989), "An examination of the robustness of the week-end effect", *Journal of financial and quantitative analysis*, vol.24-2, p.133-169.

- Cross F., (1973), "The behavior of stock price on Fridays and Mondays", *Financial analyst journal*, vol.29, p.67-69.
- Dicle M.F., Levendis J.D., (2014), "The day-of-the-week effect revisited: international evidence", *Journal of economics and finance*, vol.38, p.407-437.
- Doyle J.R., Chen C.H., (2009), "The wandering weekday effect in major stock markets", *Journal of banking and finance*, vol.33, p.1388-1399.
- Dubois M., Louvet P., (1996), "The day-of-the-week effect: the international evidence", *Journal of banking and finance*, vol.20, p.1463-1484.
- Engle R.F., Lilien D.M., Robins R.P., (1987), "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure : The Arch-M Model", *Econometrica*, vol.55, p.391-407.
- Fama, E.F., (1970), Efficient capital markets: a review of theory and empirical work, *Journal of Finance*, Vol.25, p.383-417.
- Fisher, T. J., Gallagher, C. M., (2012), "New Weighted Portmanteau Statistics for Time Series Goodness of Fit Testing". *Journal of the American Statistical Association*, 107(498), 777–787.
- French K.R., (1980), "Stock returns and the weekend effect", *Journal of financial economics*, vol.8, p.55-69.
- Gibbons M.R., Hess P., (1981), "Day of the week effects and the asset returns", *Journal of business*, vol.54, p.579-596.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E., (1993), "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks". *The Journal of Finance*, 48(5), 1779.
- Guidi F., (2010), "Day-of-the-week effect and market efficiency in the Italian stock market: an empirical analysis", *The IUP Journal of applied finance*, vol.16-2, p.5-32.
- Hla D.T., Gunathilaka C., Isa A.H.M., (2015), "Day-of-the-week effect: an enduring anomaly in bursa malaysia", *The IUP Journal of applied finance*, vol.21-4, p.38-50.

- Kamara A., (1997), "New evidence on the Monday seasonal in stock returns", *Journal of business*, vol.70-1, p.63-84.
- Keef S.P., Khaled M., Zhu H., (2009), "The dynamics of the Monday effect in international stock indices", *International review of financial analysis*, vol.18, p.125-133.
- Keim D.B., Stambaugh R.F., (1984), "A further investigation of the weekend effect in stock returns", *The journal of finance*, vol.39-3, p.819-835.
- Kiyamaz H., Berument H., (2003), "The day of the week effect on stock market volatility and volume; international evidence", *Review of financial economics*, vol.12, p.363-380.
- Levy T, Yagil J., (2012), "The week-of-the-year effect: evidence from around the globe", *Journal of banking and finance*, vol.36, p.1963-1974.
- Lo, A.W., and MacKinlay, A.C. (1988): "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test," *The Review of Financial Studies*, 1, p.41-66.
- Marquering W., Nisser J., Valla T., (2006), "Disappearing anomalies: a dynamic analysis of the persistence of anomalies", *Applied financial economics*, vol.16, p.291-302.
- McGowan Jr, C. B., Ibrihim, I., (2009), "An analysis of the day-of-the-week effect in the Russian stock market", *International Business & Economics Research Journal (IBER)*, vol.8, p.25-30.
- Morey M.R., Rosenberg M., (2012), "Using annual panel data to examine the Monday effect", *The journal of applied business research*, vol.28-4, p.595-604.
- Nelson D.B., (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: a New Approach", *Econometrica*, vol. 59, p.347-370.
- Olson D., Mossman C., Chou N.T., (2015), "The evolution of the weekend effect in US markets", *The quarterly review of economics and finance*, vol.58, p.56-63.
- Pettengill G.N., (2003), "A survey of the Monday effect literature", *Quarterly journal of business and economics*, vol.42, p.3-27.

Reboredo, J. C., Tiwari, A. K., & Albulescu, C. T., (2015), “An analysis of dependence between Central and Eastern European stock markets”, *Economic Systems*, 39, p.474–490.

Vinod, H.D., (2004), “Ranking mutual funds using unconventional utility theory and stochastic dominance”, *Journal of Empirical Finance*, 11(3), 353-377.

Yang, K., & Chen, L., (2014), “Realized Volatility Forecast: Structural Breaks, Long Memory, Asymmetry, and Day-of-the-Week Effect: Realized Volatility Forecast”. *International Review of Finance*, 14(3), 345–392.

Zhang J., Lai Y., Lin J., (2017), “The day-of-the-week effects of stock markets in different countries”, *Finance research letters*, vol.20, p.47-62.

Annexes

Annexe 1 – Conditions d’entrée sur les marchés des actions, outre l’approbation des documents d’information par les autorités locales de marché

Pays	Ouverture minimale du capital de la firme	Capitalisation boursière minimale (en millions d’euros)
Bulgarie	25% et cinq années	/
Croatie	15%	1
Estonie	25%	Aucune pour le 2 nd compartiment du marché, et pas d’insolvabilité durant les deux dernières années
Hongrie	25% ou 500 actionnaires,	20 (pour le 1 ^{er} compartiment du marché)
Lettonie	25%	Aucune pour le 2 nd compartiment du marché, et pas d’insolvabilité durant les deux dernières années
Lituanie	25%	Aucune pour le 2 nd compartiment du marché, et pas d’insolvabilité durant les deux dernières années
Pologne	15%	1
Rép.Tchèq	25%	1 et trois années d’ancienneté au moins

Roumanie	25% et au moins 2000	8 millions et les deux années précédentes
Slovaquie	/	3 millions et aucune insolvabilité durant les trois dernières années
Slovénie	25% ou conditions de capitalisation	Valeur comptable des fonds propres d'au moins 2 millions d'euros ou capitalisation d'au moins 4

Source données boursières : sites des Bourses locales

Tableau 1 – Indicateurs financiers des marchés d'actions analysés

Pays	Année de création/réouverture ⁸		Période testée	Firmes cotées dans l'indice	Capitalisation (Mds USD) 2017	Indice principal
Bulgarie	1918	1991	03/2005 - 06/2017	15	5,6	SOFIX
Croatie	1991	1991	11/1997 - 06/2017	25	32	CROBEX
Estonie	1994	1994	01/2000 - 06/2017	15	2	OMX Tallin
Hongrie	1864	1990	06/2004 - 06/2017	15	23	BUMIX
Lettonie	1993	1993	01/2000 - 06/2017	20	3	OMX Riga
Lituanie	1991	1991	01/2000 - 06/2017	30	3	OMX Vilnius
Pologne	1817	1991	08/1993 - 06/2017	30	153	WIG30
Rép.Tchèque	1871	1993	06/1996 - 06/2017	15	54	PX-GLOB
Roumanie	1882	1995	01/2000 - 06/2017	10	42	BET
Slovaquie	1991	1991	06/1994 - 06/2017	7	2	SAX
Slovénie	1924	1989	04/2006 - 06/2017	11	6	SBITOP

Source données boursières : Factset, World federation of exchanges, BCE et sites des Bourses locales

Tableau 2 : Statistiques descriptives des rentabilités des cours de clôture des indices boursiers des pays d'Europe Centrale et Orientale

Pays	Début de période	N	Moyenne	Min	Max	Ecart-type	Skewness	Kurtosis	J.B.Test	p-value
------	------------------	---	---------	-----	-----	------------	----------	----------	----------	---------

⁸ Année de réouverture après la chute du régime communiste

Bulgarie	01/03/2005	3005	0,0219	-11,3599	7,2924	1,2001	-0,9160	13,7384	14 859	0,0000
Croatie	01/11/1997	4657	0,0105	-11,0924	17,4715	1,5086	-0,0167	16,9791	37 919	0,0000
Estonie	01/01/2000	4368	0,0474	-7,0459	12,0945	1,0869	0,1104	12,3703	15 989	0,0000
Hongrie	01/06/2004	3247	0,0219	-9,4493	12,0071	1,1037	0,1326	16,2841	23 884	0,0000
Lettonie	01/01/2000	4328	0,0484	-14,7052	11,5963	1,4246	-0,4147	19,5819	49 709	0,0000
Lituanie	01/01/2000	4303	0,0414	-11,9378	11,0015	1,0257	-0,5297	24,1261	80 221	0,0000
Pologne	01/08/1993	5773	0,0415	-18,5996	15,3442	1,7130	-0,4468	13,2561	25 494	0,0000
R. Tchèque	01/06/1996	5176	0,0123	-15,6811	11,0226	1,2583	-0,5969	16,7320	40 975	0,0000
Roumanie	01/01/2000	4270	0,0688	-13,1168	14,5765	1,6061	-0,3246	12,5722	16 377	0,0000
Slovaquie	01/06/1994	4660	0,0059	-28,0833	13,0759	1,4902	-1,7802	39,4879	260 970	0,0000
Slovénie	01/04/2006	2752	-0,0095	-11,0058	8,3584	1,1506	-0,6814	12,5144	10 593	0,0000

Tableau 3 : Tests de racine unitaire et Tests de stationnarité sur les rentabilités par pays

Tests de Dickey-Fuller augmenté								Tests de Phillips-Perron	
Bulgarie (BG40)	Retards	1	2	3	4	5	20	Retard	9
	Stat. t	-32,763	-26,95	-22,711	-20,794	-18,891	-8,988	Stat. t	-49,747
	Prob. 1%	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	Prob. 1%	0,0000
Croatie (CROBEX)	Retards	1	2	3	4	5	20	Retard	10
	Stat. t	-45,054	-37,317	-32,432	-29,652	-28,388	-12,826	Stat. t	-65,106
	Prob. 1%	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	Prob. 1%	0,0000
Estonie (OMX Tallin)	Retards	1	2	3	4	5	20	Retard	10
	Stat. t	-41,524	-34,468	-30,126	-26,392	-24,039	-12,952	Stat. t	-58,372
	Prob. 1%	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	Prob. 1%	0,0000
Hongrie (BMIX)	Retards	1	2	3	4	5	20	Retard	9
	Stat. t	-40,034	-31,88	-26,026	-22,656	-21,843	-10,956	Stat. t	-54,626
	Prob. 1%	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	Prob. 1%	0,0000
Lettonie (OMX Riga)	Retards	1	2	3	4	5	20	Retard	10
	Stat. t	-41,105	-34,695	-32,795	-29,939	-28,26	-14,497	Stat. t	-63,841
	Prob. 1%	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	Prob. 1%	0,0000
Lituanie (OMX Vilnius)	Retards	1	2	3	4	5	20	Retard	10
	Stat. t	-41,206	-33,74	-28,987	-26,678	-23,237	-11,1	Stat. t	-58,684
	Prob. 1%	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	Prob. 1%	0,0000
Pologne (WIG30)	Retards	1	2	3	4	5	20	Retard	11
	Stat. t	-51,166	-42,245	-35,061	-31,534	-29,541	-15,868	Stat. t	-64,497
	Prob. 1%	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	Prob. 1%	0,0000
Rep. Tchèque (PX-GLOB)	Retards	1	2	3	4	5	20	Retard	10
	Stat. t	-51,01	-42,175	-35,222	-31,464	-28,677	-14,208	Stat. t	-66,829
	Prob. 1%	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	Prob. 1%	0,0000
Roumanie (BET)	Retards	1	2	3	4	5	20	Retard	10
	Stat. t	-44,341	-37,499	-32,278	-27,936	-25,888	-11,98	Stat. t	-58,667
	Prob. 1%	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	Prob. 1%	0,0000
Slovaquie (SAX)	Retards	1	2	3	4	5	20	Retard	10
	Stat. t	-47,986	-39,769	-32,953	-28,438	-25,818	-13,67	Stat. t	72,371
	Prob. 1%	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	Prob. 1%	0,0000
Slovénie	Retards	1	2	3	4	5	20	Retard	9

(SBITOP)	Stat. t	-36,315	-30,121	-26,516	-23,451	-21,336	-9,2736	Stat. t	-45,799
	Prob. 1%	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	Prob. 1%	0,0000

Tableau 4 : Ratios de Variance de Lo et MacKinlay (1988)

Retards	2		5		10	
Statistiques	M1	M2	M1	M2	M1	M2
Bulgarie	7,0256***	2,7995***	10,7103***	4,3289***	12,0307***	5,1240***
Croatie	3,0515***	1,1997	4,0863***	1,6852	2,8406***	1,2329
Estonie	9,3818***	5,0577***	10,0469***	5,7141***	10,6679***	6,4469***
Hongrie	2,6237***	1,3729	2,6612***	1,4027	3,7270***	2,0017**
Lettonie	2,0208**	0,6656	4,9722***	1,7371	2,3354**	0,8679
Lituanie	8,9659***	2,8520***	10,4492***	3,5601***	12,0571***	4,4831***
Pologne	12,2713***	5,2215***	8,6154***	3,7993***	7,1311***	3,2770***
R. Tchèque	5,2021***	2,0493**	2,3034**	0,9060	2,1849**	0,8933
Roumanie	6,9698***	3,2746***	4,0689***	2,0565**	3,6590***	2,0225**
Slovaquie	-6,6798	-4,3899	-4,1966	-2,9747	-2,2867	-1,6316
Slovénie	5,2048***	2,0502**	2,3038**	0,9061	2,1855**	0,8935

Tableau 5 : Ratios de Variance Multiple de Chow et Denning (1993)

Retards 2, 5 et 10		
Statistiques	CD1	CD2
Bulgarie	12,0307***	5,1240***
Croatie	4,0863***	1,6852
Estonie	10,6679***	6,4469***
Hongrie	3,7270***	2,0017
Lettonie	4,9722***	1,7371
Lituanie	5,2020***	2,0493
Pologne	12,2713***	5,2215***
R. Tchèque	5,2020***	2,0493
Roumanie	6,9698***	3,2746***
Slovaquie	6,6798***	4,3899***
Slovénie	6,7561***	3,0296***

Tableau 6a : Régression multiple pour déterminer un effet lundi dans les pays d'Europe centrale et orientale

	Rentabilités ($R_{i,t}$)				
	Bulgarie	Croatie	Estonie	Hongrie	Lettonie
N	3005	4657	4368	3247	4328
R ²	0,0045	0,0016	0,0028	0,0014	0,0042
R ² ajusté	0,0029	0,0005	0,0016	-0,0001	0,003
Stat F	2,734**	1,466	2,408**	0,935	3,632***
Lundi	-0,084* (-1,686)	-0,115** (-2,171)	0,0042 (0,114)	-0,030 (-0,678)	-0,093* (-1,891)
Mardi	-0,112** (-2,301)	0,028 (0,572)	0,028 (0,776)	0,047 (1,085)	0,026 (0,534)

Mercredi	0,0417 (0,865)	0,051 (1,058)	0,079** (2,184)	0,012 (0,284)	0,065 (1,358)
Jeudi	0,004 (0,087)	0,019 (0,392)	0,036 (0,985)	0,004 (0,098)	0,115** (2,377)
Vendredi	0,108** (2,186)	0,049 (1,008)	0,087** (2,384)	0,075* (1,716)	0,127*** (2,608)
Test de Breusch-Pagan	5,1894 (0,268)	5,5436 (0,236)	5,0687 (0,280)	7,5794 (0,108)	2,6374 (0,620)

***, ** et *, respectivement significatif au seuil de 1%, 5% et 10%.

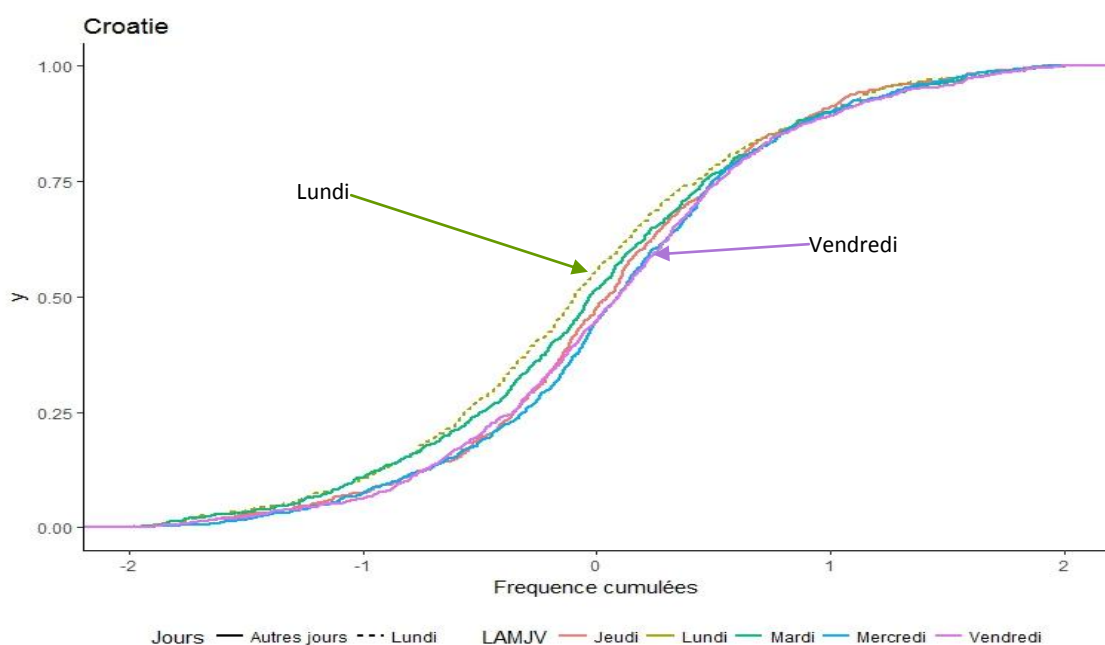
Tableau 6b : Régression multiple pour déterminer un effet lundi dans les pays d'Europe centrale et orientale

	Rentabilités ($R_{i,t}$)					
	Lituanie	Pologne	R. Tchèque	Roumanie	Slovaquie	Slovénie
N	4303	5773	5176	4270	4660	2752
R ²	0,0036	0,0016	0,0004	0,0034	0,0006	0,0069
R ² ajusté	0,0025	0,0008	-0,0005	0,0022	-0,0005	0,0051
Stat F	3,132***	1,878*	0,4628	2,877**	0,5133	3,835***
Lundi	-0,028 (0,792)	0,120** (2,362)	-0,002 (-0,050)	-0,008 (-0,146)	-0,033 (-0,649)	-0,099 (-1,993)
Mardi	0,004 (0,129)	-0,016 (-0,332)	-0,008 (-0,216)	0,038 (0,696)	-0,010 (-0,215)	-0,133*** (-2,750)
Mercredi	0,058* (1,667)	-0,011 (-0,214)	0,026 (0,667)	0,064 (1,177)	-0,009 (-0,195)	0,022 (0,460)

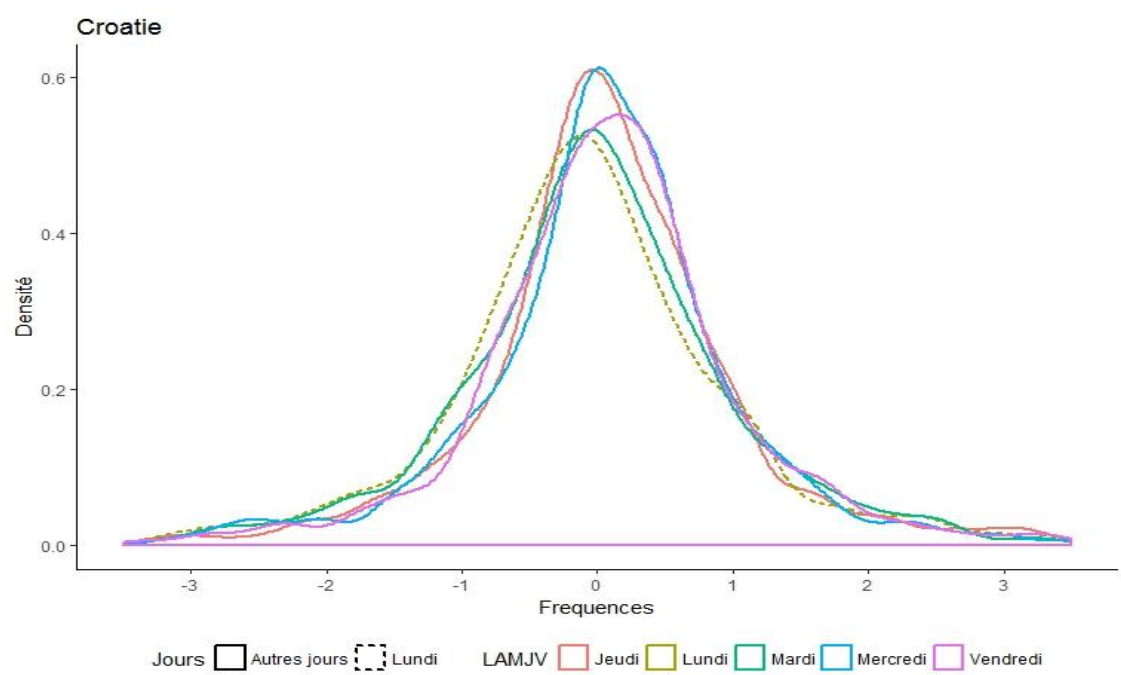
Jeudi	0,074** (2,127)	0,093* (1,851)	0,052 (1,338)	0,183*** (3,336)	0,011 (0,236)	0,033 (0,681)
Vendredi	0,098*** (2,777)	0,025 (0,477)	-0,007 (-0,171)	0,064 (1,168)	0,069 (1,416)	0,130*** (2,639)
Test de Breusch-Pagan	5,6855 (0,2239)	28,283*** (0,000)	1,9687 (0,742)	5,288 (0,259)	6,364 (0,174)	2,3745 (0,6672)

***, ** et *, respectivement significatif au seuil de 1%, 5% et 10%.

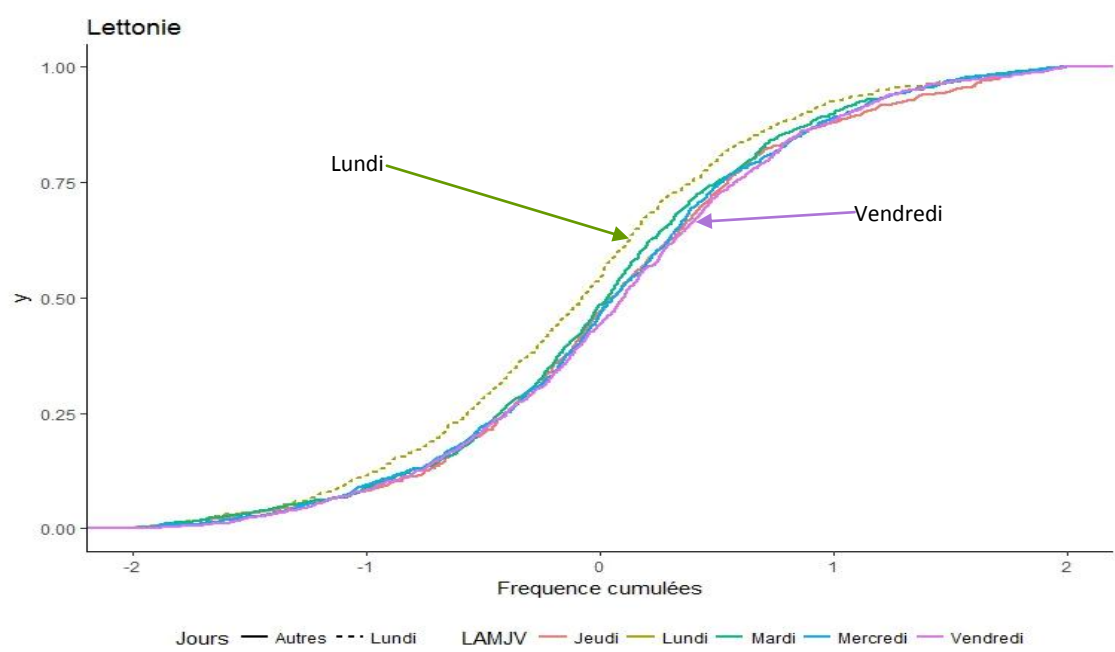
Graphique 1 : Fonctions de distribution cumulatives pour les jours de la semaine : exemple de la Croatie



Graphique 2 : Distribution de probabilité des rentabilités des jours de la semaine : exemple de la Croatie



Graphique 3 : Fonctions de distribution cumulatives pour les jours de la semaine : exemple de la Lettonie



Graphique 4 : Distribution de probabilité des rentabilités des jours de la semaine : exemple de la Lettonie

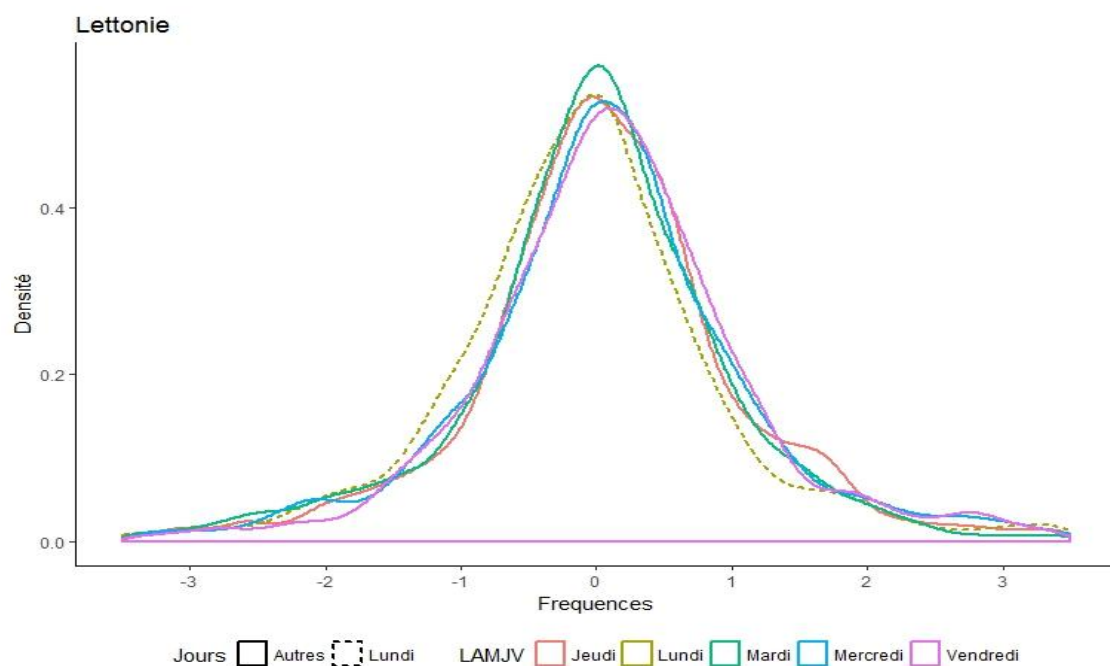


Tableau 7 : Dominance stochastique d'ordre 1

Pays	N	Mardi	Mercredi	Jeudi	Vendredi
Bulgarie	578	0,0900	0,0815	0,0898	0,1008
Croatie	808	0,0972	0,0321	0,098	0,0525
Estonie	864	0,1363	0,1441	0,1325	0,1341
Hongrie	620	0,0759	-0,0268	0,0316	0,0991
Lettonie	850	0,1072	0,111	0,1455	0,1218
Lituanie	842	0,1525	0,1576	0,1479	0,1668
Pologne	1133	-0,0452	0,0537	0,0715	0,0637
R. Tchèque	1003	0,0963	0,1043	0,1125	-0,0288

Roumanie	824	0,0855	0,0622	0,0861	0,0384
Slovaquie	887	0,0505	0,0528	0,0156	-0,1854
Slovénie	530	-0,094	0,0484	-0,0641	0,0954

N correspondant au nombre de paires de jours analysées entre les lundis et chacun des autres jours de la semaine.

Tableau 8 : Détermination de l'existence d'un effet lundi avec le modèle EGARCH-M (1,1)

Equations du Rendement excédentaire conditionnel

Pays	Bulgarie	Croatie	Estonie	Hongrie	Lettonie	Lituanie	Pologne	R.Tchèque	Roumanie	Slovaquie	Slovenie
Distribution	GED	Student	Student	Student	Student	Student	GED	Student	Student	GED	Student
α_0	0.11279*** (2,9609)	0.090113 (1.45290)	0.024545** (2.001737)	0.207759*** (4,360956)	0.111065*** (7.10310)	0.059457 (0,529116)	0.119695*** (3.181250)	0.239638*** (7.75523)	0.111553*** (5.068410)	0.020051*** (14.51053)	0.138814*** (4.880135)
λ	-0.04540** (-1,7943)	-0.008341 (-0.40073)	0.024111 (1.585443)	- (-2,751831)	0.168516*** (-4,11954)	-0,054128*** (0,103834)	-0.080345*** (-2.634414)	- (-4.61219)	0.180924*** (-0.947475)	-0.013028 (-5.14548)	0.003144*** (-2.115756)
μ_{Lundi}	-0,09807*** (-5,0772)	-0.186200*** (-4.99294)	-0.060894*** (-2.868426)	-0.065920* (-1,703679)	-0.149003*** (-4,88095)	-0.100621*** (-3,521066)	0.090957** (2.068753)	-0.001808 (-0.25343)	-0.092938** (-2.378072)	0.038758*** (4.97511)	-0.136350*** (-3.723702)
μ_{Mardi}	-0.104817*** (-3.957500)	-0.082093** (-2.07127)	-0.000358 (-0.015369)	0.007096 (0.187395)	-0.026283 (-1,02936)	-0.066368*** (-2,722295)	-0.001508 (-0.033559)	-0.035430 (-1.00417)	-0.040088 (-1.104458)	-0.001538** (-2.23713)	-0.130360*** (-2.990230)
μ_{Jeudi}	-0.058006* (-1.787689)	-0.025537 (-0.23443)	0.000605 (0.024433)	-0.000156 (-0.004469)	0.017917* (1,78793)	0.020720 (0.88889)	0.047138 (1.063161)	-0.010128 (-0.30394)	-0.003326 (-0.363207)	0.074847*** (16.60465)	-0.005705 (-0.138477)
μ_{Vendredi}	0.012749 (-0.475866)	-0.022352 (-0.57342)	0.043842*** (2.780474)	0.036613 (0.988856)	0.066270** (2,28471)	0.022883 (0,835799)	0.022972 (0.529253)	-0.011282 (-0.32000)	0.009707 (0.268032)	0.020673*** (5.88881)	0.055365 (1.315797)
$\rho_{\text{Returmt-1}}$	0.093114*** (5.410293)	0.057927*** (3.44717)	0.096164*** (5.506239)	- (-2,919172)	0.045388*** (-8,30433)	-0.115167*** (3,848991)	0.083564*** (7.193555)	0.092631*** (5.10893)	0.068540*** (6.309121)	0.087475*** (-21.15767)	0.140161*** (8.070871)

***, ** et *, respectivement significatif au seuil de 1%, 5% et 10%.

L'équation du Rendement excédentaire conditionnel est $R_t = \alpha_0 + \mu_1 L_t + \mu_2 M_t + \mu_3 J_t + \mu_4 V_t + \sum_{i=1}^5 \rho_i R_{t-i} + \lambda \sigma_t + e_t$, Où R_t représente la rentabilité d'un indice boursier et R_{t-i} la rentabilité retardée, σ_t la volatilité des rentabilités, e_t est le terme d'erreur, et L, M, J et V les variables muettes pour lundi, mardi, jeudi et vendredi.

Tableau 8 (suite) : Détermination de l'existence d'un effet lundi avec le modèle EGARCH-M (1,1)

Equations de la Variance conditionnelle

ω (intercept)	0.000509 (0.006089)	0.129786** (2.15663)	-0.107129 (-1.460929)	0.096787 (0,932908)	0.042344* (1,76793)	0.001643 (0,022498)	0.027682 (0.407629)	-0.009081 (-0.63708)	0.002214 (0.058471)	0.041570** (2.02186)	0.070064 (0.768887)
α	0.006032 (0.289390)	0.018120 (1.61535)	0.015519 (1.102586)	0.036022** (2,322068)	-0.052444*** (-3,18645)	0.034870 (1,465003)	0.045199*** (4.829691)	0.054098*** (4.86284)	0.028517* (1.876951)	0.041812*** (2.78512)	0.043902** (2.035681)
β	0.934074*** (74,081008)	0.986559*** (867.08445)	0.975661*** (170.446899)	0.960634*** (102,425775)	0.958475*** (111,08120)	0.953706*** (75,712170)	0.987358*** (1058.04207)	0.970356*** (175.70304)	0.961092*** (102.029819)	0.958673*** (54.92750)	0.926489*** (55.366847)
γ	0.451806*** (11.242751)	0.221367*** (10,78424)	0.294160*** (9.896779)	0.242273*** (8.347861)	0.330488*** (10,32137)	0.363042*** (8,149801)	0.177199*** (11.730214)	0.246263*** (12.49768)	0.366381*** (9.696449)	0.226047*** (5.54994)	0.369007*** (8.642577)
ϖ_{Lundi}	0.029673 (0.252216)	-0.222616 *** (-3.07837)	0.119981 (1.180693)	-0.047880 (-0,362895)	0.098892 (1,49490)	-0.100665 (-0.947343)	-0.032527 (-0.661030)	-0.025109 (-0.65158)	0.128283* (1.649440)	-0.020618 (-0.37782)	-0.086696 (-0.696872)
ϖ_{Mardi}	0.039940 (0.279987)	0.034841 (0.33274)	0.184606 (1.450764)	-0.198821 (-1,186712)	-0.117018* (-1,69242)	0.059908 (0.479263)	0.011604 (0.160089)	0.036763 (0.87066)	0.087809 (1.059885)	-0.063673 (-1.31601)	-0.011605 (-0.076214)
ϖ_{Jeudi}	0.082078 (0.562135)	-0.228595** (-2.33954)	0.207215* (1.657962)	-0.117270 (-676771)	-0.045121 (-0,83478)	-0,015775 (-0,128145)	0.047804 (0.609192)	0.052802 (1.09585)	0.045474 (0.549993)	-0.093086 (-1.61449)	-0.160089 (-1.027616)
ϖ_{Vendredi}	-0.225704 (-1.938672)	-0.237856*** (-2.74174)	-0.000117 (-0.001153)	-0.141445 (-1,084431)	-0.087279 (-1,165108)	-0.053537 (-0.517812)	-0.135790 (-1.416864)	-0.012952 (-0.29261)	-0.177087** (-2.250710)	0.092421 (1.55472)	-0.119606 (-0.977939)
ϕ_{Shape}	1.266257*** (28.608749)	4.428274*** (14.37574)	4.527127*** (13.629118)	5,118954*** (10,982843)	3,817220*** (15,76808)	4,054690*** (14,642288)	1.471756*** (38.009391)	8.346387*** (9.39948)	5.516538*** (11.625795)	0.806904*** (38.90327)	5.908447*** (8.720252)

***, ** et *, respectivement significatif au seuil de 1%, 5% et 10%.

L'équation de la variance conditionnelle σ_t^2 est : $\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^q (\alpha_i z_{t-i} + \gamma_i (|z_{t-i}| - E|z_{t-i}|)) + \sum_{i=1}^p \beta_i \log(\sigma_{t-i}^2) + \varpi_1 L_t + \varpi_2 M + \varpi_3 J_t + \varpi_4 V_t$

où, ω est une constante et z_t désigne un bruit blanc faible homoscedastique tel que $E(z_t)=0$ et $\text{Var}(z_t)=\sigma_z^2$. Le paramètre ARCH (α_i) capture l'effet signe et permet de modéliser une asymétrie liée au signe d'un choc. Le paramètre γ_i capture l'effet taille et permet de prendre en considération une asymétrie liée à l'amplitude d'un choc mesurée par l'écart $|z_t| - E|z_t|$. Le paramètre GARCH est donné par σ_t^2 qui représente la variance conditionnelle (volatilité).

Tableau 9 : Tests de Ljung-Box pondéré et Tests du Multiplicateur de Lagrange ARCH pondéré pour différents retards

Retards	LB(1)	LB(7)	LB(9)	ARCH(3)	ARCH(5)	ARCH(7)
Bulgarie	1,464 (0,226)	1,504 (0,360)	4,447 (0,203)	3,024* (0,082)	5,447* (0,081)	5,915 (0,147)
Croatie	3,296* (0,069)	3,336 (0,114)	3,827 (0,276)	4,03** (0,044)	4,995 (0,103)	6,374 (0,118)
Estonie	0,652 (0,419)	2,846 (0,154)	5,391 (0,124)	1,009 (0,315)	2,576 (0,357)	3,886 (0,363)
Hongrie	1,350 (0,242)	1,355 (0,392)	3,865 (0,271)	0,011 (0,917)	0,322 (0,934)	0,399 (0,986)
Lettonie	0,018 (-0,892)	0,888 (-0,536)	2,113 (-0,592)	0,059 (-0,808)	1,469 (-0,601)	15,263*** (0,001)
Lituanie	2,711 (-0,099)	3,299 (-0,116)	5,460 (-0,12)	0,910 (-0,340)	3,442 (-0,232)	3,861 (0,367)
Pologne	0,200 (-0,654)	4,878** (-0,044)	8,633** (-0,020)	1,463 (-0,226)	4,492 (-0,134)	5,299 (0,196)
R. Tchèque	0,774 (-0,379)	1,116 (-0,462)	1,994 (-0,619)	0,006 (-0,94)	2,998 (-0,290)	4,090 (0,334)
Roumanie	1,539 (-0,215)	1,738 (-0,31)	3,250 (-0,363)	0,651 (-0,419)	2,401 (-0,389)	3,041 (0,506)
Slovaquie	1,923 (-0,165)	2,273 (-0,221)	4,401 (-0,208)	2,184 (-0,139)	4,551 (-0,130)	6,213 (0,127)
Slovénie	2,132 (-0,144)	7,176** (-0,011)	11,499*** (-0,004)	3,564** (-0,059)	4,332 (-0,146)	5,168 (0,208)

***, ** et *, respectivement significatif au seuil de 1%, 5% et 10%.

Tableau 10 : Tests sur les breaks de rentabilité et de volatilité (changements de structure)

Pays	Période	N	Date du break de rentabilité de l'indice	Moyenne des rentabilités		Date du break de volatilité de l'indice	Moyenne des volatilités	
				Avant	Après		Avant	Après
Bulgarie	03/2005-06/2017	3005	25-févr.-09	-0,1238	0,0468	20-nov.-09	0,9256	0,5867
Croatie	11/1997-06/2017	4657	17-oct.-07	0,0674	-0,0463	22-janv.-01	1,7349	0,7542
Estonie	01/2000-06/2017	4368	8-févr.-07	0,112	0,0029	23-févr.-12	0,7597	0,4398
Hongrie	06/2004-06/2017	3247	2-oct.-07	0,114	-0,0206	8-mai-12	0,8651	0,5607
Lettonie	01/2000-06/2017	4328	12-janv.-06	0,1279	0,0062	18-août-11	1,0192	0,6733
Lituanie	01/2000-06/2017	4303	6-oct.-05	0,1169	0,0038	5-déc.-11	0,7000	0,3529
Pologne	08/1993-06/2017	5773	10-juil.-07	0,0761	-0,0046	19-juin-00	1,5242	0,8875
R. Tchèque	06/1996-06/2017	5176	31-oct.-07	0,0442	-0,0251	11-févr.-00	0,5806	0,8749
Roumanie	01/2000-06/2017	4270	9-févr.-06	0,2032	0,0008	2-nov.-11	1,1764	0,5744
Slovaquie	06/1994-06/2017	4660	23-avr.-99	-0,1294	0,0378	26-oct.-00	1,3059	0,9131
Slovénie	04/2006-06/2017	2752	27-déc.-07	0,2177	-0,0500	2-juil.-09	0,9177	0,6321