



COMMISSION
DE RÉGULATION
DE L'ÉNERGIE

ÉTUDE

SEPTEMBRE 2021

Étude sur la sensibilité du prix de gros de l'électricité aux publications d'informations relatives aux indisponibilités des moyens de production en France

CONTENU

INTRODUCTION.....	3
1. REVUE DE LA LITTERATURE EXISTANTE AUTOUR DE LA PROBLEMATIQUE ETUDIEE.....	4
2. METHODOLOGIE ET PERIMETRE DE L'ETUDE.....	5
3. DESCRIPTION DE L'ENSEMBLE DE DONNEES SOUS-JACENTES DE L'ETUDE.....	5
3.1 VARIABLE EXPLIQUEE.....	5
3.2 PROPRIETES STATISTIQUES DES PRIX.....	7
3.2.1. Statistiques des niveaux de prix	7
3.2.2. Statistiques des écarts de prix.....	10
3.3 VARIABLES EXPLICATIVES PHYSIQUES	15
3.4 STATIONNARITE DES VARIABLES	16
3.5 CORRELATION DES VARIABLES	17
4. REGRESSIONS UTILISEES.....	18
4.1 MODELE LINEAIRE ROBUSTE (MLR)	18
4.2 REGRESSION QUANTILE	19
4.3 REGRESSION PAR LES MOINDRES CARRES ORDINAIRES (MCO)	20
5. RESULTATS DE L'ETUDE.....	20
5.1 RESULTATS DE LA REGRESSION MLR POUR TOUTES LES INDISPONIBILITES SANS DISTINCTION PAR NATURE DE L'ENERGIE	20
5.2 RESULTATS DE LA REGRESSION QUANTILE	23
5.3 RESULTATS DE LA REGRESSION MLR AVEC UNE DISTINCTION DES INDISPONIBILITES PAR NATURE DE L'ENERGIE.....	24
5.4 RESULTATS DE LA REGRESSION PAR MCO	25
6. CONCLUSION.....	30
BIBLIOGRAPHIE	32

INTRODUCTION

En application de l'article 4(1) du règlement (UE) n° 1227/2011 du Parlement européen et du Conseil du 25 octobre 2011 concernant l'intégrité et la transparence du marché de gros de l'énergie (« REMIT » ci-après) les acteurs du marché sont tenus de rendre publiques les informations privilégiées qu'ils détiennent. Cet article dispose en effet que :

« Les acteurs du marché divulguent publiquement, effectivement et en temps utile, une information privilégiée qu'ils détiennent concernant une entreprise ou des installations que l'acteur du marché concerné, ou son entreprise mère ou une entreprise liée, possède ou dirige ou dont ledit acteur ou ladite entreprise, est responsable, pour ce qui est des questions opérationnelles, en tout ou en partie. Cette divulgation contient des éléments concernant la capacité et l'utilisation des installations de production, de stockage, de consommation ou de transport d'électricité ou de gaz naturel ou des informations relatives à la capacité et à l'utilisation des installations de GNL, y compris l'indisponibilité prévue ou imprévue desdites installations [...] »

En application de ces dispositions, la divulgation doit être effectuée publiquement, effectivement et en temps utile. Elle doit être faite d'une manière simultanée, intégrale et efficace. Les orientations de l'ACER¹ sur REMIT² fournissent des précisions s'agissant des modalités de publication de l'information privilégiée.

Pour qualifier une information de privilégiée, en premier lieu, il faut déterminer si l'élément en cause constitue une « information » au sens de l'article 2(1) du règlement REMIT. En deuxième lieu, lorsqu'il est déterminé que l'élément en cause constitue une « information » au sens du règlement REMIT, il faut déterminer si l'information concernée remplit les quatre critères de la définition de l'information privilégiée, mentionnés à l'article 2(1) de REMIT, ces critères étant cumulatifs. Le règlement REMIT, dans son article 2(1), définit une information privilégiée comme étant :

« une information de nature précise qui n'a pas été rendue publique, qui concerne, directement ou indirectement, un ou plusieurs produits énergétiques de gros et qui, si elle était rendue publique, serait susceptible d'influencer de façon sensible les prix de ces produits énergétiques de gros ».

Notamment, en application de l'article 4(1) du règlement REMIT, doivent être publiées les indisponibilités des installations de production lorsque ces informations sont qualifiées de privilégiées aux termes de l'article 2(1) du règlement REMIT.

Dans ce contexte, l'attention de la CRE s'est portée en 2019 sur la gestion de l'information privilégiée par les entreprises disposant à la fois d'activités de production d'électricité et de négoce³. Il a été constaté que les acteurs utilisent des critères établis en interne, notamment relatifs à la puissance minimale des indisponibilités, pour qualifier l'information comme privilégiée.

Dans la continuité des analyses entamées en 2019, la CRE s'est focalisée sur l'un des quatre critères de qualification de l'information privilégiée, à savoir l'évaluation de l'effet potentiel et sensible sur le prix des produits énergétiques de gros. A ce titre, la direction de la surveillance des marchés de gros de la CRE a réalisé la présente étude concernant la sensibilité des prix des marchés court-termes de l'électricité français aux publications des informations relatives aux indisponibilités des moyens de production en France. Les données utilisées dans le cadre de cette étude sont des données de RTE et d'EPEX SPOT concernant la période allant du 1^{er} janvier 2015 au 31 décembre 2020.

La méthodologie retenue par la CRE n'est pas exclusive d'autres méthodologies de détermination de la sensibilité du prix de marché de l'électricité aux publications relatives aux indisponibilités des moyens de production en France, sur la période considérée. Les résultats de l'étude doivent donc être considérés comme résultants des choix méthodologiques propres à cette dernière et non exhaustifs d'autres approches.

Dans le but de contribuer à la transparence des marchés de gros, la CRE a souhaité publier cette étude afin de participer à la compréhension par un large public de certains aspects relatifs à la formation du prix de gros ainsi que d'illustrer la manière dont les jeux de données publiques peuvent être valorisés. Des études similaires ont été menées sur les marchés allemand et scandinave (Hagemann, 2015; Lazarczyk, 2015; Lazarczyk, 2016; Valitov & Maier, 2020). Les chercheurs et professionnels peuvent désormais bénéficier d'estimations sur la sensibilité des prix infra-journaliers de l'électricité aux indisponibilités.

¹ L'Agence de coopération des régulateurs de l'énergie. En anglais *Agency for the Cooperation of Energy Regulators* ou ACER.

² La 6^{ème} version des orientations de l'ACER en vigueur en date du 22 juillet 2021 est consultable ici : https://documents.acer-remit.eu/wp-content/uploads/ACER_Guidance_on_REMIT_application_6th_Edition_Final.pdf

³ Voir la Section 1, §1.2 du rapport de surveillance des marchés de gros d'électricité et du gaz naturel portant sur l'année 2019 : <https://www.cre.fr/Actualites/le-rapport-de-surveillance-des-marches-de-gros-de-l-electricite-et-du-gaz-naturel-en-2019>

L'étude commence par une revue de la littérature existante pour expliquer le schéma théorique dans lequel l'étude menée s'inscrit (Section 1). Ensuite, sont exposés la méthodologie choisie et le périmètre de l'étude (Section 2), l'analyse des données utilisées (Section 3) et les régressions retenues (Section 4). Enfin, les résultats obtenus sont présentés et mis en perspective (Sections 5 et 6).

1. REVUE DE LA LITTÉRATURE EXISTANTE AUTOUR DE LA PROBLÉMATIQUE ÉTUDIÉE

La revue de la littérature existante fait apparaître que l'estimation de l'effet des publications des indisponibilités des moyens de production d'électricité sur les prix des marchés de gros se repose souvent sur les principes du concept théorique de la prime de risque, qui reflète l'espérance du gain à détenir un produit de gros jusqu'à échéance donnée. Ex-post, la prime de risque se mesure comme la différence entre la valeur finale et la valeur antérieure du prix d'un produit de gros pour une période de livraison donnée.

La plupart des études consultées par la CRE se basent sur les principes énoncés dans l'étude sur la prime de risque par Bessembinder et Lemmon (2002), qui ont élaboré un modèle théorique d'équilibre avec des entreprises procédant à une maximisation moyenne-variance de leurs profits, pour estimer la prime de risque sur les marchés à terme de l'électricité aux États-Unis (« **modèle BL** » ci-après). Pour un produit à terme, la prime de risque est la différence entre le prix au comptant anticipé pour une période de livraison donnée et le prix à terme.

Le produit *day-ahead* pouvant être assimilé, dans certaines limites, à un produit à terme d'une maturité égale à une journée. En partant de ce postulat, notamment, Longstaff & Wang (2004) ont appliqué le modèle BL au marché d'électricité de gros Pennsylvania-New Jersey - Maryland en évaluant la prime de risque court terme calculée comme la différence entre le prix infra-journalier et le prix *day-ahead*. Le calcul de la prime de risque de court terme est appliqué pour chaque heure de la journée correspondant à un produit (équivalent à une période de livraison donnée) sur le marché de gros. La même méthode a été appliquée pour l'analyse des primes de risque sur le marché de gros de l'électricité allemand (Viehmann, 2011; Valitov, 2019).

Plusieurs chercheurs se sont par la suite inspirés du modèle BL en transposant le concept de la prime de risque court terme pour un produit considéré afin d'étudier les effets des publications des indisponibilités des moyens de production d'électricité. Une telle méthode apparaît notamment intéressante pour deux raisons. Premièrement, étant donné la proximité du moment où les acteurs du marché doivent se rééquilibrer, une publication d'une indisponibilité constitue un choc inattendu qui apporte une nouvelle information par rapport au moment de l'enchère *day-ahead* ce qui est susceptible de modifier le comportement des acteurs et par conséquent le prix infra-journalier. Deuxièmement, cela permet de se focaliser sur les variations des informations à disposition des acteurs du marché et évite de recourir à un développement d'un modèle de *pricing* fondamental du prix, ce qui constituerait une tâche plus complexe.

A ce titre, pour ce qui concerne plus précisément l'analyse des publications des indisponibilités, quatre études se distinguent en particulier. L'analyse des effets des publications des indisponibilités fortuites sur les primes de risques à court terme a été menée sur le marché de gros allemand (Hagemann, 2015; Valitov & Maier, 2020) et sur le marché nordique de la plateforme Nord Pool (Lazarczyk, 2015; Lazarczyk, 2016).

Lazarczyk (2016) analyse en détail entre 2006 et 2009 l'effet du nombre de publications d'indisponibilités fortuites selon le type de filière de production concernée et le volume manquant en raison des indisponibilités fortuites pour une heure de livraison donnée sur la prime de risque court terme en contrôlant avec les variables proposées dans le modèle BL et en y ajoutant d'autres variables de contrôle. Ses résultats montrent une hausse du prix infra-journalier par rapport au prix *day-ahead* avec le nombre de publications et le volume manquant surtout en heure de pointe. A cette période de la journée, l'indisponibilité des filières marginales pousse plus fortement le prix infra-journalier à la hausse.

Les études allemandes se différencient en étudiant le volume manquant. Hagemann (2015) montre un effet plus important des publications d'indisponibilités fortuites en pointe ainsi qu'en hors pointe sur le marché de gros allemand de 2010 à 2011. Valitov & Maier (2020), à l'instar de Lazarczyk (2015), étudie l'effet des indisponibilités fortuites avant et après leur publication. Valitov & Maier (2020) ne trouvent pas de différence entre la pointe et hors pointe sur le marché de gros allemand de 2014 à 2016. Par contre, ils trouvent que les volumes manquants ont un effet plus important sur les prix avant qu'ils soient publiés. Ce qui n'est pas le cas pour Lazarczyk (2015) qui estime un effet moins grand et faiblement significatif des messages d'indisponibilité avant leur publication.

2. METHODOLOGIE ET PERIMETRE DE L'ÉTUDE

Une perte de disponibilité de production entraîne mécaniquement une baisse de l'offre d'électricité. Par ailleurs, si le producteur est déjà engagé par un contrat *day-ahead* ou à terme, et toutes choses égales par ailleurs, il doit compenser cette indisponibilité par un achat supplémentaire, augmentant ainsi la demande de l'électricité. Il est ainsi attendu, en théorie, qu'une hausse des indisponibilités de production entraîne une hausse du prix infra-journalier par rapport au prix *day-ahead*.

Eu égard à cette observation, dans le cadre de son étude, la CRE retient une méthode d'analyse similaire à celle retrouvée dans la littérature sur le sujet (Hagemann, 2015; Lazarczyk, 2015; Lazarczyk, 2016; Valitov & Maier, 2020) qui se focalise ainsi sur l'appréciation de l'impact d'une publication relative à l'indisponibilité d'une centrale de production en France sur la prime de risque court terme (écart entre le prix infra-journalier et le prix *day-ahead*) pour chaque produit horaire concerné, en faisant une régression linéaire.

Les coefficients de la régression linéaire mesurent la sensibilité de la variable expliquée⁴ (prime de risque court terme) à la variable explicative (publication des indisponibilités) sous l'hypothèse de linéarité des relations. Cette dernière permet de recréer comment la variable expliquée varie en fonction d'une valeur donnée de la variable explicative en la multipliant par le coefficient. Ainsi, à 1 GW supplémentaire d'indisponibilité annoncée, l'étude estime la sensibilité en euros de l'écart entre prix infra-journalier et prix *day-ahead*.

Par différence aux études consultées, l'approche choisie par la CRE considère la variation journalière du volume total indisponible annoncée par les publications, quel que soit leur motif : indisponibilité fortuite ou planifiée. Sont ainsi considérées les publications des nouvelles indisponibilités apparues ou les publications de la variation des indisponibilités déjà annoncées, pendant une période restreinte, pour chaque produit horaire, à la période allant de la clôture de l'enchère *day-ahead* et le moment de la dernière transaction effectuée sur le marché infra-journalier (cf. Section 3.3).

Afin de pouvoir estimer l'effet de la variation journalière de puissance indisponible selon les publications, toutes choses égales par ailleurs, et à l'instar de la littérature sur le sujet (Lazarczyk, 2015; Lazarczyk, 2016; Valitov & Maier, 2020), d'autres variables explicatives (appelées « variables de contrôle ») sont incluses dans les régressions faites dans l'étude.

La présente étude analyse la période allant de janvier 2015 à décembre 2020.

L'étude se repose sur trois méthodes de régression : le modèle linéaire robuste, la régression quantile et la régression par les moindres carrés ordinaires. Elles sont détaillées dans la Section 4 après la description de l'ensemble de données sous-jacentes à des différentes variables de régression (Section 3).

3. DESCRIPTION DE L'ENSEMBLE DE DONNEES SOUS-JACENTES DE L'ÉTUDE

Cette section présente le jeu de données sous-jacentes aux différentes variables de régression et ses caractéristiques qualitatives et quantitatives sous forme de statistiques descriptives. Les moments des séries temporelles permettent de situer les ordres de grandeur des variables. La stationnarité des variables, sous forme d'absence de racine unitaire⁵, est aussi vérifiée pour voir si elles peuvent être utilisées dans une régression. Enfin, les corrélations révèlent les liaisons entre les variables et permettent de comprendre si les variables varient dans un sens similaire ou opposé permettant d'identifier des relations causales attendues.

3.1 VARIABLE EXPLIQUÉE

La variable expliquée correspond à la prime de risque court terme calculée comme un écart entre le prix infra-journalier et le prix *day-ahead* d'électricité français. Pour chaque journée pour chaque produit horaire, les indices de prix *day-ahead* et les indices de prix infra-journalier, exprimés en €/MWh, sont pris en compte. Ces données proviennent d'EPEX SPOT.

Prix *day-ahead*

Le marché *day-ahead* est organisé par un système d'enchères tenues en France par les bourses d'électricité EPEX SPOT et Nord Pool apparant une fois par jour les courbes d'offre et de demande, fixant ainsi les prix de

⁴ Appelée aussi variable dépendante.

⁵ La présence d'une racine unitaire indique une tendance stochastique c'est-à-dire que chaque choc aléatoire impulse une nouvelle tendance sur la série étudiée.

l'énergie uniques pour chaque produit horaire avec livraison le lendemain. Ce processus de fixation des prix sur un marché J-1 présente les caractéristiques principales suivantes :

- les produits concernés sont les produits horaires qui peuvent être connectés entre eux au moyen de produits dits « blocs » afin notamment de mieux représenter les contraintes du parc de production ;
- les enchères à l'aveugle tous les jours, fermeture du guichet de dépôt des offres à 12h00 ;
- la fixation du prix pour chaque heure du lendemain sur le prix marginal ;
- publication du résultat de fixation du prix à 12h45⁶ pour tous les marchés couplés ;
- l'algorithme de couplage calcule le prix de marché pour chaque unité de marché ainsi que les allocations de capacité pour chaque frontière en optimisant le « surplus collectif » dégagé par les transactions qui peuvent être réalisées à ces prix de marché ;
- pour une heure donnée et une zone de marché, l'ensemble des transactions sont effectuées au même prix : cette fixation « uniforme » du prix est un élément fondamental du marché européen de l'électricité, qui rend la résolution de l'algorithme de couplage plus difficile en présence d'offres « complexes » comme les offres blocs ou les offres exclusives ;
- l'algorithme réalise ainsi chaque jour une optimisation portant sur des centaines de milliers d'offres pour la journée du lendemain, en une dizaine de minutes environ ;
- l'objectif de ce marché est de pouvoir assurer avec une meilleure prévision possible l'équilibre entre offre et demande pour toutes les heures de la journée du lendemain ;
- le plafond de prix : -500 €/MWh et +3000 €/MWh.

Aux fins de la présente étude, les séries journalières des 24 prix *day-ahead* correspondant à chaque produit horaire à livraison le lendemain sont prises en compte. Le prix *day-ahead*, pour une livraison à heure h et vendu la veille d'un jour t , soit le jour $t - 1$, est noté $DAP_{h,t-1}$.

Prix infra-journalier

Le marché infra-journalier est continu. Il peut avoir lieu sur les plateformes organisées par EPEX SPOT et Nord Pool et possède les principales caractéristiques suivantes :

- les produits échangés sont les produits horaires ou demi-horaires et peuvent être aussi reliés par des ordres blocs comme sur le marché *day-ahead* ;
- les ordres sont traités jusqu'à 5 minutes avant la livraison physique ;
- dès que deux ordres sont compatibles, une transaction est exécutée ;
- l'objectif de ce marché est le rééquilibrage des acteurs après les marchés *day-ahead* en tenant compte de l'évolution la plus récente de la conjoncture du marché ;
- l'intervalle du plafond du prix est beaucoup plus haut que sur le marché *day-ahead* : +/-9999 €/MWh.

Plusieurs indices du prix infra-journalier existent. A des fins de l'étude, 5 différentes séries de prix infra-journaliers observés sur la bourse d'électricité EPEX SPOT pour une livraison à heure h et un jour t sont retenues :

- l'indice prix d'EPEX SPOT ($ID_{h,t}^{ES}$) qui est le prix moyen pondéré par les volumes des transactions, et en l'absence de transaction, le prix est calculé par modélisation,
- le prix moyen pondéré ($ID_{h,t}^{MP}$) par les volumes des transactions,
- le dernier prix ($ID_{h,t}^{DP}$) qui est le prix de la dernière transaction,
- le prix minimum ($ID_{h,t}^{MI}$) parmi toutes les transactions,
- le prix maximum ($ID_{h,t}^{MA}$) de toutes les transactions.

⁶ 26 May 2021: Starting with 17 June 2021 new operational timings to be applied for daily market coupling process, [Communication Note](#), SDAC

3.2 PROPRIÉTÉS STATISTIQUES DES PRIX

Dans un premier temps sont présentées les données brutes qui sont les niveaux de prix. Dans un second temps, sont calculés les écarts entre prix infra-journaliers et prix *day-ahead* qui sont la mesure de la prime de risque. C'est sur ces valeurs que les régressions sont effectuées.

3.2.1. Statistiques des niveaux de prix

Les prix de gros sont volatils et asymétriques comme il est possible de le voir dans le Tableau 1. Les coefficients d'asymétrie sont positifs pour le prix *day-ahead* et les différents indices de prix infra-journalier.

Tableau 1 : Statistiques descriptives des prix de gros français de l'électricité (2015-2020)

	Occurrences ⁷	Moyenne	Ecart-type	min	25%	50%	75%	max
$DAP_{h,t-1}$	52604	40,33	19,03	-75,82	28,92	38,51	49,68	874,01
$ID_{h,t}^{ES}$	52485	40,8	20,46	-95,12	28,77	38,72	50,27	979,51
$ID_{h,t}^{MP}$	52468	40,8	20,46	-95,12	28,77	38,72	50,27	979,51
$ID_{h,t}^{DP}$	52468	40,68	22,23	-228,89	28	38,5	50	1110
$ID_{h,t}^{MI}$	52468	34,92	18,18	-228,89	24,3	34	44,79	700
$ID_{h,t}^{MA}$	52468	47,08	27,25	-66,5	33	43,75	56	1600

Cette asymétrie positive est cohérente avec la littérature. Notamment, Bessembinder et Lemon (2002, pp. 1349-1350) l'expliquent par les raisons suivantes :

« L'asymétrie positive des prix de gros de l'électricité est attribuable à la non-stockabilité de l'électricité. Le prix à terme de l'électricité à l'équilibre est combiné à la convexité de la courbe d'offre de l'industrie. Lorsque la demande d'électricité prévue est faible et que la variabilité de la demande est modeste (comme on peut s'y attendre pendant les mois tempérés du printemps et de l'automne), il y a peu d'asymétrie dans les prix au comptant [...] En revanche, lorsque la demande prévue est élevée par rapport à la capacité ou lorsque la demande est plus variable, la distribution des prix au comptant de l'électricité devient positivement asymétrique. »⁸

Les prix de l'électricité se traduisent par des queues de distribution épaisses, c'est-à-dire que leurs distributions se caractérisent par des événements extrêmes plus probables que pour une loi normale. Ce phénomène s'explique par les sauts des prix de gros de l'électricité. Un saut est défini comme une augmentation importante et soudaine du prix de gros de l'électricité suivi d'un retour à son niveau normal. Parallèlement à ces phénomènes de saut, les prix tendent à retourner à la moyenne. Cette volatilité très forte s'explique par le fait que l'électricité ne se stocke pas, ce qui force à un équilibre continu entre production et consommation (Weron, 2005).

L'asymétrie positive et la présence d'événements extrêmes donnent une distribution aux prix de gros de l'électricité très différente de la loi normale, comme le montre le

Tableau 2. Ce dernier présente le coefficient d'Asymétrie de Fisher-Pearson et le coefficient de Kurtosis (ou coefficient d'acuité) de Fisher pour les différentes séries de prix⁹. Pour chaque valeur a été calculé un z-score¹⁰, afin de tester si elle est différente ou non de celle de la loi normale. L'hypothèse de l'égalité avec les coefficients de forme de la loi normale est systématiquement rejetée. Ce résultat est cohérent avec la littérature qui montre que les prix

⁷ Les différences d'occurrence s'expliquent par la disponibilité des données. Il n'y a pas de créneau horaire manquant pour les prix *day-ahead*, ce qui n'est pas le cas pour les créneaux horaires infra-journaliers, ce qui reste marginal (moins de 0,2 % du nombre d'occurrences) et n'introduit pas d'aberration dans les résultats obtenus.

⁸ Traduction libre de l'anglais : « *Positive skewness in wholesale power prices is attributable to the nonstorability of power combined with convexity in the industry supply curve. When expected power demand is low and demand variability is modest (as might be expected during the temperate months of spring and fall), there is little skewness in spot prices, and power retailers' desire to hedge their revenues leads to a downward bias in equilibrium forward prices.* ».

⁹ Les valeurs ont été calculées avec le module *scipy.stats* du paquet *scipy* dans le langage *python*.

¹⁰ Le z-score est le ratio de la différence entre la valeur de la statistique estimée avec celle de la loi normale avec l'écart-type de la statistique estimée.

de l'électricité ne suivent pas une loi normale et qu'ils sont marqués par une asymétrie positive et des queues de distribution épaisses.

Toutes les valeurs du

Tableau 2 ont une valeur p inférieure à 1%, soit une probabilité supérieure à 99% qu'elles ne soient pas le fruit du hasard¹¹.

Mesurer la significativité avec la valeur p

La valeur p est la probabilité qu'une estimation obtenue soit le fruit du hasard. Les seuils habituels pour jauger la significativité sont de 1 % (« forte »), 5 % (« moyenne ») et 10 % (« faible »).

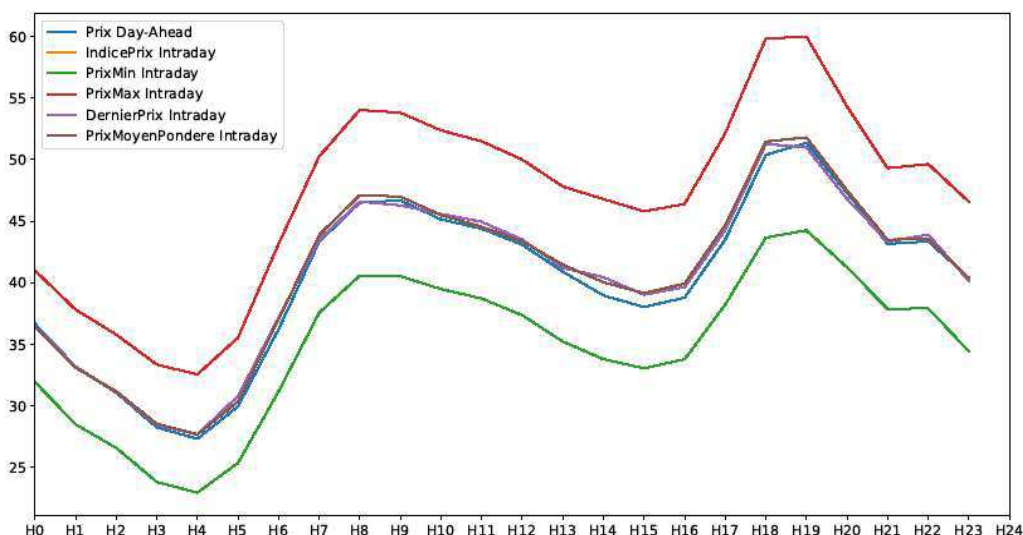
Dans les différents tableaux de résultats des estimations présentés dans la présente étude, une case verte indique que le coefficient a une valeur p inférieure à 1 %. Les couleurs bleu et magenta correspondent à des seuils de 5 et 10 % respectivement.

Tableau 2 : Coefficient d'Asymétrie de Fisher-Pearson et coefficient de Kurtosis de Fisher des séries de prix

	Asymétrie	Kurtosis
$DAP_{h,t-1}$	5,57	196,39
$ID_{h,t}^{ES}$	5,02	145,65
$ID_{h,t}^{MP}$	5,02	145,69
$ID_{h,t}^{DP}$	6,55	199,77
$ID_{h,t}^{MI}$	1,48	44,2
$ID_{h,t}^{MA}$	12,61	456,13

Enfin, les prix de gros de l'électricité sont marqués par une saisonnalité qui s'exprime à plusieurs horizons temporels. La Figure 1 montre la sensibilité journalière des prix de gros aux heures de pointe. Les prix sont plus élevés au moment du pic entre 8 et 20h avec deux *maxima* locaux, un à 8h et l'autre en début de soirée vers 18-20h. Les courbes de l'indice prix d'EPEX SPOT ($IDP_{h,t}^{ES}$), du prix moyen pondéré ($IDP_{h,t}^{MP}$) et du dernier prix ($IDP_{h,t}^{DP}$) infra-journalier suivent celle du prix *day-ahead*. Les courbes des prix maximum et minimum encadrent les autres courbes.

Figure 1 : Moyenne horaire des séries de prix *day-ahead* et infra-journalier sur la période 2015-2020



¹¹ Les tests utilisés sont ceux de D'agostino, Belanger, & D'agostino Jr. (1990) pour la symétrie et Anscombe & Glynn (1983) pour la Kurtosis respectivement appliqués avec les fonctions *skewtest* et *kurtosistest* de *scipy-stats*.



La sensibilité à des fréquences temporelles moins élevées que le pas horaire est captée par le modèle additif suivant :

$$\overline{DAP}_{f,t} = T_{f,t} + S_{f,t} + e_{f,t} \quad (1)$$

Où :

$\overline{DAP}_{f,t}$ est la moyenne arithmétique des prix pour une fréquence f (la journée ou le mois) à un pas de temps t,

$(T_{f,t})$ est le *trend* qui représente la tendance temporelle du cours,

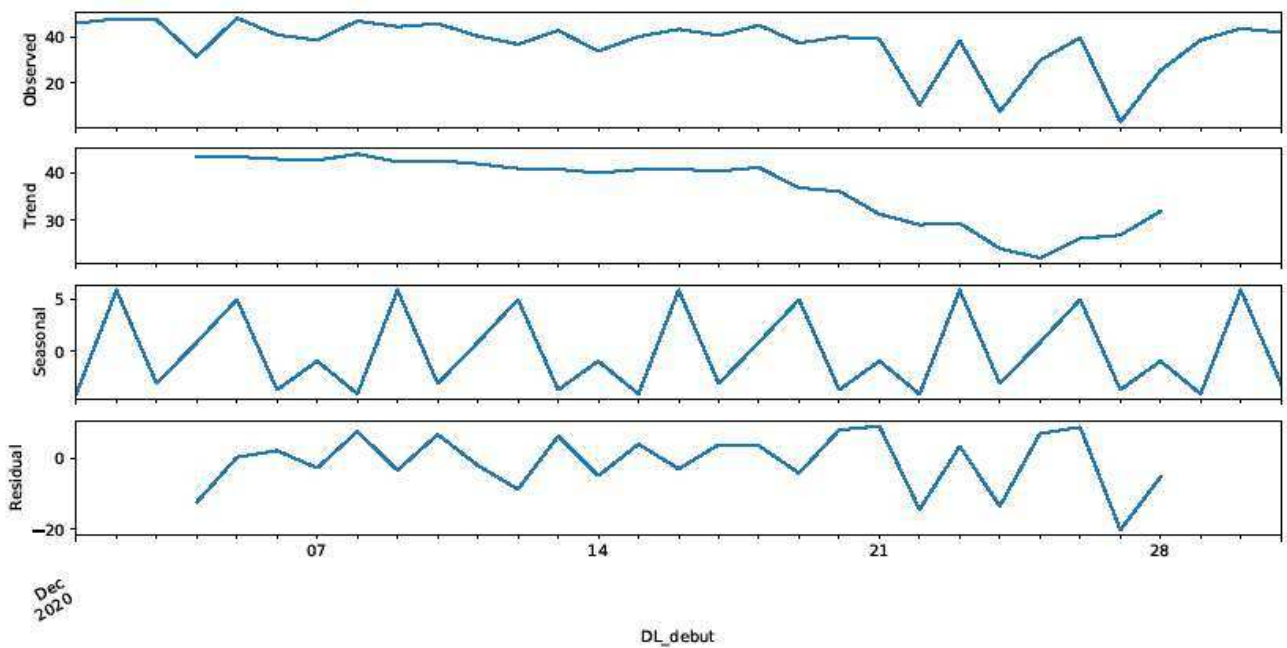
$(S_{f,t})$ est la composante saisonnière qui capture la variation cyclique du cours,

$(e_{f,t})$ est le résidu, qui équivaut aux variations ne faisant pas partie de ces deux dernières composantes.

La variation intra-journalière des prix suit un cycle qui résulte de l'effet cumulé des températures, de la luminosité et de l'activité des différents types de consommateurs.

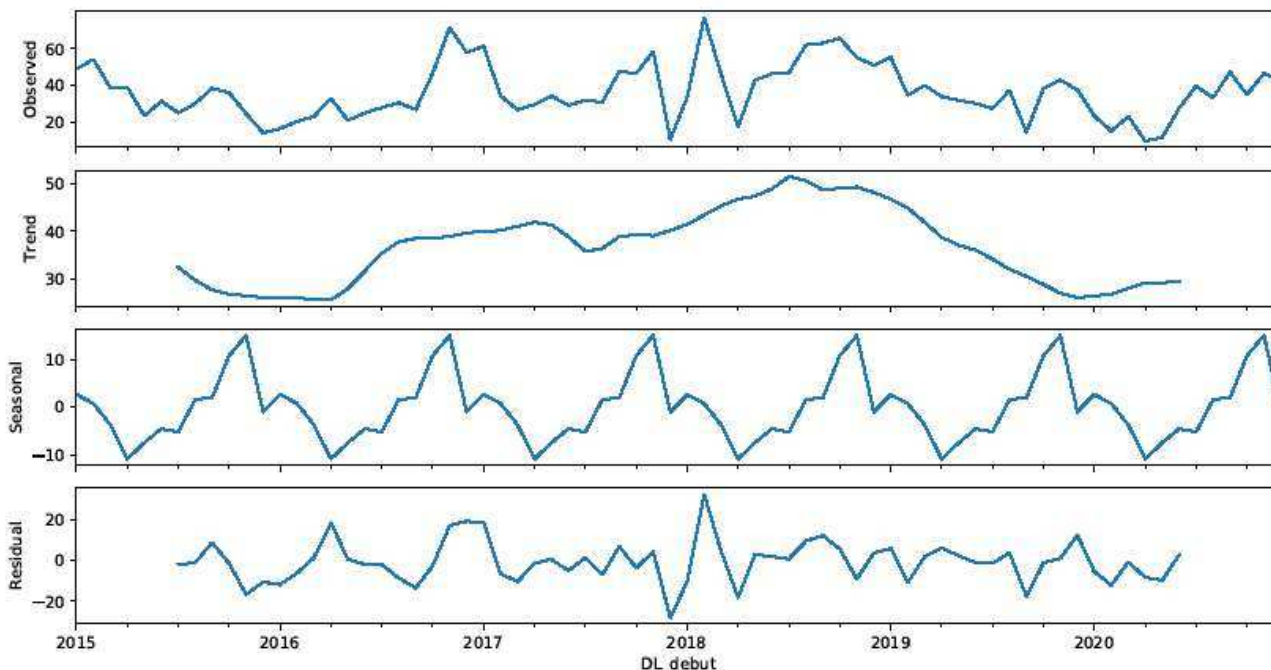
La Figure 2 illustre la sensibilité hebdomadaire du prix *day-ahead* sur l'exemple du mois de décembre 2020. La figure est composée de 4 graphiques conformément aux termes de l'équation (1). Le premier graphique en haut dans chaque colonne montre le prix *day-ahead*, le deuxième la tendance temporelle, puis le troisième la sensibilité et le dernier les résidus. Il peut être observé que l'activité plus faible le week-end fait baisser la consommation d'électricité.

Figure 2 : Décomposition journalière sur décembre 2020



Enfin, les saisons influencent l'ensoleillement et les températures, ce qui crée aussi un effet de saisonnalité annuelle (Figure 3).

Figure 3 : Décomposition mensuelle de 2015 à 2020



La présence de tendance et de saisonnalité (cf. en graph *Trend* et *Seasonal*) renforce le choix méthodologique de focalisation sur les écarts entre les prix infra-journalier et *day-ahead* (au lieu de la construction du modèle de *pricing*). Pour évaluer l'effet des indisponibilités sur les prix, il suffit ainsi de le contrôler par les variables qui apportent une nouvelle information en l'espace de 24h.

3.2.2. Statistiques des écarts de prix

Pour chaque indice de prix infra-journalier retenu pour une heure h un jour t , l'écart de prix avec le prix *day-ahead* de la veille pour la même heure ($DAP_{h,t-1}$) est calculé¹². Les distributions des écarts calculés sont décrites dans le Tableau 3. Les moyennes des écarts de l'indice prix d'EPEX SPOT ($IDP_{h,t}^{ES}$), du prix moyen pondéré ($IDP_{h,t}^{MP}$) et du dernier prix ($IDP_{h,t}^{DP}$) avec le prix *day-ahead* sont proches de zéro, ce qui est cohérent avec la Figure 1, montrant que les courbes sont centrées. L'indice prix d'EPEX SPOT et le prix moyen pondéré ont une distribution similaire. La volatilité journalière est environ deux fois plus grande pour le dernier prix que pour les deux séries précédentes. Les écarts avec les prix maximum et minimum, eux sont logiquement différents de zéro donc biaisés. La volatilité de l'écart avec le prix maximum ($IDP_{h,t}^{MA}$) est deux fois plus grande qu'avec celui au prix minimum ($IDP_{h,t}^{MI}$). A l'exception de l'écart entre prix *day-ahead* et prix minimum infra-journalier, tous les coefficients d'asymétrie des séries d'écarts de prix sont positifs. Ce qui indique une distribution décalée à droite de la médiane, et donc une queue de distribution étalée vers la gauche. C'est un résultat cohérent avec les pics de prix observés sur le marché infra-journalier et le fait que le prix maximal autorisé y est plus de trois fois supérieur à celui sur le marché *day-ahead*.

¹² Comme il a été susmentionné, un nombre infime (moins de 0,2 % du nombre d'occurrences) des indices de prix infra-journalier n'était pas disponible pour certaines périodes de livraison. Pour des besoins de calcul, lorsque des prix infra-journaliers ont été manquants pour la même période de livraison que les prix *day-ahead*, la prime de risque est fixée à zéro. Ce retraitement évite la discontinuité dans les séries de données. De plus, comme il est expliqué ensuite dans la Section 4.1, la valeur de la veille pour les mêmes heures est utilisée comme variable explicative ce qui a pour conséquence que l'on passe de 52604 occurrences (Tableau 1) à 52580 occurrences puisque la première journée de la période analysée (le 01/01/2015) est retranchée de l'ensemble de données.

Comme cela a été précisé au début de l'étude, d'un point de vue économique, l'écart de prix [infra-journalier – *day-ahead*] constitue la prime de risque court terme^{13,14}. Ainsi, pour chaque indice de prix infra-journalier (ES,MP,DP,MA,MI), on peut calculer la prime de risque réalisée à l'heure *h* pour un jour *t* ($IDP_{h,t}^i$) tel que :

$$\forall i \in (ES,MP,DP,MA,MI), RP_{h,t}^i = IDP_{h,t}^i - DAP_{h,t-1} \quad (2)$$

Ces primes de risque ex-post constituent les variables endogènes et peuvent être décomposées en deux parties (Haugom & Ullrich, 2012), la prime de risque ex-ante (ou gain attendu) et l'erreur de prévision. Si cette dernière est un bruit blanc, la prime de risque ex-post (ou gain réalisé) est un bon indicateur de la prime de risque ex-ante. Il en résulte alors qu'une preuve d'une prime de risque ex-post non nulle est aussi une preuve de l'existence d'une prime de risque ex-ante non nulle.

Tableau 3 : Statistiques des écarts de prix sur 52 580 observations entre 2015 et 2020

	Moyenne	Ecart-type	min	25%	50%	75%	max
$RP_{h,t}^{ES}$	0,44	6,99	-189,41	-2,54	0,05	2,77	353,52
$RP_{h,t}^{MP}$	0,44	6,99	-189,41	-2,54	0,05	2,77	353,52
$RP_{h,t}^{DP}$	0,33	11,95	-693,79	-4,00	-0,02	3,72	692,15
$RP_{h,t}^{MI}$	-5,42	7,67	-699,79	-7,66	-4,19	-1,49	34,81
$RP_{h,t}^{MA}$	6,71	15,96	-66,92	1,51	4,38	8,29	1002,00

Les distributions des primes de risques sont toutes asymétriques et caractérisées par queues épaisses. A l'exception des prix extrêmes, les primes de risque calculées avec tous les autres indices (*ES,MP,DP*) ont un rendement médian proche de zéro inférieur à la moyenne, mais un maximum très élevé.

Focus sur les moyennes horaires des écarts entre prix infra-journalier et *day-ahead*

Un écart moyen positif entre les prix infra-journalier et prix *day-ahead* signifie qu'il est plus onéreux pour un acteur de rééquilibrer sa position proche du temps de livraison de l'électricité. Il pourrait être supposé à ce que les indisponibilités fortuites se sont fait ressentir surtout sur les heures où le prix infra-journalier est le plus élevé par rapport au prix *day-ahead* en moyenne (sauf pour le prix minimum infra-journalier où l'inverse est supposé).

Le Tableau 4 montre les écarts moyens significatifs entre les différents indices des prix infra-journalier et le prix *day-ahead*. Les écarts moyens sont très significatifs avec une valeur *p* inférieure à 1 % pour l'indice de prix EPEX SPOT et le prix moyen pondéré entre 3h et 8h et entre 13h et 18h. A l'exception du créneau horaire de minuit, aucune moyenne négative n'est significative pour les écarts calculés avec les indices en question. L'écart calculé avec le dernier prix est très significatif pour les créneaux 5-6h et 14-17h. Il est à noter que la moyenne du créneau de 21h qui est négative pour le dernier prix est significative avec une valeur *p* inférieure à 5 %. Un écart moyen positif indique qu'en moyenne les acteurs longs sur le *day-ahead* qui débouclent leurs positions sur le marché infra-journalier sont gagnants. Dans le cas d'un écart négatif, ce sont les acteurs courts qui sont gagnants.

¹³ La littérature étudiée sur le sujet analyse notamment la prime de risque court terme de point de vue financier car cette prime rémunère une position longue sur le marché *day-ahead* débouclée sur le marché infra-journalier. Cette rémunération peut être positive, dans ce cas, elle est un gain pour la position longue et une perte pour la position courte. A l'opposée, si elle est négative, gain et perte sont inversés pour les positions longues et courtes. Cependant, dans la présente étude ces aspects ne sont pas analysés, l'étude se focalise sur les effets de publications des indisponibilités sur l'écart de prix infra-journalier et *day-ahead*.

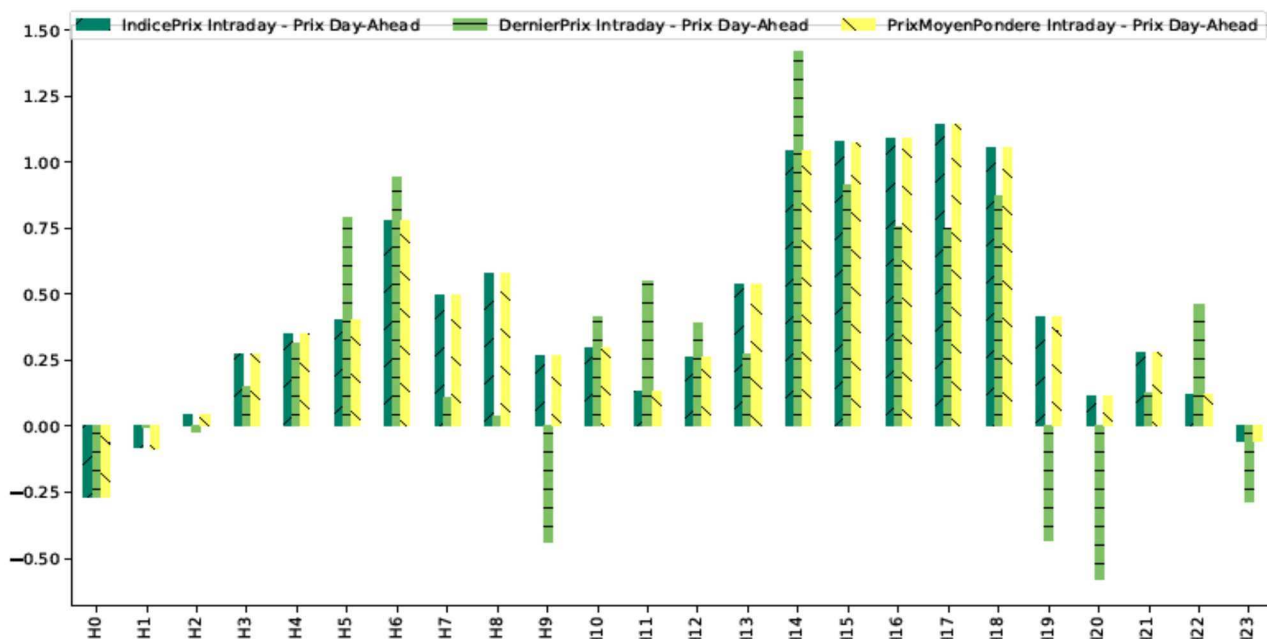
¹⁴ Seulement les primes de risque réalisées ou dites *ex-post* sont visées pour mesurer l'effet des publications d'indisponibilité. Le pouvoir prédictif du prix infra-journalier par le prix *day-ahead* est laissé de côté. Sur ce sujet voir Haugom et Ullrich (2012). A l'opposée, Viehmann (2011) et Valitov (2019) ont fait le choix d'étudier des primes de risque *ex-ante* en prenant un indice des prix OTC comme *proxy*.

Tableau 4 : Moyennes des écarts de prix selon le produit horaire concerné

	$RP_{h,t}^{ES}$	$RP_{h,t}^{MP}$	$RP_{h,t}^{DP}$	$RP_{h,t}^{MI}$	$RP_{h,t}^{MA}$
H0	-0,26	-0,25	-0,25	-4,7	4,29
H1	-0,08	-0,08	0,02	-4,65	4,62
H2	0,05	0,05	-0,01	-4,5	4,64
H3	0,27	0,27	0,19	-4,43	5,06
H4	0,33	0,34	0,33	-4,38	5,2
H5	0,37	0,38	0,81	-4,6	5,55
H6	0,76	0,76	0,92	-5,07	6,86
H7	0,5	0,5	0,11	-5,8	6,85
H8	0,58	0,58	0,04	-5,95	7,47
H9	0,29	0,29	-0,41	-6,16	7,1
H10	0,31	0,31	0,41	-5,68	7,19
H11	0,12	0,12	0,53	-5,69	7,06
H12	0,26	0,26	0,4	-5,74	6,88
H13	0,54	0,54	0,28	-5,69	6,89
H14	1,06	1,06	1,48	-5,18	7,81
H15	1,11	1,12	0,99	-4,98	7,76
H16	1,13	1,14	0,85	-5	7,59
H17	1,16	1,17	0,76	-5,28	8,63
H18	1,06	1,06	0,88	-6,73	9,42
H19	0,42	0,43	-0,4	-7,11	8,61
H20	0,15	0,15	-0,53	-6,08	6,99
H21	0,31	0,32	0,16	-5,3	6,12
H22	0,16	0,17	0,54	-5,45	6,26
H23	-0,06	-0,05	-0,27	-5,97	6,16

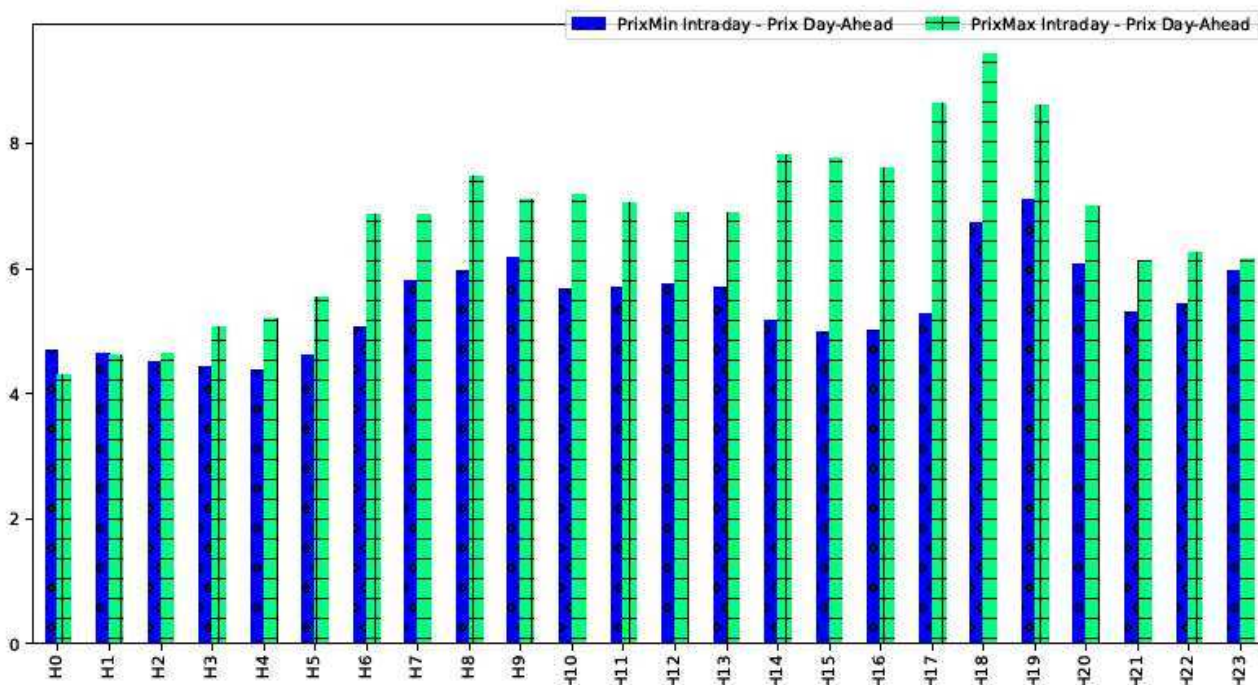
La Figure 4 fait apparaître les moyennes des écarts calculés selon les différents indices de prix infra-journalier. On retrouve le mouvement en dos de chameau des moyennes de prix (à l'instar de la Figure 1), mais décalé. La moyenne des écarts est plus forte dans les phases ascendantes de la montée des prix par comparaison des figures Figure 1 et Figure 4.

Figure 4 : Moyennes horaires des écarts entre prix infra-journalier et *day-ahead* sur la période 2015-2020



Les écarts avec les prix maximum et minimum sont logiquement différents de zéro. Le mouvement en dos de chameau est moins décalé avec la Figure 1 pour les écarts avec ces deux indices de prix que pour les autres indices comme le montre la Figure 5. Il est possible de constater que les valeurs absolues des extrema sont plus éloignées lors de la pointe (de 8h à 20h) que hors pointe.

Figure 5 : Valeurs absolues des moyennes horaires des écarts entre prix infra-journalier et *day-ahead* minimum et maximum sur la période 2015-2020



La signification des moments des rendements dans le *trading* directionnel

La moyenne (ou moment d'ordre 1) estime l'espérance d'une série sur une période donnée¹⁵.

¹⁵ Par ailleurs, la moyenne du rendement entre le prix infra-journalier et le prix *day-ahead* montre le gain que pouvait espérer un tradeur sur cette période en achetant *day-ahead* et en revendant infra-journalier.

La variance (ou moment d'ordre 2) représente la dispersion des valeurs autour de la moyenne. Elle est un outil de mesure du risque pour les traders car plus la variance est forte, plus le gain est variable.

L'asymétrie - skew (ou moment d'ordre 3) évalue de quel côté penchent les valeurs autour de la moyenne. Le coefficient d'asymétrie est positif si la moyenne penche vers la gauche avec une queue longue vers la droite. Dans le cas inverse, le coefficient est négatif. Dans le premier cas, la distribution ressemble à celle d'une loterie (grande probabilité d'un résultat négatif, mais faible probabilité d'un résultat extrêmement positif).

Les écarts des prix observés ont tous une distribution différente de la loi normale. Ils présentent tous une asymétrie positive et des queues épaisses, à l'exception de l'écart entre prix infra-journalier minimum et prix *day-ahead* qui a un coefficient d'asymétrie négatif (Tableau 5). Pour ce dernier, les valeurs négatives ont tendance à être les plus grandes en valeur absolue et à tirer la moyenne vers le bas. La présence de queue épaisse est prouvée par les coefficients de Kurtosis très significativement différent du coefficient de la loi normale (qui est de 3). L'acuité très importante des courbes de distribution dans le tableau ci-dessous indique que les primes de risques ont une distribution leptokurtique. C'est-à-dire qu'elles se caractérisent par une courbe de densité pointue sur la moyenne et des extrémités importantes. Les valeurs extrêmes des primes de risque ont une probabilité plus importante que si elles suivaient la distribution normale.

Tableau 5 : Coefficient d'Asymétrie de Fisher-Pearson et coefficient de Kurtosis de Fisher des séries des écarts de prix pour l'ensemble des valeurs de 2015 à 2020

	Asymétrie	Kurtosis
$RP_{h,t}^{ES}$	7,41	314,63
$RP_{h,t}^{MP}$	7,40	314,43
$RP_{h,t}^{DP}$	6,52	633,03
$RP_{h,t}^{MI}$	-21,65	1554,35
$RP_{h,t}^{MA}$	28,9	1463,25

Les anticipations des moments d'ordre 2 et 3 sont les ressorts de la prime de risque ex-ante théorisés dans la littérature (Bessembinder & Lemmon, 2002). Les moments pour les dernières 24 heures pour chaque occurrence des séries des écarts de prix (ou primes de risque ex-post) sont utilisés comme proxy pour les anticipations des moments. Les coefficients d'asymétrie du Tableau 6 sont beaucoup plus proches de zéro que ceux du Tableau 5. L'asymétrie est plus faible sur une journée que sur l'ensemble de la période qui va de 2015 à 2020. La comparaison des variances dans le Tableau 6 avec les écarts-types du Tableau 3 montre que la volatilité sur 24h est plus faible que pour l'ensemble de la période elle aussi.

Tableau 6 : Asymétrie et Kurtosis des séries des écarts de prix sur les dernières 24h de 2015 à 2020

		Moyenne	Variance	min	25%	50%	75%	max
$RP_{h,t}^{ES}$	Var_{24}	32,96	231,57	0,00	5,93	10,95	20,55	10224,60
	$Skew_{24}$	0,14	0,81	-4,69	-0,34	0,10	0,57	4,69
$RP_{h,t}^{MP}$	Var_{24}	32,97	231,57	0,00	5,94	10,96	20,61	10224,60
	$Skew_{24}$	0,14	0,81	-4,69	-0,34	0,10	0,57	4,69
$RP_{h,t}^{DP}$	Var_{24}	116,20	768,55	0	19,52	33,44	63,62	18951,31
	$Skew_{24}$	0,19	1,09	-4,69	-0,42	0,12	0,72	4,66
$RP_{h,t}^{MI}$	Var_{24}	44,65	454,12	0,00	8,58	15,50	28,85	18219,98
	$Skew_{24}$	-0,80	0,88	-4,69	-1,21	-0,67	-0,24	3,04
$RP_{h,t}^{MA}$	Var_{24}	193,97	2620,03	0,00	9,62	18,35	42,97	104234,16
	$Skew_{24}$	0,96	0,96	-4,69	0,33	0,8	1,43	4,69

3.3 VARIABLES EXPLICATIVES PHYSIQUES

Comme pour les écarts de prix qui sont les variables endogènes de la régression, les variables exogènes ont aussi une fréquence horaire. Les données pour les variables exposées dans cette partie proviennent de RTE.

Variable d'intérêt

La variable d'intérêt est la variation journalière de la puissance de production indisponible (fortuite ou planifiée) publiée par les acteurs de marché sur le créneau horaire en MW ($\Delta PU_{h,t,t}$) tel que :

$$\Delta PU_{h,t,t} = PU_{h,t,t} - PU_{h,t,t-1}$$

Avec $PU_{h,t,s}$ qui est la puissance indisponible de production annoncée pour l'heure h le jour t selon les publications des producteurs le jour s et Δ l'opérateur de différence d'une variable avec sa valeur précédente. Le calcul de $PU_{h,t,t-1}$ prend en compte toutes les indisponibilités publiées jusqu'à 30 minutes avant la clôture de l'enchère *day-ahead* soit 11h30 le jour $t - 1$. Le calcul de $PU_{h,t,t}$ s'arrête au moment de la dernière transaction sur le marché infra-journalier pour le produit concerné. $\Delta PU_{h,t,t}$ représente la nouvelle information publiée sur les indisponibilités de production un jour t pour l'heure h de ce même jour.

La même méthode de calcul est aussi appliquée en faisant la différenciation des filières dans la Section 5.3. ce qui permet de différencier la sensibilité des primes de risque court terme aux indisponibilités selon la nature de l'énergie utilisée.

Variables de contrôle

Les variables de contrôle retenues correspondent aux principaux éléments fondamentaux pouvant influencer la formation du prix entre la clôture du marché *day-ahead* et la période de livraison.

D'un côté ce sont les erreurs de prévision journalières qui sont calculées systématiquement comme la variable réalisée à l'heure h le jour t et la prédiction faite la veille en $t - 1$. L'opérateur $E[\cdot]$ désigne l'espérance mathématique d'une variable. La prévision d'une variable la veille est l'opérateur d'espérance mathématique le jour $t - 1$. Ce dernier est noté $E_{t-1}[\cdot]$.

De l'autre côté, c'est le solde des flux physiques à la frontière qui traduit la situation du marché français par rapport à ceux des pays voisins (notamment l'Allemagne). Les niveaux d'importations et d'exportations sont très dépendants des filières utilisées comme le souligne Pham (2019) :

« Lorsque la demande intérieure est faible, la France exporte la capacité nucléaire excédentaire vers des pays voisins où les prix sont plus élevés (les prix de l'électricité en Italie sont parmi les plus élevés). Pendant les heures où la demande intérieure est élevée et où la capacité disponible est limitée, des importations sont effectuées à partir de pays où les prix sont plus bas, notamment à partir de l'Allemagne, grâce à l'intégration massive d'une production d'énergie éolienne bon marché ces dernières années. »¹⁶

Le constat ci-dessus de Pham (2019) amène à la conjecture suivante que plus la France importe, plus le prix infra-journalier sera faible. On s'attend à ce que la France ait tendance à importer plutôt de l'électricité d'origine renouvelable peu chère et à l'inverse, à exporter quand les prix sont plus élevés pour combler notamment un niveau plus faible d'énergie produite par les énergies renouvelables en Europe notamment en Allemagne.

Les variables de contrôle ainsi incluent :

- L'erreur de prévision de la consommation (en MWh) à J-1 qui est la différence entre la consommation réalisée pour l'heure h le jour t ($C_{h,t}$) et la prévision de la consommation la veille ($E_{t-1}[C_{h,t}]$). L'erreur de prévision de la consommation d'électricité est notée $FE_{h,t}^C$ tel que :

$$FE_{h,t}^C = C_{h,t} - E_{t-1}[C_{h,t}]$$

- L'erreur de prévision de la production d'électricité par les énergies renouvelables (ENR) intermittentes¹⁷ (en MWh) à J-1 qui est la différence entre la production d'électricité par les ENR réalisée l'heure h le jour t ($Y_{h,t}^{ENR}$) et la prévision de la production d'électricité par les ENR de la veille ($E_{t-1}[Y_{h,t}^{ENR}]$). L'erreur de prévision de la consommation d'électricité est notée $FE_{h,t}^{ENR}$ tel que :

¹⁶ Traduction libre de l'anglais : « *When domestic demand is low, France exports the excess nuclear capacity to higher price neighbouring countries (electricity prices in Italy are among the highest). During hours when domestic demand is high and available capacity is restricted, imports occur from lower price countries especially from Germany thanks to its massive integration of inexpensive wind power generation in recent years.* »

¹⁷ Les ENR intermittentes incluent le solaire et l'éolien.

$$FE_{h,t}^{ENR} = Y_{h,t}^{ENR} - E_{t-1}[Y_{h,t}^{ENR}]$$

- Le solde des flux physiques à la frontière (en MWh) qui est la différence entre les importations et les exportations de flux d'électricité ($NM_{h,t}$). Un solde positif signifie que les flux d'électricité venant de l'étranger représentent un volume plus grand que celui des flux sortants vers l'étranger.

Statistiques des variables explicatives physiques

Le Tableau 7 montre la distribution des variables de contrôle ainsi que de la variable d'intérêt ($\Delta PU_{h,t,t}$) au total et en distinguant le type d'énergie. La majorité des variations journalières d'indisponibilité concernent l'énergie nucléaire. Les variations journalières d'indisponibilité sont elles aussi tirées par des valeurs extrêmes.

Les erreurs de prévision ($FE_{h,t}^C$ et $FE_{h,t}^{ENR}$) ont une moyenne et une médiane positive, ce qui tend à indiquer un léger biais de surestimation. Quant au solde des flux échangés ($NM_{h,t}$), il est en moyenne négatif comme c'est le cas pour les trois premiers quartiles. Cela signifie que la France est exportatrice nette d'électricité la plupart du temps.

Tableau 7 : Statistiques des variables explicatives physiques

(MWh)	Moyenne	Variance	Min	25%	50%	75%	Max
$FE_{h,t}^C$	167,59	1103,32	-9381,50	-533	124,5	825,88	9822,00
$FE_{h,t}^{ENR}$	216,79	1712,39	-11612,49	-308,09	123,11	746,00	11318,77
$NM_{h,t}$	-5980,10	4045,82	-17288,25	-8865,62	-6348,50	-3519,00	8813,25
$\Delta PU_{h,t,t}$	986,55	1304,65	-4100,00	100,00	774,79	1615,00	14244,00
Nucléaire	754,85	1135,83	-3520,00	0,00	525,00	1321,92	9254,00
ENR ¹⁸	24,29	169,65	-1705,00	0,00	0,00	92,00	1945,33
Fossile ¹⁹	207,41	497,32	-1819,00	0,00	0,00	425,00	5083,63

3.4 STATIONNARITE DES VARIABLES

La stationnarité des variables du jeu de données a été vérifiée avec un test de Dickey-Fuller augmenté (ADF). L'hypothèse nulle est la présence d'une racine unitaire du polynôme caractéristique du processus autorégressif de la variable étudiée. L'hypothèse alternative est une racine inférieure à 1. Le nombre de retards (p) dans le test ADF est choisi avec le critère d'information d'Akaike (AIC). La version choisie du test ADF est celle avec une constante. Par exemple, pour la variable $RP_{h,t}^{ES}$, l'équation de test est²⁰ :

$$\Delta RP_{h,t}^{ES} = c + \pi RP_{h,t-1}^{ES} - 1^{ES} + \sum_{j=2}^p \varphi_j \Delta RP_{h,t-j+1}^{ES} + u_t$$

Avec c comme constante, p le nombre de retards (choisi avec le critère d'information d'Akaike²¹), φ_j le coefficient de sensibilité de la différence au retard j correspondant au jour $t - j + 1$ et un résidu u_t . Le paramètre d'intérêt est le coefficient π . Sous l'hypothèse nulle de racine unitaire qui implique la non stationnarité, le coefficient π est non significatif. Les coefficients de l'équation de test sont estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires. La procédure est appliquée à toutes les variables dans le Tableau 8 qui montre qu'elles sont toutes stationnaires. Dès lors, il est possible d'établir des relations linéaires stables entre les différentes variables.

¹⁸ La catégorie ENR inclue quant à elle les énergies hydrauliques (lacs, STEP et fil de l'eau /éclusée), l'énergie marine, biomasse et autre.

¹⁹ Dans la catégorie fossile, sont inclus les centrales charbon, fioul et gaz.

²⁰ L'équation est reprise d'Ertur (1998, p. 7).

²¹ Le critère d'information d'Akaike (AIC).

Tableau 8 : Stationnarité des variables

	Statistique de test	Nombre de retards	Occurrences
$RP_{h,t}^{ES}$	-25,94	52	52527
$Var_{24}[RP_{h,t}^{ES}]$	-23,16	53	52567
$Skew_{24}[RP_{h,t}^{ES}]$	-32,50	26	52594
$RP_{h,t}^{MI}$	-24,65	49	52530
$Var_{24}[RP_{h,t}^{MI}]$	-23,39	58	52562
$Skew_{24}[RP_{h,t}^{MI}]$	-26,68	50	52570
$RP_{h,t}^{MA}$	-25,21	47	52532
$Var_{24}[RP_{h,t}^{MA}]$	-24,39	58	52562
$Skew_{24}[RP_{h,t}^{MA}]$	-29,95	28	52592
$RP_{h,t}^{DP}$	-36,91	26	52553
$Var_{24}[RP_{h,t}^{DP}]$	-23,10	58	52562
$Skew_{24}[RP_{h,t}^{DP}]$	-25,49	54	52566
$RP_{h,t}^{PMP}$	-25,95	52	52527
$Var_{24}[RP_{h,t}^{PMP}]$	-23,16	53	52567
$Skew_{24}[RP_{h,t}^{PMP}]$	-32,35	26	52594
$FE_{h,t}^C$	-22,91	57	52564
$FE_{h,t}^{ENR}$	-22,23	58	52563
$NM_{h,t}$	-11,45	58	52563
$\Delta PU_{h,t,t}$ Autre	-43,77	58	52563
$\Delta PU_{h,t,t}$ Biomasse	-18,46	58	52563
$\Delta PU_{h,t,t}$ Charbon	-22,84	57	52564
$\Delta PU_{h,t,t}$ Fioul	-22,58	58	52563
$\Delta PU_{h,t,t}$ Gaz	-32,80	25	52596
$\Delta PU_{h,t,t}$ Hydraulique STEP	-32,06	31	52590
$\Delta PU_{h,t,t}$ Hydraulique fil de l'eau / éclusée	-30,68	39	52582
$\Delta PU_{h,t,t}$ Hydraulique lacs	-33,64	24	52597
$\Delta PU_{h,t,t}$ Marin	-22,84	58	52563
$\Delta PU_{h,t,t}$ Nucléaire	-23,94	51	52570
$\Delta PU_{h,t,t}$ Total	-24,28	50	52571

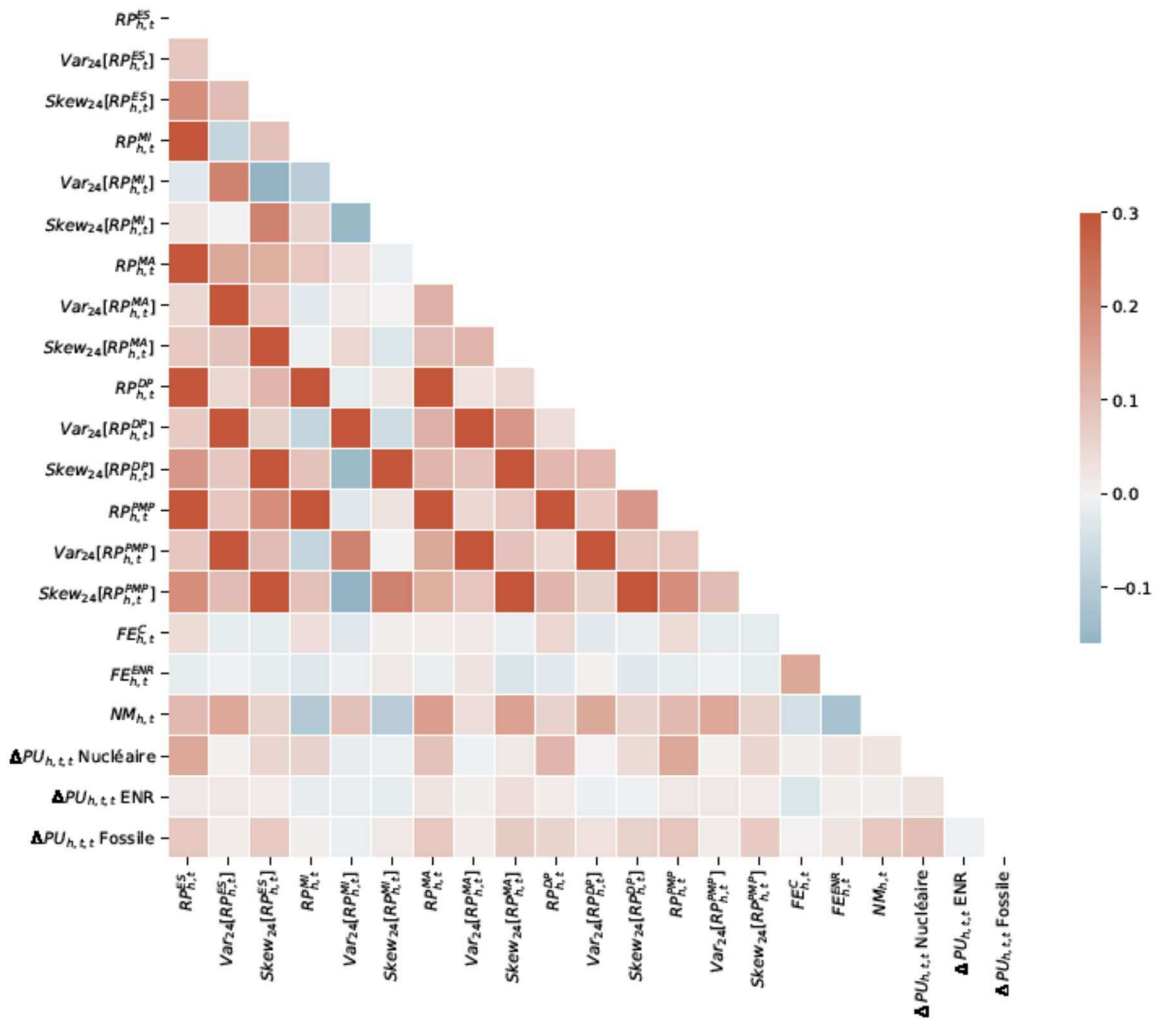
3.5 CORRELATION DES VARIABLES

La corrélation mesure l'intensité de la liaison entre deux variables. Si elles ne varient pas ensemble, la corrélation est de 0. Si elles varient tout le temps dans le même sens parfaitement, le coefficient de corrélation sera de 1. Dans le cas d'une variation contraire parfaite, le coefficient est de -1.

Les corrélations entre les variables utilisées pour l'ensemble des variables sont exposées dans la Figure 6. Les séries et les moments des primes de risque ont une corrélation positive forte (symbolisées par des carrés rouges). Le changement de prévision de la production des ENR a une corrélation négative avec les séries de prix. Cela s'explique par le fait que plus la production est grande, plus l'offre d'électricité est élevée et donc plus le prix infra-journalier diminue. A l'inverse, le solde des flux échangés est corrélé positivement avec les prix. Ce qui s'explique par le fait que quand la France est importatrice nette d'électricité, il s'agit d'une situation tendue donc les prix sont plus élevés. Les indisponibilités (notamment pour l'énergie nucléaire) sont elles aussi logiquement corrélées positivement avec la prime de risque.

Il est important de noter que la corrélation montre si des variables sont liées, mais n'établit pas de causalité. Pour voir si on peut décomposer la variation des primes de risques à partir des variables explicatives, une régression est utilisée. La méthode de régression consiste à estimer les paramètres d'une fonction qui établit une relation entre d'un côté la variable d'intérêt et de contrôle et de l'autre, la prime de risque (qui joue le rôle de variable expliquée).

Figure 6 : Corrélations des variables utilisées dans les différentes régressions



4. REGRESSIONS UTILISEES

4.1 MODELE LINEAIRE ROBUSTE (MLR)

La première méthode choisie est celle de la régression linéaire robuste. Les variables expliquées sont mises en équation par une somme pondérée par un coefficient des variables explicatives à laquelle s'ajoute un terme d'erreur. L'équation de la régression de l'étude, pour un indice i à une heure h et un jour t , s'écrit tel que :

$$\forall i \in (ES, MP, DP, MA, MI), RP_{h,t}^i = \alpha^i + \beta^i \Delta PU_{h,t} + \gamma^i Z_{h,t} + \varepsilon_{h,t}^i \quad (3)$$

α^i est une constante. β^i est le coefficient qui mesure la sensibilité de la prime de risque à la variation journalière des indisponibilités de production publiées ($\beta^i \Delta PU_{h,t}$), qui est la variable d'intérêt de l'étude. γ^i est un vecteur ligne des coefficients de variation de la prime de risque aux variables de contrôle incluses dans le vecteur colonne $Z_{h,t}$. Ces dernières ont uniquement pour rôle de capturer la variation correspondant à cette variable pour que l'analyse se fasse « toutes choses égales par ailleurs ». Le vecteur colonne $Z_{h,t}$ inclue les variables explicatives physiques, ainsi que d'autres variables explicatives comme les moments centrés d'ordre 2 et 3 de la prime de risque pour les dernières 24h et la valeur de la prime de risque 24h auparavant pour prendre en compte l'autocorrélation des prix (Lazarczyk, 2016). Un récapitulatif des variables explicatives est donné dans le Tableau 9. Enfin, $\varepsilon_{h,t}$ représente un terme d'erreur (ou bruit blanc).

Tableau 9 : Abréviations des variables utilisées

Abréviation	Signification	Type de variable
α^i	Constante	Constante
$\Delta PU_{h,t}$ GW	Capacités indisponibles publiques publiées le jour même	Intérêt
FE_t^C GWh	Erreur de prévision de la consommation horaire	Contrôle (variables incluses dans le vecteur $Z_{h,t}$)
FE_t^{ENR} GWh	Erreur de prévision de production horaire d'électricité par les ENR	
$NM_{h,t}$ GWh	Solde des flux physiques par heure	
Var_{24}	Variance de l'écart de prix entre infra-journalier et <i>day-ahead</i> pour les dernières 24h	
$Skew_{24}$	Asymétrie de l'écart de prix entre infra-journalier et <i>day-ahead</i> pour les dernières 24h	
$RP_{h,t-1}^i$	Valeur de l'écart de la veille pour la même heure	

Les valeurs des paramètres β^i et γ^i sont obtenues par M-estimation. Cette méthode consiste à minimiser une somme de fonctions de perte pour un jeu de données en modifiant les valeurs des paramètres. La fonction de perte la plus connue est celle des moindres carrés qui consiste à trouver les paramètres qui minimisent la somme des carrés des résidus de la régression. Plus un résidu est important, plus il va compter dans la somme du fait de la nature quadratique de la fonction de perte des moindres carrés.

Or, les variables décrites dans la Section 3 ont des queues de distribution épaisses. Pour éviter de surpondérer les valeurs extrêmes, une autre fonction de perte est choisie. Il s'agit de la fonction de perte (L_δ) (Huber, 1964) tel que²² :

$$L_\delta(x) = \begin{cases} \left(\frac{x}{s}\right)^2 & \text{si } \left|\frac{x}{s}\right| \leq \delta \\ \delta\left(\left|\frac{x}{s}\right| - \frac{\delta}{2}\right) & \text{sinon} \end{cases}$$

Où δ est le seuil de Huber. Il délimite à partir de quel niveau d'éloignement un résidu est pondéré à la baisse. Une valeur commune pour δ est 1,345. Les résidus centrés-réduits voient leur poids diminuer quand ils sont supérieurs à 34,5 % du paramètre d'échelle s . Ce dernier est calculé avec l'écart absolu médian qui est la médiane des valeurs absolues des différences entre chaque résidu et la médiane des résidus. La fonction L_δ est appliquée aux résidus ($\varepsilon_{h,t}^i$) de l'équation (3).

Ainsi, les résidus au-delà d'un certain seuil ont un poids décroissant dans la somme des fonctions de perte de Huber. Le programme de minimisation des pertes pour la fonction L_δ et des résidus notés $\varepsilon_{h,t}^i$ s'écrit tel que :

$$\min_{(\alpha^i, \beta^i, \gamma^i)} \sum_{t=01/01/2015}^{31/12/2020} L_\delta(RP_{h,t}^i - \alpha^i + \beta^i \Delta PU_{h,t} + \gamma^i Z_{h,t})$$

Cette minimisation permet de calculer les estimations des paramètres de la régression.

4.2 REGRESSION QUANTILE

Une autre méthode utilisée est celle des régressions quantiles qui « reposent sur un principe proche de celui de la régression linéaire classique. De même que cette dernière se fonde sur une modélisation linéaire de l'espérance conditionnelle de la variable d'intérêt en fonction de ses déterminants, les régressions quantiles consistent à supposer que les quantiles conditionnels de cette variable d'intérêt sont linéaires. Elles fournissent cependant une description plus riche que les régressions linéaires, puisqu'on peut ainsi étudier l'ensemble de la distribution conditionnelle de la variable d'intérêt et non seulement la moyenne de celle-ci. » (D'Haultfœuille & Givord, 2014)

²² L'équation a été reprise de la [page wikipédia anglophone](#) sur le sujet et adaptée avec la [documentation de statsmodel](#) pour prendre en compte le passage à l'échelle des résidus.

Les quantiles sont des valeurs qui séparent une série temporelle en catégories hiérarchisées avec un même nombre de valeurs, des plus faibles jusqu'aux plus grandes. Par exemple, le premier quartile sépare les 25 % des valeurs les plus faibles du reste, le deuxième (ou médiane) les 50 % plus faibles du reste et le dernier sépare les 25 % les plus élevées du reste.

Pour un indice de prix infra-journalier i , il est supposé que la prime de risque court terme RP^i a une fonction de répartition F^i définie par un opérateur de probabilité P tel que $F^i(r) = P(RP^i < r)$ qui donne la probabilité que la prime de risque soit inférieure à une valeur r quelconque. Le quantile q correspondant à une proportion τ (comprise entre 0 et 1 exclus) est défini par la fonction suivante :

$$q_\tau(RP^i) = \inf\{r : F^i(r) \geq \tau\}$$

Tous les créneaux horaires ont été mélangés pour pouvoir procéder à une approche de la distribution de la prime de risque. Il s'agit d'estimer l'équation (4) pour chaque quantile $q_\tau(RP^i)$ tel que :

$$\forall i \in (ES, MP, DP, MA, MI), RP_t^i = \alpha_t^i + \beta_t^i \Delta PU_t + \gamma_t^i Z_t + \varepsilon_{t,t}^i, \text{ avec } q_\tau(\varepsilon_{t,t}^i) = 0$$

Les coefficients $\alpha^i, \beta^i, \gamma^i$ permettent d'estimer $q_\tau(RP^i)$. Tous les créneaux horaires sont mélangés dans l'équation ci-dessus. Mathématiquement, il s'agit d'un problème équivalent à l'application de fonction de perte suivante :

$$L_\tau(x) = \begin{cases} (\tau - 1)x & \text{si } x \leq 0 \\ \tau x & \text{si } x \geq 0 \end{cases}$$

Les estimations des coefficients sont calculées avec la minimisation suivante :

$$\min_{(\alpha^i, \beta^i, \gamma^i)} \sum_{t=01/01/2015}^{31/12/2020} L_\tau(RP_t^i - \alpha_t^i + \beta_t^i \Delta PU_t + \gamma_t^i Z_t + \varepsilon_{t,t}^i)$$

4.3 REGRESSION PAR LES MOINDRES CARRÉS ORDINAIRES (MCO)

Pour vérifier la robustesse des résultats et comparer avec la littérature existante (Hagemann, 2015; Lazarczyk, 2015; Lazarczyk, 2016; Valitov & Maier, 2020), des régressions sont faites sur les séries temporelles avec la méthode des moindres carrés ordinaires. Les tests de significativité des coefficients sont calculés avec une variance robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation des résidus (estimateur de Newey-West). La fonction de perte est le carré du résidu. Cette méthode est plus sensible aux valeurs extrêmes.

5. RESULTATS DE L'ETUDE

5.1 RESULTATS DE LA REGRESSION MLR POUR TOUTES LES INDISPONIBILITÉS SANS DISTINCTION PAR NATURE DE L'ÉNERGIE

L'erreur de prévision de la consommation FE_t^C augmente la prime de risque quand l'indice de prix EPEX SPOT est analysé pour le prix infra-journalier. Par exemple, une erreur d'1 GWh de consommation à 21h augmente de 0,58 € la prime de risque calculée avec l'indice de prix infra-journalier d'EPEX SPOT. L'écart de prix est corrélé positivement avec l'augmentation de la différence entre les importations et les exportations. Ces dernières augmentent avec la demande extérieure de la France, ce qui est révélateur d'une tension sur les prix. Ce phénomène est cohérent avec la conjecture dérivée du constat de Pham (2019)²³. Les signes pour la variance et l'asymétrie ne sont pas cohérents avec la théorie de la prime de risque (Bessembinder & Lemmon, 2002). Le signe du coefficient de la variance est instable et celui de l'asymétrie est positif, soit l'opposé à celui qui est attendu. Ce constat a été également fait par les études pour l'Allemagne (Valitov, 2019) ou pour les Etats-Unis (Haugom & Ullrich, 2012). Une autocorrélation est présente pour certains créneaux comme celui de 23h où 13,9 % de l'écart de la veille se répercute sur l'écart du jour d'après.

²³ De façon symétrique, Valitov (2019) obtient comme résultat que la prime de risque ex-post allemande augmente avec la hausse des exportations. Ce qui est cohérent avec le fait que les prix français et allemands de l'électricité sont positivement corrélés.

ETUDE DE SENSIBILITE DU PRIX DE MARCHÉ DE L'ELECTRICITE AUX PUBLICATIONS D'INFORMATIONS RELATIVES AUX INDISPONIBILITES DES MOYENS DE PRODUCTION EN FRANCE

Septembre 2021

Tableau 10 : Résultats de la régression MLR sur l'écart entre indice de prix infra-journalier EPEX SPOT et prix day-ahead

	0H	1H	2H	3H	4H	5H	6H	7H	8H	9H	10H	11H	12H	13H	14H	15H	16H	17H	18H	19H	20H	21H	22H	23H
α^{ES}	-0,42	-0,24	0,24	0,38	0,37	0,59	0,61	0,03	0,01	-0,70	-0,73	-0,58	-0,45	-0,25	0,28	0,26	0,55	0,34	-0,01	-1,08	-1,61	-1,22	-0,26	-0,05
$\Delta PU_{h,t}$ GW	0,49	0,55	0,52	0,47	0,45	0,61	0,62	0,67	0,59	0,68	0,72	0,68	0,70	0,71	0,68	0,68	0,68	0,78	0,90	0,96	0,84	0,72	0,54	0,47
$FE_{h,t}^c$ GWh	-0,04	0,09	0,24	0,21	0,18	0,20	-0,07	-0,01	0,10	0,11	0,21	0,28	0,41	0,46	0,56	0,45	0,48	0,45	0,50	0,47	0,53	0,60	0,48	0,41
$FE_{h,t}^{ENR}$ GWh	-0,06	-0,03	-0,09	0,01	0,04	-0,01	0,02	-0,02	-0,05	-0,01	-0,01	0,00	-0,04	-0,10	-0,06	-0,11	-0,11	-0,09	-0,11	-0,06	-0,07	-0,08	-0,11	-0,11
$NM_{h,t}$ GWh	0,03	0,04	0,07	0,09	0,08	0,13	0,13	0,08	0,08	0,05	0,03	0,09	0,11	0,10	0,11	0,10	0,14	0,13	0,10	0,09	0,00	0,03	0,05	0,08
Var_{24}	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
$Skew_{24}$	0,10	0,34	0,64	0,77	0,86	0,75	0,71	0,68	1,03	1,25	1,33	1,21	1,13	1,03	0,99	0,87	0,86	0,79	0,93	1,11	0,91	0,70	0,56	0,74
$RP_{h,t-1}^{ES}$	0,05	0,03	0,02	0,04	0,05	0,07	0,07	0,01	0,00	0,00	0,00	0,02	0,01	0,02	0,03	0,07	0,09	0,07	0,06	0,08	0,05	0,08	0,13	0,14

En ce qui concerne, les indisponibilités publiées, elles sont très significatives pour toutes les heures avec un pic entre 18h et 20h. Les résultats pour la prime de risque avec le prix infra-journalier moyen pondéré sont similaires au Tableau 10 comme le montre le Tableau 11.

Tableau 11 : Résultats de la régression MLR sur l'écart entre prix moyen pondéré infra-journalier et prix day-ahead

	0H	1H	2H	3H	4H	5H	6H	7H	8H	9H	10H	11H	12H	13H	14H	15H	16H	17H	18H	19H	20H	21H	22H	23H
α^{MP}	-0,42	-0,23	0,23	0,38	0,37	0,59	0,61	0,03	0,01	-0,70	-0,73	-0,58	-0,45	-0,25	0,28	0,26	0,54	0,34	-0,01	-1,09	-1,62	-1,23	-0,27	-0,05
$\Delta PU_{h,t}$ GW	0,50	0,55	0,52	0,47	0,45	0,61	0,62	0,67	0,59	0,68	0,72	0,68	0,70	0,71	0,68	0,68	0,68	0,78	0,90	0,96	0,84	0,72	0,54	0,47
$FE_{h,t}^c$ GWh	-0,04	0,09	0,24	0,21	0,18	0,20	-0,07	-0,01	0,10	0,11	0,21	0,28	0,41	0,46	0,56	0,45	0,48	0,46	0,50	0,48	0,53	0,60	0,48	0,42
$FE_{h,t}^{ENR}$ GWh	-0,06	-0,03	-0,09	0,01	0,04	-0,01	0,02	-0,02	-0,05	-0,01	-0,01	0,00	-0,04	-0,10	-0,06	-0,11	-0,11	-0,09	-0,11	-0,06	-0,08	-0,08	-0,11	-0,12
$NM_{h,t}$ GWh	0,03	0,04	0,07	0,09	0,08	0,13	0,13	0,08	0,08	0,05	0,03	0,09	0,11	0,10	0,11	0,10	0,14	0,13	0,10	0,08	0,00	0,03	0,05	0,08
Var_{24}	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
$Skew_{24}$	0,11	0,34	0,65	0,78	0,86	0,75	0,70	0,68	1,02	1,24	1,33	1,20	1,12	1,03	0,99	0,87	0,86	0,79	0,94	1,12	0,92	0,71	0,57	0,77
$RP_{h,t-1}^{MP}$	0,05	0,03	0,02	0,04	0,05	0,07	0,07	0,01	0,00	0,00	0,00	0,02	0,01	0,02	0,03	0,07	0,09	0,07	0,06	0,08	0,05	0,08	0,13	0,14

Les régressions faites sur la prime de risque avec le dernier prix infra-journalier confirment les résultats précédemment obtenus (Tableau 12). Il est possible de constater une sensibilité plus forte aux indisponibilités avec une évolution plus proche à la courbe en dos de chameau observée en Figure 1. Entre 16h et 19h, 1 GW supplémentaire d'indisponibilité publié entraîne une hausse de la prime de risque supérieure à 1 euro.

Tableau 12 : Résultats de la régression MLR sur l'écart entre dernier prix infra-journalier et prix day-ahead

	0H	1H	2H	3H	4H	5H	6H	7H	8H	9H	10H	11H	12H	13H	14H	15H	16H	17H	18H	19H	20H	21H	22H	23H
α^{DP}	-0,50	-0,08	0,40	0,04	0,48	1,12	0,29	-0,63	-1,35	-1,85	-1,40	-0,65	-0,75	-1,14	-0,15	-0,59	-0,62	-0,36	-1,27	-2,93	-2,64	-1,86	-0,42	-0,44
$\Delta PU_{h,t}$ GW	0,57	0,72	0,74	0,46	0,53	0,76	0,70	0,71	0,82	0,97	0,95	0,67	0,73	0,74	0,72	0,77	1,03	1,03	1,12	1,12	0,90	0,87	0,66	0,73
$FE_{h,t}^c$ GWh	0,10	0,23	0,24	0,31	0,50	0,31	0,08	0,23	0,36	0,36	0,49	0,76	0,90	0,92	0,93	0,81	0,86	0,75	0,95	0,80	0,76	0,90	0,67	0,74
$FE_{h,t}^{ENR}$ GWh	-0,10	-0,10	-0,11	-0,05	-0,04	-0,06	-0,03	-0,05	0,01	0,00	-0,19	-0,05	-0,18	-0,22	-0,27	-0,27	-0,26	-0,09	-0,12	-0,13	-0,14	-0,28	-0,24	-0,14
$NM_{h,t}$ GWh	0,06	0,07	0,12	0,07	0,13	0,18	0,10	0,02	-0,04	0,00	0,01	0,12	0,12	0,06	0,07	0,08	0,11	0,13	-0,03	-0,04	-0,06	0,01	0,01	0,07
Var_{24}	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
$Skew_{24}$	0,19	0,28	0,31	0,44	0,37	0,31	0,39	0,28	0,59	0,78	0,63	0,50	0,69	0,63	0,85	0,72	0,60	0,47	0,74	0,52	0,43	0,70	0,76	0,56
$RP_{h,t-1}^{DP}$	0,02	0,02	0,01	0,03	0,02	0,02	0,03	0,02	-0,02	0,01	-0,01	0,04	0,01	0,03	0,05	0,05	0,05	0,03	-0,01	0,03	0,08	0,05	0,06	0,06

Les régressions sur la prime de risque calculé avec les prix infra-journalier minimum montrent logiquement une constante négative dans le Tableau 13. Ce qui est cohérent avec les moyennes négatives dans le Tableau 3. A l'opposée des indices infra-journalier analysés précédemment, une baisse de l'écart est observée avec la hausse des importations nettes. Cependant, plus de coefficients pour l'erreur de prévision de la production ENR sont très significatifs et toujours avec un signe négatif. Les sensibilités aux indisponibilités publiées estimées sont plus faibles dans le Tableau 13 que dans les tableaux précédents.



ETUDE DE SENSIBILITE DU PRIX DE MARCHÉ DE L'ELECTRICITE AUX PUBLICATIONS D'INFORMATIONS RELATIVES AUX INDISPONIBILITES DES MOYENS DE PRODUCTION EN FRANCE

Septembre 2021

Tableau 13 : Résultats de la régression MLR sur l'écart entre prix infra-journalier minimum et prix *day-ahead*

	0H	1H	2H	3H	4H	5H	6H	7H	8H	9H	10H	11H	12H	13H	14H	15H	16H	17H	18H	19H	20H	21H	22H	23H
α^{MI}	-4,20	-4,07	-3,65	-3,51	-3,26	-3,30	-4,07	-5,31	-5,62	-5,91	-5,55	-5,41	-5,16	-5,37	-4,82	-4,95	-4,72	-5,19	-6,19	-7,19	-6,54	-5,23	-4,40	-5,54
$\Delta PU_{h,t}$ GWh	0,30	0,38	0,31	0,38	0,29	0,35	0,45	0,46	0,38	0,39	0,40	0,35	0,35	0,27	0,31	0,42	0,38	0,44	0,46	0,50	0,48	0,40	0,26	0,30
$FE_{h,t}^c$ GWh	0,07	-0,10	0,08	0,08	0,06	0,21	0,08	0,11	0,06	-0,04	0,08	0,18	0,22	0,29	0,31	0,28	0,38	0,54	0,55	0,39	0,38	0,42	0,40	0,29
$FE_{h,t}^{ENR}$ GWh	-0,13	-0,16	-0,22	-0,08	-0,11	-0,17	-0,17	-0,09	-0,10	-0,10	-0,12	-0,11	-0,11	-0,19	-0,18	-0,21	-0,21	-0,12	-0,14	-0,11	-0,10	-0,13	-0,14	-0,15
$NM_{h,t}$ GWh	-0,06	-0,08	-0,04	0,00	0,01	0,04	0,01	-0,08	-0,11	-0,11	-0,12	-0,05	-0,04	-0,05	-0,06	-0,06	-0,01	-0,03	-0,16	-0,17	-0,16	-0,06	-0,03	-0,09
Var_{24}	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
$Skew_{24}$	0,12	0,26	0,40	0,21	0,32	0,21	0,18	0,10	0,09	0,38	0,33	0,17	0,09	0,06	0,14	-0,05	-0,09	-0,21	-0,20	-0,27	-0,11	-0,09	-0,33	-0,29
$RP_{h,t-1}^{MI}$	0,07	0,07	0,03	0,07	0,06	0,07	0,07	0,04	0,05	0,03	0,02	0,02	0,08	0,04	0,06	0,07	0,05	0,05	0,04	0,10	0,11	0,13	0,18	0,10

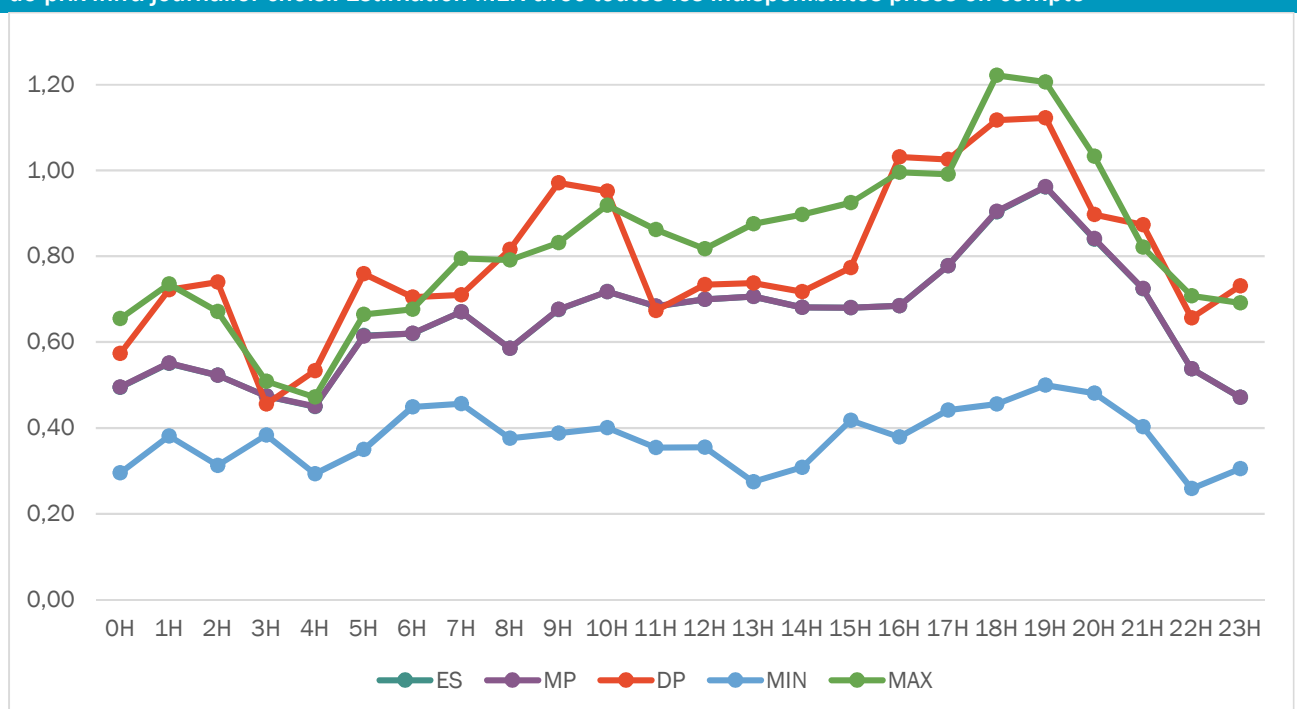
De façon symétrique, les régressions sur la prime de risque calculé avec les prix infra-journalier maximum montrent logiquement une constante positive dans le Tableau 14. Les erreurs de prévision de production ENR n'ont aucun effet sur cet écart.

Tableau 14 : Résultats de la régression MLR sur l'écart entre prix infra-journalier maximum et prix *day-ahead*

	0H	1H	2H	3H	4H	5H	6H	7H	8H	9H	10H	11H	12H	13H	14H	15H	16H	17H	18H	19H	20H	21H	22H	23H
α^{MA}	3,57	4,08	4,06	4,36	4,45	5,10	5,62	5,28	5,04	4,48	4,24	4,42	4,87	4,75	5,71	5,41	5,55	6,55	5,87	4,61	3,79	3,78	4,45	4,92
$\Delta PU_{h,t}$ GWh	0,65	0,74	0,67	0,51	0,47	0,66	0,68	0,79	0,79	0,83	0,92	0,86	0,82	0,88	0,90	0,92	1,00	0,99	1,22	1,21	1,03	0,82	0,71	0,69
$FE_{h,t}^c$ GWh	-0,10	0,18	0,28	0,28	0,40	0,17	-0,23	-0,02	0,06	0,12	0,12	0,27	0,40	0,42	0,65	0,52	0,45	0,29	0,30	0,40	0,60	0,66	0,53	0,55
$FE_{h,t}^{ENR}$ GWh	-0,02	0,09	0,05	0,05	0,05	0,05	0,08	0,00	-0,04	0,07	0,06	0,04	0,03	-0,05	0,01	-0,01	0,01	0,00	-0,04	0,01	-0,03	0,02	-0,09	-0,02
$NM_{h,t}$ GWh	0,13	0,17	0,15	0,17	0,17	0,22	0,23	0,20	0,21	0,19	0,17	0,21	0,26	0,22	0,27	0,24	0,26	0,34	0,31	0,31	0,16	0,15	0,16	0,18
Var_{24}	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
$Skew_{24}$	0,00	0,11	0,22	0,26	0,35	0,17	0,15	0,27	0,66	0,63	0,54	0,43	0,34	0,33	0,27	0,23	0,15	0,15	0,21	0,40	0,17	0,16	0,24	0,13
$RP_{h,t-1}^{MA}$	0,04	0,06	0,08	0,07	0,08	0,06	0,04	0,04	0,03	0,03	0,03	0,04	0,04	0,05	0,03	0,07	0,10	0,04	0,08	0,10	0,04	0,07	0,10	0,02

La Figure 7 récapitule les différentes estimations selon le créneau horaire et l'indice de prix infra-journalier choisi pour calculer l'écart avec le prix *day-ahead*. Si l'écart avec le prix minimum est stable et semble constituer un plancher, les écarts calculés avec les autres indices de prix sont croissants entre 4h et 19h.

Figure 7 : Comparaison des coefficients de sensibilité des écarts de prix aux indisponibilités publiées selon l'indice de prix infra-journalier choisi. Estimation MLR avec toutes les indisponibilités prises en compte



5.2 RESULTATS DE LA REGRESSION QUANTILE

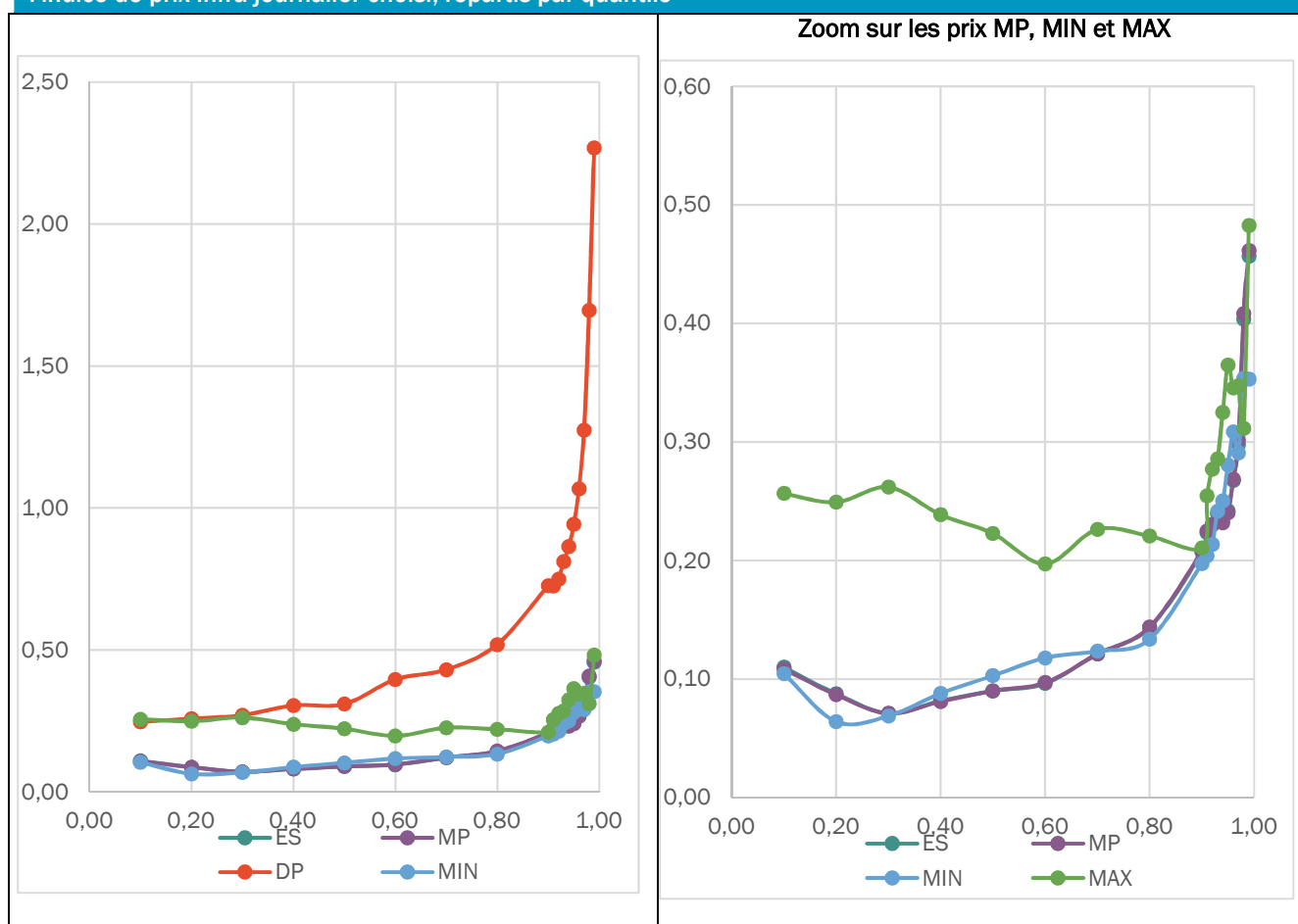
Enfin, les effets des variations de publication d'indisponibilité ont été étudiés sur les variations d'écart de prix, tous créneaux horaires confondus, regroupés en quantile. Il est constaté un effet croissant et significatif, mais faible (en-dessous de 0,5 €/GW pour l'indice de prix EPEX SPOT et le prix moyen pondéré) du coefficient de sensibilité de la prime de risque aux indisponibilités publiées selon le quantile. La dynamique est différente pour la prime de risque calculée avec le prix infra-journalier maximum. En effet, il n'y a pas de dynamique croissante et les deux derniers coefficients, pour les 98^e et 99^e centiles, ne sont pas très significatifs contrairement aux autres.

Tableau 15 : Comparaison des coefficients de sensibilité des quantiles d'écarts de prix à l'information publiée selon l'indice de prix infra-journalier choisi, répartis par quantile

$\frac{\Delta P_{i,t}}{GW}$	0,10	0,20	0,30	0,40	0,50	0,60	0,70	0,80	0,90	0,91	0,92	0,93	0,94	0,95	0,96	0,97	0,98	0,99
ES	0,11	0,09	0,07	0,08	0,09	0,10	0,12	0,14	0,21	0,22	0,23	0,24	0,24	0,24	0,27	0,30	0,40	0,46
MP	0,11	0,09	0,07	0,08	0,09	0,10	0,12	0,14	0,21	0,22	0,23	0,24	0,23	0,24	0,27	0,30	0,41	0,46
DP	0,25	0,26	0,27	0,30	0,31	0,40	0,43	0,52	0,73	0,73	0,75	0,81	0,86	0,94	1,07	1,27	1,70	2,27
MIN	0,10	0,06	0,07	0,09	0,10	0,12	0,12	0,13	0,20	0,20	0,21	0,24	0,25	0,28	0,31	0,29	0,35	0,35
MAX	0,26	0,25	0,26	0,24	0,22	0,20	0,23	0,22	0,21	0,25	0,28	0,29	0,32	0,36	0,35	0,35	0,31	0,48

La Figure 8 montre une asymptote verticale en 1, qui est la borne supérieure des déciles. A l'exception de la prime de risque calculée avec le prix maximum infra-journalier, toutes les autres courbes montrent une accélération de type exponentielle. Néanmoins, les valeurs restent faibles par rapport aux écarts-types exposés dans le Tableau 3 qui sont d'environ 7 euros pour les écarts calculés avec l'indice d'EPEX SPOT et le prix moyen pondéré et de 12 euros pour le dernier prix.

Figure 8 : Comparaison des coefficients de sensibilité des quantiles d'écarts de prix à l'information publiée selon l'indice de prix infra-journalier choisi, répartis par quantile



Seul le dernier prix montre des valeurs du coefficient de sensibilité aux indisponibilités estimées par les régressions quantiles (Tableau 15 et Figure 8) qui dépassent les estimations par la méthode du MLR (tableaux Tableau 10 à Tableau 14 et Figure 7) et dans un intervalle similaire aux estimations par les MCO (Figure 11 et tableaux Tableau 17 à Tableau 21). Les estimations avec d'autres indices de prix sont plus faibles. Cela peut s'expliquer par deux raisons. D'abord, la fonction de perte appliquée aux régressions quantiles n'est pas la même que pour l'estimation par MLR. Comme expliqué dans la Section 4.2, les résidus dans la régression quantiles ont un poids dont le signe dépend de leur position par rapport au quantile étudié. Ensuite, la régression quantile minimise la somme des valeurs absolues. L'approche des MLR est différente. Comme expliqué en Section 4.1, elle minimise une somme de résidus avec des poids différents selon un certain seuil pour pénaliser les valeurs extrêmes. Quant aux MCO, il s'agit de minimiser la somme des carrés des résidus. Les valeurs extrêmes n'y sont pas pénalisées. L'autre explication est que regrouper par créneau horaire a une plus grande influence sur l'estimation des coefficients de sensibilité aux indisponibilités que d'estimer par quantile. Il est possible de penser que l'horaire de la prime de risque est plus déterminant dans sa sensibilité aux indisponibilités que sa position préexistante dans la distribution des primes de risque en général.

5.3 RESULTATS DE LA REGRESSION MLR AVEC UNE DISTINCTION DES INDISPONIBILITES PAR NATURE DE L'ENERGIE

L'équation (3) devient :

$$\forall i \in (ES, MP, DP, MA, MI), RP_{h,t}^i = \alpha^i + \sum_{e \in (Nucléaire, ENR, Fossile)} \beta_e^i \Delta P U_{h,t}^e + \gamma^i Z_{h,t} + \varepsilon_{h,t}^i$$

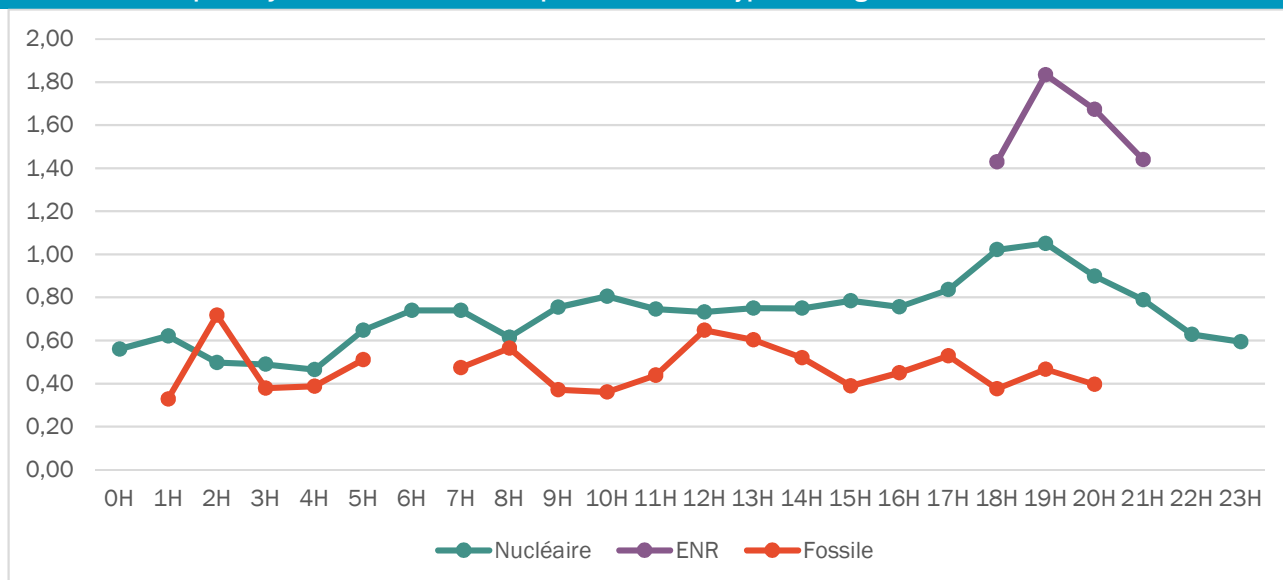
Au lieu d'avoir une variable d'intérêt comme dans la section précédente, trois variables d'intérêt sont définies respectivement pour le nucléaire, les ENR et l'énergie fossile. Le Tableau 16 montre que seuls les coefficients pour les indisponibilités du nucléaire sont tout le temps très significatifs. Ce résultat est cohérent avec le Tableau 7 qui montre que la majeure partie des indisponibilités publiées concernent des centrales nucléaires. Les indisponibilités de production ENR (incluant essentiellement la filière hydraulique) ont un impact significatif seulement entre 18 et 21h. Quant aux indisponibilités d'origine fossile, la significativité est variable sur tous les produits horaires avec des valeurs estimées plus faibles que pour les autres types d'énergie.

Tableau 16 : Comparaison des coefficients significatifs de sensibilité de l'écart entre indice prix infra-journalier d'EPEX SPOT et prix day-ahead à l'information publiée selon le type d'énergie. Estimation MLR

	0H	1H	2H	3H	4H	5H	6H	7H	8H	9H	10H	11H	12H	13H	14H	15H	16H	17H	18H	19H	20H	21H	22H	23H
Nucléaire	0,56	0,62	0,50	0,49	0,47	0,65	0,74	0,74	0,61	0,75	0,81	0,75	0,73	0,75	0,75	0,78	0,76	0,83	1,02	1,05	0,90	0,79	0,63	0,59
ENR	-0,61	-0,39	-0,13	0,69	0,39	0,33	-0,44	-0,44	-0,32	0,47	0,64	0,62	0,13	0,14	0,06	-0,36	0,09	0,82	1,43	1,83	1,67	1,44	0,71	0,84
Fossile	0,30	0,33	0,72	0,38	0,39	0,51	0,20	0,47	0,56	0,37	0,36	0,44	0,65	0,60	0,52	0,39	0,45	0,53	0,37	0,47	0,40	0,25	0,12	-0,09

La Figure 9 montre les coefficients significatifs du Tableau 16. La courbe pour le nucléaire suit la tendance croissante de 3h à 19h puis décroissante dans l'intervalle suivant qu'observée dans la Figure 7 pour l'indice de prix infra-journalier d'EPEX SPOT. C'est la seule courbe continue du graphique. Le fait qu'il y ait moins de résultats significatifs pour les variations journalières d'indisponibilités d'origine fossile et ENR est cohérent avec les valeurs du Tableau 7 qui montre un ratio moyen sur écart-type plus faible et un plus grand nombre de valeurs nulles que pour le nucléaire.

Figure 9 : Comparaison des coefficients significatifs de sensibilité de l'écart entre indice prix infra-journalier d'EPEX SPOT et prix day-ahead à l'information publiée selon le type d'énergie. Estimation MLR



Tous les coefficients pour le nucléaire sont très significatifs. Les niveaux de significativité sont beaucoup plus variables pour les autres filières.

5.4 RESULTATS DE LA REGRESSION PAR MCO

Dans toutes les régressions MCO menées, l'hypothèse nulle de non-autocorrélation des résidus est rejetée par le test de Durbin-Watson²⁴²⁵. De même, le test de Jarque-Bera rejette l'hypothèse de normalité des résidus. Ce qui est cohérent avec la présence de valeurs extrêmes. Cela justifie l'utilisation de l'estimateur de la variance des erreurs de Newey West pour avoir des tests HAC (*heteroscedasticity and autocorrelation consistent*) de significativité des coefficients estimés par la régression.

Les coefficients estimés par les MCO sont plus élevés, moins significatifs et plus variables que ceux estimés par MLR en raison de la plus grande sensibilité aux valeurs extrêmes des MCO. Cependant, l'avantage de la méthode d'estimation par MCO est qu'elle permet de mettre en avant les coefficients de détermination (dits aussi *R-squared*). Pour vérifier si le coefficient de détermination est significatif, un test de Fisher est appliqué (Crépon, 2005). Il est à noter que toutes les régressions par les MCO présentées dans cette étude sont globalement significatives avec une valeur *p* inférieure à 1 % selon le test de Fisher.

Définition du *R-squared* ou coefficient de détermination

Le *R-squared*, appelé aussi coefficient de détermination, est la proportion de la variation totale des variables dépendantes expliquées par les variables explicatives. C'est un coefficient compris entre 0 et 1 qui s'exprime aussi en pourcentage. Plus le *R-squared* est proche de 1 (ou 100 %), plus une partie importante de la variation totale est expliquée par les variables explicatives compte tenu du modèle spécifié et des coefficients estimés. Dans les tableaux de régression, la notation adoptée est R^2 .

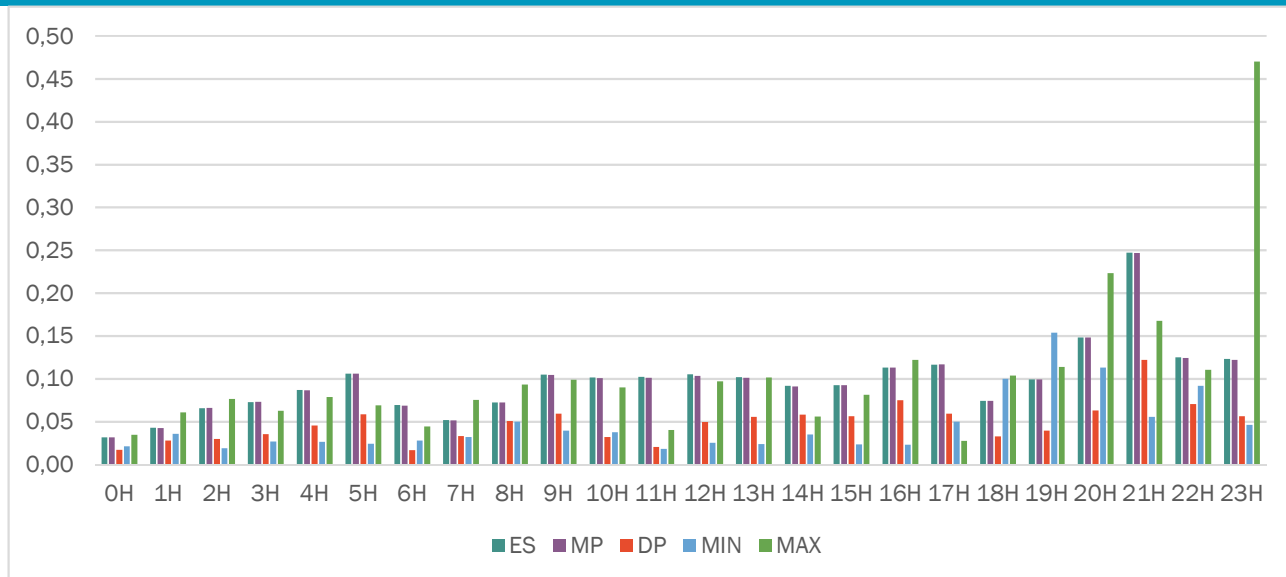
La Figure 10 fait la comparaison des *R-squared* pour les régressions des différents indices de prix infra-journalier. Les régressions qui ont en moyenne les *R-squared* les plus élevés sont celles de l'indice prix d'EPEX SPOT et le prix moyen pondéré par les transactions, avec une valeur de 10,5 %. Les écarts-types sont de 6 points. Les prix maxima ont un *R-squared* plus élevé de 11 % en moyenne, mais avec un écart-type de 9,4 points. Cela s'explique par la très

²⁴ Pour plus d'explication sur les régressions par les moindres carrés ordinaires en présence d'autocorrélation des résidus, voir le chapitre 8 de (Crépon, 2005).

²⁵ Dans le cas d'un modèle auto-régressif, qui comprend la variable endogène retardée d'une période, « le test de Durbin-Watson (DW) est biaisé dans le sens du rejet de l'hypothèse d'autocorrélation des perturbations » (Dormont, 2007, p. 357) poussant à accepter l'hypothèse nulle à tort. Or, ici, le test de DW rejette déjà l'hypothèse nulle. Mener des tests supplémentaires sur l'autocorrélation des résidus n'est donc pas requis.

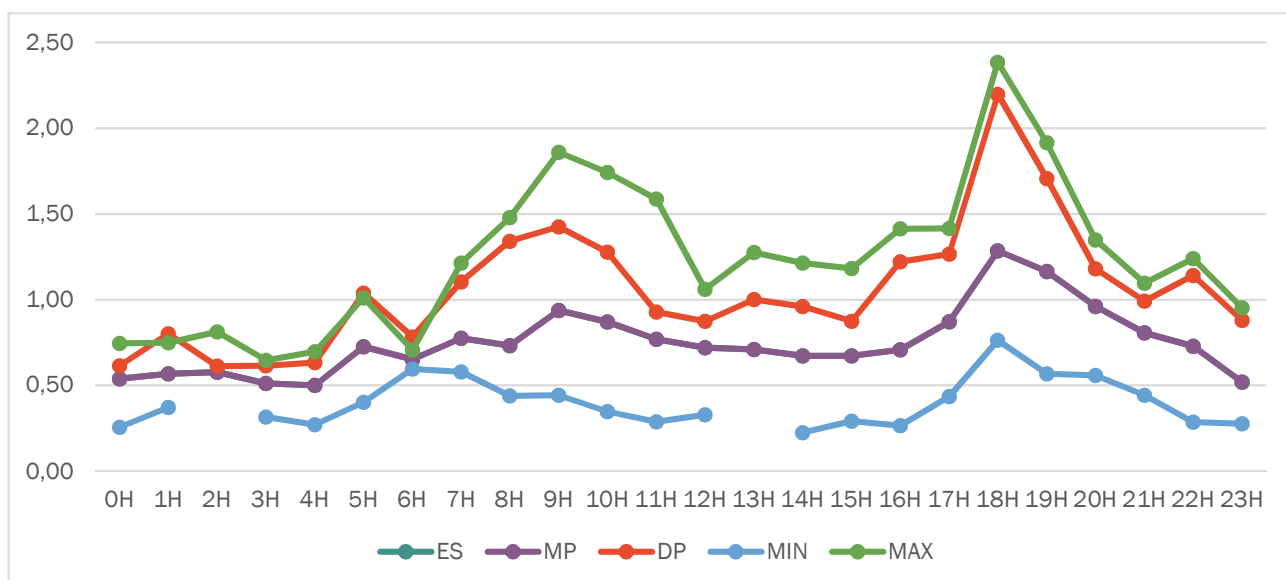
forte influence de la constante qui a un pouvoir explicatif très variable. Le *R-squared* pour la régression sur le prix maximum de 23h atteint 47,1 %. Tous les *R-squared* sont significatifs. Les F-tests menés rejettent systématiquement l'hypothèse nulle de coefficients de la régression tous égaux à zéro (dit aussi « significativité globale »)²⁶.

Figure 10 : Comparaison des *R-squared* pour les différents indices de prix intra-journalier



La Figure 11 représentant les coefficients de sensibilité estimés par les MCO, montre un comportement comparable avec les résultats de la méthode MLR présentés en Figure 7. La hiérarchie des courbes est la même. On observe un pic vers 18h de plus forte amplitude pour les coefficients estimés par les MCO. A la différence de l'estimation MLR, le coefficient estimé à partir du prix intra-journalier minimum suit la même tendance que les autres indices. Les créneaux de 2h et 13h n'ont pas donné de coefficient significatif quand le prix minimum était retenu pour calculer la prime de risque.

Figure 11 : Comparaison des coefficients de sensibilité des écarts de prix aux indisponibilités publiées selon l'indice de prix intra-journalier choisi. Estimation MCO avec toutes les indisponibilités prises en compte



Les valeurs observées des coefficients de sensibilité estimés par les MCO sont d'un ordre comparable avec les estimations par régression MLR ou quantile. Les coefficients sont au maximum à 1/6^e environ de la volatilité journalière pour les indices choisis.

²⁶ Les F-tests restent robuste pour un échantillon très large même quand l'hypothèse de normalité n'est pas respectée (Ali & Sharma, 1996; Knief & Forstmeier, 2021).



ETUDE DE SENSIBILITE DU PRIX DE MARCHÉ DE L'ELECTRICITE AUX PUBLICATIONS D'INFORMATIONS RELATIVES AUX INDISPONIBILITES DES MOYENS DE PRODUCTION EN FRANCE

Septembre 2021

Les tableaux suivants (Tableau 17 et Tableau 18) montrent les valeurs des différents coefficients et des coefficients de détermination pour les régressions par les MCO des primes de risque selon l'indice de prix infra-journalier choisi.

Tableau 17 : Résultats de la régression MCO sur l'écart entre indice de prix infra-journalier EPEX SPOT et prix day-ahead

	0H	1H	2H	3H	4H	5H	6H	7H	8H	9H	10H	11H	12H	13H	14H	15H	16H	17H	18H	19H	20H	21H	22H	23H
α^{ES}	-0,33	-0,19	0,21	0,55	0,51	0,88	1,10	0,34	0,30	-0,50	-0,71	-0,45	-0,22	-0,06	0,62	0,50	0,82	1,19	0,57	0,08	-1,83	-1,38	-0,25	0,01
$\Delta PU_{h,t}$ GW	0,54	0,57	0,58	0,51	0,50	0,73	0,65	0,77	0,73	0,94	0,87	0,77	0,72	0,71	0,67	0,67	0,71	0,87	1,28	1,16	0,96	0,81	0,73	0,52
$FE_{h,t}$ GWH	-0,02	-0,02	0,20	0,00	0,14	0,24	-0,09	0,09	0,16	0,13	0,22	0,24	0,48	0,47	0,55	0,46	0,45	0,33	0,52	0,55	0,55	0,61	0,49	0,45
$FE_{h,t}^{ENR}$ GWH	-0,05	0,00	-0,10	0,09	0,14	0,03	0,07	0,08	0,03	0,02	-0,01	0,04	-0,04	-0,11	-0,09	-0,13	-0,12	-0,10	-0,19	-0,12	-0,13	-0,10	-0,15	-0,10
$NM_{h,t}$ GWH	0,05	0,06	0,09	0,12	0,12	0,19	0,20	0,13	0,12	0,09	0,03	0,10	0,13	0,12	0,15	0,13	0,17	0,24	0,20	0,27	0,01	0,03	0,06	0,09
Var_{24}	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00
$Skew_{24}$	0,10	0,46	0,81	1,13	1,34	1,15	0,94	1,15	1,84	2,14	1,95	1,78	1,77	1,73	1,75	1,58	1,60	1,45	1,84	2,97	1,48	0,76	0,82	0,99
$RP_{h,t-1}^{ES}$	0,07	0,05	0,03	0,03	0,05	0,09	0,08	0,01	-0,02	-0,01	0,00	0,04	0,07	0,08	0,06	0,11	0,14	0,17	0,10	0,02	0,05	0,11	0,20	0,24
R^2	0,03	0,04	0,07	0,07	0,09	0,11	0,07	0,05	0,07	0,10	0,10	0,10	0,11	0,10	0,09	0,09	0,11	0,12	0,07	0,10	0,15	0,25	0,12	0,12

Tableau 18 : Résultats de la régression MCO sur l'écart entre prix moyen pondéré infra-journalier et prix day-ahead

	0H	1H	2H	3H	4H	5H	6H	7H	8H	9H	10H	11H	12H	13H	14H	15H	16H	17H	18H	19H	20H	21H	22H	23H
α^{MP}	-0,33	-0,19	0,20	0,55	0,51	0,88	1,10	0,34	0,30	-0,50	-0,71	-0,45	-0,22	-0,06	0,62	0,50	0,82	1,18	0,56	0,07	-1,84	-1,38	-0,26	0,00
$\Delta PU_{h,t}$ GW	0,54	0,57	0,58	0,51	0,50	0,72	0,65	0,77	0,73	0,94	0,87	0,77	0,72	0,71	0,67	0,67	0,71	0,87	1,29	1,16	0,96	0,81	0,73	0,52
$FE_{h,t}$ GWH	-0,02	-0,02	0,20	0,00	0,14	0,24	-0,09	0,09	0,16	0,13	0,22	0,24	0,49	0,47	0,55	0,46	0,45	0,34	0,52	0,56	0,55	0,61	0,49	0,46
$FE_{h,t}^{ENR}$ GWH	-0,05	0,00	-0,10	0,09	0,14	0,03	0,07	0,08	0,03	0,02	-0,01	0,04	-0,04	-0,11	-0,09	-0,13	-0,12	-0,10	-0,19	-0,12	-0,13	-0,10	-0,15	-0,10
$NM_{h,t}$ GWH	0,05	0,06	0,09	0,12	0,12	0,19	0,19	0,13	0,12	0,09	0,03	0,10	0,13	0,12	0,15	0,13	0,17	0,24	0,20	0,26	0,01	0,03	0,05	0,09
Var_{24}	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00
$Skew_{24}$	0,11	0,46	0,82	1,14	1,34	1,15	0,93	1,15	1,84	2,14	1,94	1,77	1,74	1,71	1,74	1,58	1,61	1,46	1,85	2,99	1,49	0,77	0,83	1,01
$RP_{h,t-1}^{MP}$	0,07	0,05	0,03	0,03	0,05	0,09	0,07	0,01	-0,02	-0,01	0,00	0,04	0,07	0,08	0,06	0,11	0,14	0,17	0,10	0,02	0,05	0,11	0,19	0,23
R^2	0,03	0,04	0,07	0,07	0,09	0,11	0,07	0,05	0,07	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,09	0,09	0,11	0,12	0,07	0,10	0,15	0,25	0,12	0,12

A la différence des résultats de la régression MLR sur l'écart entre dernier prix infra-journalier et prix day-ahead (Tableau 12), le coefficient de sensibilité aux indisponibilités prises dans leur ensemble dans le créneau de 2h n'est que moyennement significatif selon la régression par les MCO (Tableau 19).

Tableau 19 : Résultats de la régression MCO sur l'écart entre dernier prix infra-journalier et prix day-ahead

	0H	1H	2H	3H	4H	5H	6H	7H	8H	9H	10H	11H	12H	13H	14H	15H	16H	17H	18H	19H	20H	21H	22H	23H
α^{DP}	-0,59	-0,04	0,30	0,59	0,64	1,66	1,97	-0,48	-1,53	-1,83	-1,02	0,11	-0,18	-0,95	0,35	0,04	-0,41	0,43	-0,53	-1,55	-2,84	-1,93	-0,50	-0,39
$\Delta PU_{h,t}$ GW	0,62	0,80	0,61	0,61	0,63	1,04	0,78	1,10	1,34	1,43	1,28	0,93	0,87	1,00	0,96	0,87	1,22	1,27	2,20	1,71	1,18	0,99	1,14	0,88
$FE_{h,t}$ GWH	0,24	-0,11	-0,09	0,24	0,38	0,32	0,26	0,14	0,37	0,54	0,80	0,96	0,97	0,96	0,90	0,70	0,94	0,60	1,71	1,19	0,79	0,84	0,62	0,84
$FE_{h,t}^{ENR}$ GWH	-0,06	-0,12	-0,09	0,02	0,00	0,03	0,02	-0,02	0,02	-0,02	-0,25	0,01	-0,19	-0,33	-0,35	-0,33	-0,30	-0,12	-0,42	-0,16	-0,25	-0,32	-0,35	-0,08
$NM_{h,t}$ GWH	0,08	0,10	0,16	0,17	0,17	0,28	0,29	0,07	-0,05	0,03	0,00	0,20	0,17	0,10	0,13	0,14	0,15	0,24	0,13	0,25	-0,03	0,05	0,02	0,09
Var_{24}	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
$Skew_{24}$	0,29	0,42	0,83	0,77	0,84	0,55	0,47	0,57	1,10	1,36	0,89	1,28	1,24	1,14	1,63	1,41	1,30	1,06	1,48	1,78	0,97	1,06	1,40	0,97
$RP_{h,t-1}^{DP}$	0,03	0,04	0,02	0,02	0,04	0,05	0,00	-0,04	-0,05	0,00	-0,02	0,05	0,08	0,07	0,07	0,06	0,05	0,06	0,03	-0,06	0,10	0,05	0,12	0,10
R^2	0,02	0,03	0,03	0,04	0,05	0,06	0,02	0,03	0,05	0,06	0,03	0,02	0,05	0,06	0,06	0,06	0,07	0,06	0,03	0,04	0,06	0,12	0,07	0,06



ETUDE DE SENSIBILITE DU PRIX DE MARCHÉ DE L'ELECTRICITE AUX PUBLICATIONS D'INFORMATIONS RELATIVES AUX INDISPONIBILITES DES MOYENS DE PRODUCTION EN FRANCE

Septembre 2021

A la différence des résultats de la régression MLR sur l'écart entre prix infra-journalier minimum et prix *day-ahead* (Tableau 13), les coefficients de sensibilité aux indisponibilités, estimés par la régression par les MCO (Tableau 20), ne sont pas significatifs aux créneaux de 2h et 4h. La valeur estimée à 13h est faiblement significative. Les coefficients ne sont que moyennement significatifs aux créneaux de minuit, 3h, et de 14h à 16h.

Tableau 20 : Résultats de la régression MCO sur l'écart entre prix infra-journalier minimum et prix *day-ahead*

	0H	1H	2H	3H	4H	5H	6H	7H	8H	9H	10H	11H	12H	13H	14H	15H	16H	17H	18H	19H	20H	21H	22H	23H
α^{MI}	-4,78	-4,66	-3,99	-3,86	-3,54	-3,81	-4,94	-6,81	-6,45	-6,59	-6,21	-6,04	-5,88	-6,06	-5,63	-5,63	-5,42	-6,14	-8,78	-8,78	-7,46	-5,71	-4,87	-6,37
$\Delta P_{h,t}$ GW	0,26	0,37	0,18	0,32	0,27	0,40	0,60	0,58	0,44	0,44	0,35	0,29	0,33	0,16	0,23	0,29	0,27	0,44	0,76	0,57	0,56	0,44	0,29	0,28
$FE_{h,t}$ GWH	-0,13	-0,28	-0,16	-0,13	-0,14	0,17	0,01	0,11	0,10	-0,04	-0,03	0,10	0,25	0,17	0,29	0,15	0,22	0,60	1,13	0,46	0,38	0,32	0,42	0,29
$FE_{h,t}$ ENR GWH	-0,20	-0,25	-0,20	-0,06	-0,07	-0,18	-0,16	-0,02	-0,05	-0,08	-0,15	-0,12	-0,20	-0,27	-0,25	-0,23	-0,22	-0,14	-0,28	-0,18	-0,19	-0,16	-0,19	-0,17
$NM_{h,t}$ GWH	-0,12	-0,11	-0,04	-0,02	0,00	0,04	-0,02	-0,19	-0,23	-0,18	-0,20	-0,11	-0,10	-0,15	-0,17	-0,13	-0,09	-0,11	-0,56	-0,37	-0,22	-0,08	-0,05	-0,14
Var_{24}	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
$Skew_{24}$	0,12	0,45	0,93	0,56	0,79	0,49	0,42	0,28	0,59	0,60	0,59	0,34	0,29	0,24	0,50	0,19	0,07	-0,17	0,81	0,15	-0,04	-0,03	-0,35	-0,40
$RP_{h,t-1}^{MI}$	0,08	0,11	0,05	0,10	0,08	0,09	0,08	0,06	0,10	0,07	0,05	0,03	0,09	0,08	0,10	0,09	0,09	0,10	0,17	0,14	0,13	0,14	0,20	0,12
R^2	0,02	0,04	0,02	0,03	0,03	0,02	0,03	0,03	0,05	0,04	0,04	0,02	0,03	0,02	0,04	0,02	0,02	0,05	0,10	0,15	0,11	0,06	0,09	0,05

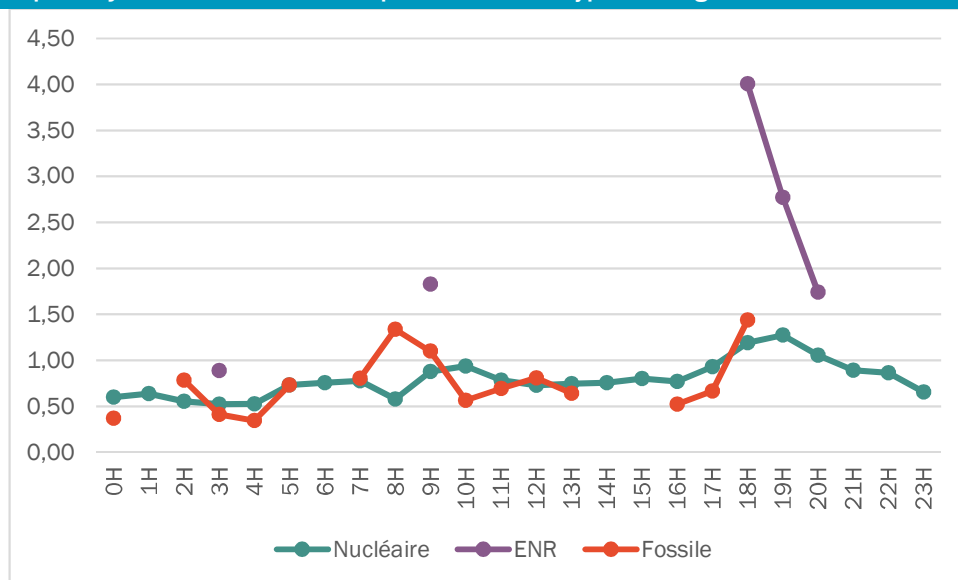
Que ce soit avec une estimation par MCO (Tableau 14) ou par MLR (Tableau 21), les coefficients de sensibilité aux indisponibilités sont très significatifs. Comme pour la prime de risque calculée avec les derniers prix (Tableau 19), les coefficients ont une valeur plus grande. Pour le créneau de 18h, le seuil des 2 € est dépassé.

Tableau 21 : Résultats de la régression MCO sur l'écart entre prix infra-journalier maximum et prix *day-ahead*

	0H	1H	2H	3H	4H	5H	6H	7H	8H	9H	10H	11H	12H	13H	14H	15H	16H	17H	18H	19H	20H	21H	22H	23H
α^{MA}	4,15	4,96	4,86	5,63	5,38	6,10	8,17	6,32	6,12	4,72	3,77	5,54	5,12	5,46	7,56	7,67	7,07	9,84	11,66	10,65	4,09	5,18	4,74	4,91
$\Delta P_{h,t}$ GW	0,74	0,75	0,81	0,65	0,70	1,01	0,71	1,21	1,48	1,86	1,74	1,59	1,06	1,28	1,21	1,18	1,41	1,42	2,39	1,92	1,35	1,10	1,24	0,95
$FE_{h,t}$ GWH	0,25	-0,08	0,11	0,06	0,39	0,19	-0,16	0,02	0,01	0,52	0,41	0,40	0,48	0,40	0,59	0,48	0,47	-0,55	-0,15	0,11	0,18	0,61	0,55	0,70
$FE_{h,t}$ ENR GWH	0,09	0,17	0,13	0,11	0,15	0,24	0,25	0,16	0,08	-0,01	0,06	0,19	0,09	0,01	0,06	0,01	0,00	-0,13	-0,17	-0,02	-0,32	-0,07	-0,26	-0,19
$NM_{h,t}$ GWH	0,21	0,26	0,24	0,28	0,26	0,35	0,49	0,40	0,47	0,39	0,30	0,44	0,41	0,41	0,53	0,51	0,51	0,68	1,21	1,21	0,23	0,35	0,24	0,02
Var_{24}	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,01
$Skew_{24}$	0,12	0,26	0,36	0,35	0,36	0,34	0,61	1,19	2,09	2,07	2,35	1,44	1,43	1,05	1,36	0,84	0,81	1,28	1,62	2,11	1,47	0,28	0,55	-0,67
$RP_{h,t-1}^{MA}$	0,05	0,09	0,10	0,11	0,12	0,09	0,04	0,05	0,04	0,06	0,10	0,07	0,17	0,16	0,07	0,12	0,16	0,06	0,14	0,12	0,04	0,11	0,21	0,04
R^2	0,03	0,06	0,08	0,06	0,08	0,07	0,04	0,08	0,09	0,10	0,09	0,04	0,10	0,10	0,06	0,08	0,12	0,03	0,10	0,11	0,22	0,17	0,11	0,47

Les estimations par MCO pour les filières sont plus instables que par MLR (Figure 9 et Tableau 16). La significativité des coefficients varie beaucoup plus avec quelques points isolés en Figure 12 pour les courbes des indisponibilités des filières fossiles et ENR. La tendance est stable pour la filière nucléaire et comparable avec l'estimation MLR. Les valeurs des estimations par MCO sont plus élevées que par MLR, notamment pour les ENR qui ont un coefficient de sensibilité qui dépasse les 4 €/GWh. Ce qui est cohérent avec le fait que les MCO sont plus sensibles aux valeurs extrêmes.

Figure 12 : Comparaison des coefficients significatifs de sensibilité de l'écart entre indice prix infra-journalier d'EPEX SPOT et prix day-ahead à l'information publiée selon le type d'énergie. Estimation MCO



Le Tableau 22 montre les valeurs de la Figure 12. Les points isolés du graphique ne sont tous que faiblement significatifs. La courbe ENR n'a qu'un point très significatif à 18h.

Tableau 22 : Comparaison des coefficients significatifs de sensibilité de l'écart entre indice prix infra-journalier d'EPEX SPOT et prix day-ahead à l'information publiée selon le type d'énergie. Estimation MCO

	0H	1H	2H	3H	4H	5H	6H	7H	8H	9H	10H	11H	12H	13H	14H	15H	16H	17H	18H	19H	20H	21H	22H	23H
Nucléaire	0,60	0,64	0,56	0,52	0,53	0,73	0,75	0,78	0,58	0,88	0,94	0,78	0,73	0,75	0,76	0,80	0,77	0,93	1,19	1,27	1,06	0,89	0,86	0,66
ENR	-0,64	-0,67	-0,42	0,89	0,75	0,54	0,16	0,41	1,16	1,83	1,09	0,86	-0,20	0,04	-0,14	-0,46	-0,14	0,33	4,01	2,77	1,74	0,91	0,37	0,89
Fossile	0,37	0,36	0,78	0,41	0,34	0,73	0,24	0,81	1,34	1,10	0,56	0,69	0,81	0,64	0,44	0,27	0,52	0,67	1,44	0,55	0,35	0,33	0,17	-0,17

6. CONCLUSION

A 1 GW supplémentaire d'indisponibilité annoncée, l'étude vise à estimer la sensibilité en euros de l'écart entre prix infra-journalier et prix *day-ahead*.

Les estimations faites dans la présente étude sur la base des différentes méthodes utilisées donnent des résultats cohérents avec des signes identiques et des ordres de grandeur comparables. Toutes les régressions menées sont globalement significatives bien que les coefficients de détermination soient entre 5 et 11 % en moyenne selon l'indice de prix infra-journalier choisi pour calculer la prime de risque. Les indisponibilités et les variables de contrôle choisies n'expliquent qu'une petite partie de la variance de l'écart entre prix infra-journalier et *day-ahead*. Les coefficients de sensibilité des écarts de prix infra-journalier et *day-ahead* aux indisponibilités sont très significatifs pour le volume total manquant des indisponibilités prises dans leur ensemble et pour les indisponibilités des centrales nucléaires. La méthode de régression par les MCO montre des coefficients moins significatifs pour les derniers prix et pour le prix minimum infra-journalier entre minuit et 4h et sur la période de 13h à 16h.

Les coefficients de sensibilité aux indisponibilités publiées dans la Figure 7 et au Tableau 14 font apparaître que les coefficients maximaux issus de l'estimation par la méthode du modèle linéaire robuste (MLR) valent entre $1/12^e$ et $1/7^e$ de l'écart-type des écarts de prix entre infra-journalier et *day-ahead*. Ce résultat est aussi obtenu avec les autres méthodes utilisées, régressions quantile et moindres carrés ordinaires (MCO). L'intervalle de l'ensemble des valeurs des coefficients de sensibilité estimés est compris entre 0 et 2,3 euros pour 1 GW indisponible. Les valeurs estimées sont les plus faibles pour le prix infra-journalier minimum hors pointe. A l'opposée, elles sont les plus élevées pour le prix infra-journalier maximum et le dernier prix en heure de pointe. La Figure 7 illustre une tendance croissante de la sensibilité de la prime de risque aux indisponibilités publiées entre 3h et 19h puis une tendance décroissante sur l'autre période.

L'analyse par filière montre un impact prix significatif pour les indisponibilités de moyens de production nucléaires indépendamment de l'heure de livraison concernée. L'impact prix est beaucoup plus faible lorsqu'il s'agit de moyens de production fossiles, mais leurs indisponibilités sont trop peu fréquentes pour avoir des statistiques représentatives. A l'inverse, l'impact prix des indisponibilités des moyens de production ENR, composés surtout de centrales hydrauliques, est plus élevé que pour les autres filières et uniquement significatif entre 18h et 21h.

Enfin, plus l'écart entre prix infra-journalier et prix *day-ahead* est élevé, plus la sensibilité aux indisponibilités publiées est forte avec une progression exponentielle en fonction du quantile de l'écart (Figure 11).

Au regard de ces résultats, il est possible de constater qu'en France les publications des indisponibilités des moyens de production d'électricité **constituent une information susceptible d'influencer le prix, mais que cette influence, mesurée en moyenne et sur un large éventail de quantiles, n'est pas « sensible », dans les conditions de la présente étude, au sens du règlement REMIT²⁷.**

Il convient de rappeler que la présente étude sur la sensibilité du prix de gros de l'électricité aux publications d'informations concernant les indisponibilités des moyens de production ne représente qu'une des méthodes d'analyse de la sensibilité possibles. D'autres méthodologies d'analyse²⁸ sont envisageables. Les résultats obtenus sont donc pertinents uniquement dans le cadre de la présente étude, avec des voies de généralisation limitées.

Par ailleurs il est de la responsabilité de chaque acteur du marché d'effectuer sa propre évaluation du caractère privilégié d'une information, incluant l'évaluation de l'influence sensible sur les prix des produits énergétiques de gros. Cette évaluation doit nécessairement se faire au cas par cas.

²⁷ Une information sensible a, au sens du règlement REMIT, une influence sur le prix de gros d'électricité non négligeable.

²⁸ Parmi les méthodologies alternatives certaines peuvent être citées :

- il est possible d'étudier le nombre et les caractéristiques d'ordres émis et des transactions réalisées pour le produit concerné par l'indisponibilité pendant une période de temps limitée après la publication de la disponibilité. Les observations réalisées peuvent être comparées à la période précédant la publication de l'indisponibilité afin d'estimer l'ampleur de son impact sur le comportement des acteurs du marché ;
- il est possible de développer un modèle du *pricing* du prix *day-ahead* afin de pouvoir simuler le calcul du résultat de l'enchère en retirant les volumes normalisés correspondant à une indisponibilité théorique ;
- il est possible d'appliquer les mêmes méthodologies de régression comme dans la présente étude, en se focalisant cependant à l'analyse de la sélection des périodes les plus tendues pour le marché, ou sur une sélection des indisponibilités fortuites uniquement.

INDEX DES TABLEAUX

Tableau 1 : Statistiques descriptives des prix de gros français de l'électricité (2015-2020).....	7
Tableau 2 : Coefficient d'Asymétrie de Fisher-Pearson et coefficient de Kurtosis de Fisher des séries de prix.....	8
Tableau 3 : Statistiques des écarts de prix sur 52 580 observations entre 2015 et 2020.....	11
Tableau 4 : Moyennes des écarts de prix selon le produit horaire concerné	12
Tableau 5 : Coefficient d'Asymétrie de Fisher-Pearson et coefficient de Kurtosis de Fisher des séries des écarts de prix pour l'ensemble des valeurs de 2015 à 2020.....	14
Tableau 6 : Asymétrie et Kurtosis des séries des écarts de prix sur les dernières 24h de 2015 à 2020.....	14
Tableau 7 : Statistiques des variables explicatives physiques.....	16
Tableau 8 : Stationnarité des variables.....	17
Tableau 9 : Abréviations des variables utilisées.....	19
Tableau 10 : Résultats de la régression MLR sur l'écart entre indice de prix infra-journalier EPEX SPOT et prix <i>day-ahead</i>	21
Tableau 11 : Résultats de la régression MLR sur l'écart entre prix moyen pondéré infra-journalier et prix <i>day-ahead</i>	21
Tableau 12 : Résultats de la régression MLR sur l'écart entre dernier prix infra-journalier et prix <i>day-ahead</i>	21
Tableau 13 : Résultats de la régression MLR sur l'écart entre prix infra-journalier minimum et prix <i>day-ahead</i>	22
Tableau 14 : Résultats de la régression MLR sur l'écart entre prix infra-journalier maximum et prix <i>day-ahead</i>	22
Tableau 15 : Comparaison des coefficients de sensibilité des quantiles d'écarts de prix à l'information publiée selon l'indice de prix infra-journalier choisi, répartis par quantile	23
Tableau 16 : Comparaison des coefficients significatifs de sensibilité de l'écart entre indice prix infra-journalier d'EPEX SPOT et prix <i>day-ahead</i> à l'information publiée selon le type d'énergie. Estimation MLR.....	24
Tableau 17 : Résultats de la régression MCO sur l'écart entre indice de prix infra-journalier EPEX SPOT et prix <i>day-ahead</i>	27
Tableau 18 : Résultats de la régression MCO sur l'écart entre prix moyen pondéré infra-journalier et prix <i>day-ahead</i>	27
Tableau 19 : Résultats de la régression MCO sur l'écart entre dernier prix infra-journalier et prix <i>day-ahead</i>	27
Tableau 20 : Résultats de la régression MCO sur l'écart entre prix infra-journalier minimum et prix <i>day-ahead</i>	28
Tableau 21 : Résultats de la régression MCO sur l'écart entre prix infra-journalier maximum et prix <i>day-ahead</i> ...	28
Tableau 22 : Comparaison des coefficients significatifs de sensibilité de l'écart entre indice prix infra-journalier d'EPEX SPOT et prix <i>day-ahead</i> à l'information publiée selon le type d'énergie. Estimation MCO.....	29

INDEX DES FIGURES

Figure 1 : Moyenne horaire des séries de prix <i>day-ahead</i> et infra-journalier sur la période 2015-2020	8
Figure 2 : Décomposition journalière sur décembre 2020	9
Figure 3 : Décomposition mensuelle de 2015 à 2020	10
Figure 4 : Moyennes horaires des écarts entre prix infra-journalier et <i>day-ahead</i> sur la période 2015-2020	13
Figure 5 : Valeurs absolues des moyennes horaires des écarts entre prix infra-journalier et <i>day-ahead</i> minimum et maximum sur la période 2015-2020.....	13
Figure 6 : Corrélations des variables utilisées dans les différentes régressions.....	18
Figure 7 : Comparaison des coefficients de sensibilité des écarts de prix aux indisponibilités publiées selon l'indice de prix infra-journalier choisi. Estimation MLR avec toutes les indisponibilités prises en compte	22
Figure 8 : Comparaison des coefficients de sensibilité des quantiles d'écarts de prix à l'information publiée selon l'indice de prix infra-journalier choisi, répartis par quantile	23
Figure 9 : Comparaison des coefficients significatifs de sensibilité de l'écart entre indice prix infra-journalier d'EPEX SPOT et prix <i>day-ahead</i> à l'information publiée selon le type d'énergie. Estimation MLR.....	25
Figure 10 : Comparaison des <i>R-squared</i> pour les différents indices de prix infra-journalier	26
Figure 11 : Comparaison des coefficients de sensibilité des écarts de prix aux indisponibilités publiées selon l'indice de prix infra-journalier choisi. Estimation MCO avec toutes les indisponibilités prises en compte.....	26
Figure 12 : Comparaison des coefficients significatifs de sensibilité de l'écart entre indice prix infra-journalier d'EPEX SPOT et prix <i>day-ahead</i> à l'information publiée selon le type d'énergie. Estimation MCO	29

BIBLIOGRAPHIE

- Ali, M. M., & Sharma, S. C. (1996). Robustness to nonnormality of regression F-tests. *Journal of Econometrics*, 71(1-2), 175-205. doi:[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01700-X](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01700-X)
- Anscombe, F. J., & Glynn, W. J. (1983). Distribution of the kurtosis statistic b_2 for normal samples. *Biometrika*, 70(1), 227-234. doi:10.1093/biomet/70.1.227
- Bessembinder, H., & Lemmon, L. M. (2002). Equilibrium Pricing and Optimal Hedging in Electricity Forward Markets. *The Journal of Finance*, 57, 1347-1382. doi:10.1111/1540-6261.00463
- Crépon, B. (2005). *Econométrie linéaire*. INSEE France. Récupéré sur www.ensae.fr/paristech/SE2C2/Cours_2005_06.pdf
- D'Haultfœuille, X., & Givord, P. (2014). La régression quantile en pratique. *Economie et statistique*, 471(1), 85-111. doi:10.3406/estat.2014.10484
- D'agostino, R. B., Belanger, A., & D'agostino Jr., R. B. (1990).) A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality. *The American Statistician*, 44(4), 316-321. doi:10.1080/00031305.1990.10475751
- Dormont, B. (2007). *Introduction à l'économétrie*. Montchrestien.
- Ertur, C. (1998). *Méthodologies de test de la racine unitaire*. [Rapport de recherche], Laboratoire d'analyse et de techniques économiques (LATEC).
- Hagemann, S. (2015). Price determinants in the German intraday market for electricity: an empirical analysis. *Journal of Energy Markets*, 8(2), 21-45. doi:10.21314/JEM.2015.128
- Haugom, E., & Ullrich, C. J. (2012). Market efficiency and risk premia in short-term forward prices. *Energy Economics*, 34(6), 1931-1941. doi:10.1016/j.eneco.2012.08.003
- Huber, P. (1964). Robust Estimation of a Location Parameter. *The Annals of Mathematical Statistics*, 35(1), 73-101.
- Knief, U., & Forstmeier, W. (2021). Violating the normality assumption may be the lesser of two evils. *Behavior Research Methods*. doi:<https://doi.org/10.3758/s13428-021-01587-5>
- Lazarczyk, E. (2015). *Private and public information on the Nordic intra-day electricity market*. (No. 1064). IFN Working Paper.
- Lazarczyk, E. (2016). Market-specific news and its impact on forward premia on electricity markets. *Energy Economics*, 54, 326-336. doi:10.1016/j.eneco.2015.12.015
- Longstaff, F. A., & Wang, A. W. (2004). Electricity Forward Prices: A High-Frequency Empirical Analysis. *The Journal of Finance*, 59(4), 1877-1900. doi:10.1111/j.1540-6261.2004.00682.x
- Pham, T. (2019). Do German renewable energy resources affect prices and mitigate market power in the French electricity market ? *Applied Economics*, 51:54, 5829-5842. doi:10.1080/00036846.2019.1624919
- Valitov, N. (2019). Risk premia in the German day-ahead electricity market revisited: The impact of negative prices. *Energy Economics*, 82, 70-77. doi:10.1016/j.eneco.2018.01.020
- Valitov, N., & Maier, A. (2020). Asymmetric information in the German intraday electricity market. *Energy Economics*, 89, 104785. doi:10.1016/j.eneco.2020.104785
- Viehmann, J. (2011). Risk premiums in the German day-ahead Electricity Market. *Energy Policy*, 39(1), 386-394. doi:10.1016/j.enpol.2010.10.016
- Weron, R. (2005). *Heavy tails and electricity prices*. HSC Research Reports .