



Université du Québec en Outaouais
Département des sciences administrative

Étude économétrique des effets de l'incertitude politique sur la volatilité et les rendements du marché obligataire.

Projet de mémoire présenté par
Zachary Fontaine Bergeron

Maitrise en économie financière
Supervisé par : David Tessier, Ph.D

Automne 2025

Remerciements

J'aimerais tout d'abord remercier mon professeur David Tessier pour son encadrement, sa présence, son soutien et ses efforts constants pour m'aider à rédiger ce mémoire. Merci pour nos nombreuses discussions, qu'elles soient économétriques, macroéconomiques ou simplement liées à l'actualité. Elles m'ont permis d'approfondir mes connaissances et ont grandement contribué à faire de ma maîtrise une expérience exceptionnelle. Merci pour votre temps, votre aide et vos conseils précieux, qui m'ont permis d'exceller dans ce programme d'économie financière.

Je tiens également à remercier mes parents, Frédéric et Geneviève, pour votre soutien sincère, tant sur le plan mental qu'émotionnel, tout au long de mon parcours académique. Merci d'être des modèles, des personnes acharnées et dévouées. Vous m'avez transmis des valeurs qui m'ont permis de me dépasser dans chacun des défis que j'ai entrepris.

Un énorme merci à ma partenaire de vie, Imogen, pour ton temps, ton soutien, ton aide et ton réconfort durant ces longues journées d'étude et de remise en question. Tu es une de mes plus grandes sources d'inspiration, et sans toi, je n'aurais jamais commencé cette maîtrise.

Enfin, je souhaite remercier mes amis et compagnons de maîtrise, Alexandre, Nathan et Jeremy, qui m'ont poussé à donner le meilleur de moi-même dans mes cours, dans la rédaction de mon mémoire et dans ma vie en général durant cette période. Sans vous, je n'aurais pas pris autant de plaisir à me surpasser ni eu autant de motivation à apprendre.

Résumé

Ce mémoire a pour objectif d'analyser l'effet de l'incertitude politique sur la volatilité et les rendements des taux d'intérêt du Trésor américain à différentes maturités. Nous étudions plus précisément la réaction des segments court, moyen et long terme de la courbe des taux à la suite de l'élection présidentielle américaine de 2016, considérée comme un choc exogène d'incertitude.

Pour atteindre cet objectif, nous utilisons des données quotidiennes provenant de la base FRED, couvrant la période de juillet 2016 à février 2017. Les variables d'incertitude retenues sont l'indice Economic Policy Uncertainty (EPU) et l'indice de volatilité implicite (VIX). Après avoir vérifié la stationnarité des séries, nous estimons des modèles de volatilité conditionnelle de type ARCH et GARCH à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance (MLE) sous Python.

Les résultats indiquent une hétérogénéité marquée selon la maturité. Le taux à 3 mois présente une volatilité faible et transitoire, tandis que le taux à 2 ans demeure stable, sans structure conditionnelle significative. Le taux à 10 ans affiche une volatilité plus élevée mais peu persistante. L'EPU et le VIX ne montrent pas d'effet significatif, suggérant une volatilité principalement endogène.

Nous concluons que l'incertitude politique influence différemment les segments de la courbe des taux. Une piste de recherche future consisterait à tester la causalité de Granger entre l'EPU, le VIX et les rendements obligataires afin d'approfondir la compréhension des canaux de transmission de l'incertitude.

Table des matières

Liste des abréviations	6
1. Introduction	7
2. Cadre théorique	9
2.1 Définition des types d’incertitude	9
2.2 Mesures de l’incertitude politique.....	10
2.3 Canaux de transmission de l’incertitude	10
2.4 Typologie des chocs d’incertitude politique	11
3. Revue de littérature des principales contributions empiriques	11
3.1 Bloom, N. (2009). <i>The Impact of Uncertainty Shocks. Econometrica</i>	11
3.2 Bloom, N. (2014). <i>Fluctuations in Uncertainty. Journal of Economic Perspectives</i> ...	14
3.3 Christiano, L. J., Motto, R., & Rostagno, M. (2014). <i>Risk Shocks. American Economic Review</i>	16
3.4 Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). <i>Measuring Economic Policy Uncertainty. Quarterly Journal of Economics</i>	18
3.5 Bloom, N., Bunn, P., Chen, S., Mizen, P., & Smietanka, P. (2018). <i>Really Uncertain Business Cycles. Econometrica</i>	20
3.6 Barrero, J. M., & Bloom, N. (2020). <i>Economic Uncertainty and the Recovery. Brookings Papers on Economic Activity</i>	21
3.7 Alfaro, I., Bloom, N., & Lin, X. (2024). <i>The Finance Uncertainty Multiplier. Journal of Political Economy</i>	23
4. Conclusion de la revue de littérature	25
5. Hypothèses de recherche	26
5.1 Hypothèse sur l’effet de l’incertitude politique sur les rendements des produits à revenu fixe	26
5.2 Hypothèse sur l’effet de l’incertitude politique sur la volatilité des rendements des produits à revenu fixe	27
6. Méthodologie	27
6.1 Choix du cadre d’analyse	27
6.2 Données et variables	29
6.3 Modélisation économétrique.....	32
6.3.1 Préparation des données pour l’analyse économétrique	32
6.3.2 Préparation des modèles principaux	33

6.3.3 Application à plusieurs maturités obligataires	34
6.3.4 Intégration des variables exogènes	35
6.3.5 Méthode d'estimation et validation	35
6.3.6 Tests de diagnostic et mesures complémentaires	40
7. Estimation et résultats	42
7.1 Analyse descriptive des séries.....	43
7.2. Protocole d'estimation et critères.....	47
7.3. Résultats par maturité	47
7.4. Conclusion des résultats.....	52
8. Conclusion	54
9. Références bibliographiques	58
10. Annexes	61

Liste des abréviations

ACF :	Fonction d'autocorrélation.
ADF :	Test de stationnarité de Dickey–Fuller augmenté.
AIC :	Critère d'information d'Akaike.
ARCH :	Hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive.
BIC :	Critère d'information bayésien.
DSGE :	Modèle d'équilibre général dynamique et stochastique.
EGARCH :	Modèle GARCH exponentiel.
MLE :	Estimation par maximum de vraisemblance.
FRED :	Federal Reserve Economic Data.
GARCH :	Hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive généralisée.
MCO :	Moindres carrés ordinaires.
PACF :	Fonction d'autocorrélation partielle.
S&P 500 :	Indice boursier Standard & Poor's 500.
VIX :	Indice de volatilité implicite (CBOE) basé sur le S&P 500.
EPU :	Economic Policy Uncertainty.
NBER :	National Bureau of Economic Research.

1. Introduction

L'incertitude politique est devenue une composante majeure de l'environnement économique contemporain. Elle reflète l'imprévisibilité des décisions gouvernementales, des résultats électoraux, des conflits géopolitiques ou des changements de réglementation, de multiples facteurs susceptibles de perturber les anticipations des agents économiques. Ces chocs d'incertitude modifient les comportements d'investissement, affectent la confiance des ménages et des entreprises et se répercutent rapidement sur les marchés financiers par le biais d'une volatilité accrue et de rendements anormaux. À une époque marquée par une polarisation politique croissante, des tensions commerciales internationales persistantes et des événements exogènes soudains, tels que la pandémie de COVID-19, l'élection de Trump ou l'invasion de l'Ukraine, les marchés sont de plus en plus sensibles à ces incertitudes exogènes, qui influencent tant la microstructure que la dynamique globale des prix d'actifs.

L'intérêt académique pour ce phénomène s'est renforcé à la suite de la crise financière mondiale de 2008, où les politiques budgétaires et monétaires non conventionnelles, de même que les débats politiques autour des plafonds d'endettement, ont contribué à une incertitude sans précédent. L'un des tournants méthodologiques les plus importants de cette littérature a été l'introduction de mesures quantifiables d'incertitude, en particulier l'Economic Policy Uncertainty Index (EPU) proposé par Baker, Bloom et Davis (2016), qui utilise le traitement de texte sur des articles de journaux pour suivre l'évolution de l'incertitude politique dans différents pays. Ce type d'indicateur a permis une analyse rigoureuse du lien entre incertitude politique, volatilité des marchés et ralentissements économiques.

La littérature empirique démontre que les épisodes d'incertitude politique sont associés à une baisse de l'investissement privé, une réduction de l'emploi et une diminution des rendements boursiers. Les travaux de Bloom (2009, 2014, 2016, 2018, 2020) montrent que les chocs d'incertitude agissent comme des chocs de second moment, c'est-à-dire qu'ils augmentent la variance perçue des chocs futurs, ce qui incite les entreprises à adopter une posture attentiste, retardant ainsi embauches, expansions, investissements et plus encore. Cette réaction prudente, bien qu'individuellement rationnelle, peut générer une contraction agrégée de l'activité économique. Du point de vue des marchés financiers, ces chocs se traduisent par

une hausse de la volatilité implicite (VIX), une réduction du volume des transactions, et des comportements d'arbitrage affectés. Par ailleurs, certaines recherches, comme celle de Christiano, Motto et Rostagno (2014), démontrent que l'augmentation du risque financier endogène, mesuré par la volatilité idiosyncratique des rendements, constitue un déterminant majeur des cycles économiques.

Ce mémoire s'inscrit dans cette lignée de recherche en étudiant l'effet de l'incertitude politique sur la volatilité et les rendements du marché obligataire, à travers une perspective économétrique. L'un des cas empiriques les plus riches pour illustrer cette problématique est l'élection de Donald Trump en 2016, caractérisée par une montée des tensions commerciales, des incertitudes fiscales et réglementaires, ainsi qu'une communication gouvernementale erratique. Cet événement constitue un choc politique exogène, dont l'impact sur les marchés peut être quantifié à travers des méthodes économétriques avancées.

La prochaine section, étant le cadre théorique, aura pour but de définir certains concepts avant la revue de littérature. Par la suite, celle-ci vise à passer en revue les principales contributions scientifiques qui ont étudié l'effet de l'incertitude politique sur les marchés financiers. Pour ce faire, elle s'articulera autour des éléments suivants, soit les hypothèses formulées dans les études analysées, les types de données utilisées (indices textuels, séries financières, enquêtes d'entreprises, etc.), les méthodologies retenues (VAR structurels, modèles DSGE intégrant l'hétérogénéité des firmes, modèles GARCH et SMM), ainsi que les principaux résultats obtenus et leurs implications politiques et financières. Une attention particulière sera portée aux contributions de Nicholas Bloom, dont les travaux sont à la fois fondateurs et méthodologiquement novateurs dans l'analyse de l'incertitude économique.

En synthétisant cette littérature, le but est de dégager les régularités empiriques qui permettront de formuler une hypothèse propre à ce mémoire. La revue de littérature fournira donc un socle théorique et empirique solide pour justifier la démarche économétrique retenue pour la suite des estimations et résultats.

2. Cadre théorique

2.1 Définition des types d'incertitude

L'incertitude économique est une notion complexe qui englobe l'ensemble des situations dans lesquelles les agents économiques sont confrontés à une absence partielle d'information sur l'évolution future des variables économiques. Elle se distingue du simple risque, tel que défini par Knight (1921), par le fait que l'incertitude ne se laisse pas facilement modéliser par des distributions de probabilité connues. L'incertitude politique, quant à elle, constitue une sous-catégorie spécifique qui concerne la difficulté d'anticiper les futures décisions des gouvernements, les élections, les changements réglementaires ou fiscaux, les tensions géopolitiques ou les conflits commerciaux. Elle est particulièrement pertinente pour les marchés financiers, dont les attentes se construisent sur des horizons de court à moyen terme, hautement sensibles aux signaux politiques. Ces différentes formes d'incertitude peuvent être distinguées comme suit :

- Incertitude politique : difficulté d'anticiper les décisions gouvernementales, les élections ou les changements réglementaires.
- Incertitude économique : absence générale d'information sur l'évolution future des variables économiques influençant la production, la consommation et les marchés financiers.
- Incertitude macroéconomique : imprévisibilité de l'évolution des grandes variables économiques telles que la croissance, l'inflation ou le chômage.
- Incertitude politique économique : combinaison des incertitudes politique et macroéconomique, liée aux politiques économiques menées par les autorités publiques.
- Incertitude microéconomique : incertitude propre aux entreprises et aux ménages concernant leurs coûts, ventes, revenus ou décisions d'investissement.

Nicholas Bloom (2009, 2014) distingue clairement les chocs d'incertitude des chocs de premier moment (comme un choc de productivité) en les qualifiant de chocs de second moment. Ces derniers augmentent la variance attendue des chocs futurs sans affecter nécessairement leur moyenne. Ce changement de distribution provoque un comportement du type « wait and see » chez les entreprises, qui retardent leurs décisions d'embauche et d'investissement. Sur les marchés financiers, ce phénomène se traduit par une augmentation de la volatilité implicite et une prime de risque plus élevée exigée par les investisseurs.

2.2 Mesures de l'incertitude politique

La difficulté principale dans les études empiriques reliées à l'incertitude politique réside dans sa quantification. Plusieurs approches ont été proposées dans la littérature, parmi lesquelles trois se démarquent :

1. L'indice EPU (Economic Policy Uncertainty) de Baker, Bloom et Davis (2016), basé sur la fréquence de co-occurrence des termes « économie », « politique » et « incertitude » dans des articles de presse. Il existe en version nationale (États-Unis, Chine, Canada, etc.) et sectorielle (incertitude fiscale, santé, commerce international, etc.).
2. La volatilité implicite (ex : VIX), qui mesure l'incertitude perçue par les investisseurs sur le marché des options. Elle est souvent utilisée comme proxy de l'incertitude agrégée mais ne distingue pas les origines politiques.
3. Les désaccords entre prévisions « forecaster disagreement » et les enquêtes de confiance auprès des entreprises (comme la Survey of Business Uncertainty), qui capturent les anticipations subjectives des agents.

Ces mesures peuvent être utilisées individuellement ou combinées dans des modèles empiriques pour saisir différents aspects de l'incertitude.

2.3 Canaux de transmission de l'incertitude

Plusieurs mécanismes théoriques permettent d'expliquer comment l'incertitude politique affecte l'économie réelle et les marchés financiers :

- Effet d'attentisme (wait and see) : Face à une incertitude accrue, les firmes préfèrent retarder leurs décisions d'investissement irréversibles (Dixit & Pindyck, 1994).
- Risque de réallocation inefficace : Une hausse de l'incertitude ralentit la destruction créatrice (Bloom et al., 2018), limitant les gains d'efficience agrégés.
- Prime de risque accrue : Les investisseurs demandent une rémunération plus élevée pour compenser l'incertitude politique, ce qui fait baisser les valorisations boursières.
- Rigidités financières : En présence de frictions financières, l'incertitude peut amplifier les cycles économiques, comme le montre Christiano et al. (2014) avec leur modèle DSGE incluant un canal financier à la Bernanke-Gertler-Gilchrist (BGG).

2.4 Typologie des chocs d'incertitude politique

Les chocs d'incertitude politique peuvent être classés selon leur origine :

- Événements électoraux : élections présidentielles incertaines, comme celles de Donald Trump (2016) ou de Jair Bolsonaro (2018).
- Changements de politique économique : annonces de réformes fiscales, guerres commerciales, tensions réglementaires.
- Chocs géopolitiques : conflits armés, terrorisme, tensions diplomatiques.
- Crises sanitaires ou environnementales : bien que non politiques au départ, la réponse gouvernementale peut créer une incertitude politique (ex. COVID-19).

Chacune de ces sources peut générer une volatilité spécifique, qui interagit avec les cycles économiques et les dynamiques boursières.

3. Revue de littérature des principales contributions empiriques

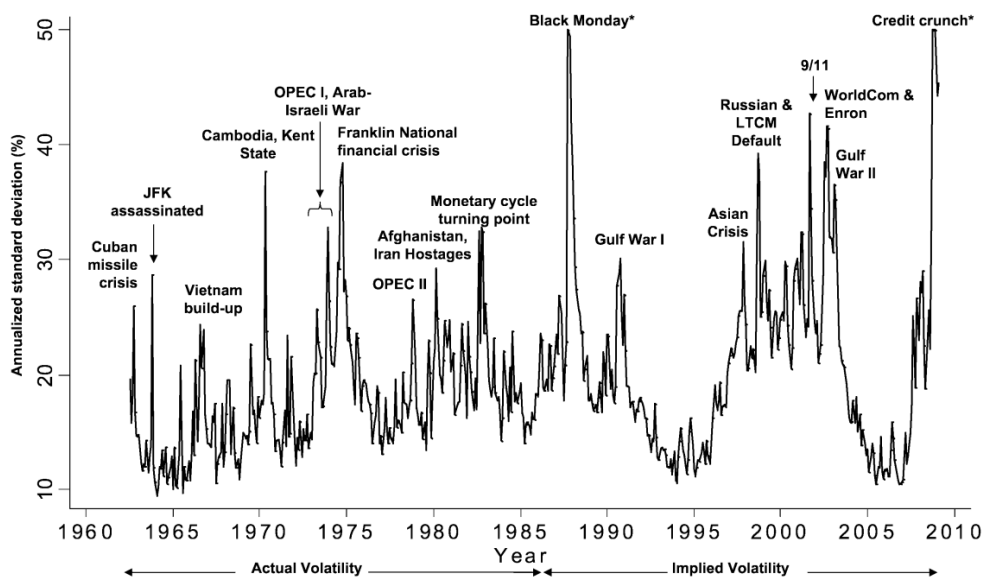
Dans cette section, chaque article majeur est présenté individuellement sous forme de texte continu, avec son titre en en-tête. L'objectif est d'analyser les hypothèses, les méthodes, les résultats et les limites de chaque contribution dans une logique cumulative visant à construire un socle théorique et empirique robuste.

3.1 Bloom, N. (2009). *The Impact of Uncertainty Shocks*. *Econometrica*

Cet article représente une contribution déterminante dans la compréhension des effets macroéconomiques des chocs d'incertitude. Nicholas Bloom y développe un cadre structurel intégrant explicitement des chocs de second moment, c'est-à-dire des chocs qui modifient la variance anticipée des chocs futurs sans en affecter nécessairement la moyenne. L'analyse repose sur l'hypothèse que l'incertitude provoque une attitude attentiste chez les entreprises qui préfèrent retarder ou suspendre leurs décisions d'investissement et d'embauche lorsqu'elles perçoivent un environnement plus volatile ou risqué. Cette logique est cohérente avec la théorie des options réelles développée par Dixit et Pindyck (1994), selon laquelle il est optimal de retarder une décision irréversible dans un contexte incertain.

Pour étayer son analyse, Bloom développe un modèle structurel d'entreprise dans lequel les chocs d'incertitude sont modélisés comme des variations stochastiques de la volatilité d'un processus de marche aléatoire affectant la productivité et la demande. Le modèle incorpore une fonction de production Cobb-Douglas et une courbe de demande isoélastique, et il tient compte de différents types de coûts d'ajustement (coûts fixes, coûts quadratiques et irréversibilités partielles). L'auteur montre que ces coûts créent une zone d'inaction dans l'espace des décisions d'investissement et d'embauche, zone qui s'élargit en période d'incertitude élevée.

Empiriquement, Bloom mobilise un large éventail de données. Il utilise des données de marché (telles que le VIX), des données de firmes issues de la base Compustat (profits, investissements, emploi, ventes), des données sectorielles sur la productivité (TFP) ainsi que des données d'enquêtes sur les anticipations macroéconomiques (Livingston Survey). Il démontre que les hausses de volatilité boursière sont fortement corrélées à d'autres mesures de l'incertitude, comme la dispersion des prévisions de profits ou de productivité entre firmes. Pour démontrer ces explications, Bloom utilise le graphique ci-dessous qui montre l'évolution mensuelle de la volatilité du marché boursier américain entre 1960 et 2010. Cette figure met en évidence que les pics de volatilité coïncident avec des événements politiques ou économiques majeurs, comme la crise des missiles de Cuba, le 11 septembre ou la crise financière de 2008. La volatilité est mesurée à partir de l'indice VIX disponible à partir de 1986. Pour les années antérieures, Bloom utilise la volatilité réalisée des rendements journaliers du S&P500, ajustée pour correspondre aux propriétés statistiques du VIX. Cette image sert ainsi à démontrer empiriquement que les chocs d'incertitude provoquent des réactions immédiates sur les marchés financiers, renforçant l'idée que ces chocs ont des effets réels sur l'économie.



L'estimation du modèle repose sur la méthode des moments simulés (Simulated Method of Moments, SMM), qui permet d'identifier les paramètres structurels à partir des moments empiriques observés dans les données de firmes. En parallèle, Bloom utilise des modèles VAR (Vector Autoregression) pour estimer l'impact des chocs d'incertitude sur les variables macroéconomiques. Les résultats sont concluants : un choc d'incertitude typique entraîne une baisse de 1 à 2 % de la production industrielle et de l'emploi dans les quatre mois suivant le choc, suivie d'un retour à la normale en six à huit mois. À moyen terme, on observe un phénomène de « volatility overshoot », c'est-à-dire une surcompensation de l'activité économique due à la convexité locale des fonctions d'investissement et d'embauche. Ces dynamiques sont illustrées dans les figures 2 et 3 de Bloom (2009), qui présentent les réponses impulsionnelles de la production industrielle et de l'emploi à un choc d'incertitude. Voir l'annexe A pour les figures A1 et A2 qui illustrent les réponses impulsionnelles estimées par VAR.

Toutefois, ce travail présente certaines limites. D'abord, le modèle suppose un retour relativement rapide à l'équilibre, ce qui peut sous-estimer les effets persistants de certains chocs d'incertitude notamment ceux liés à des facteurs politiques ou géopolitiques prolongés. Ensuite, bien que l'article fonde son analyse sur des chocs d'origine exogène, il ne distingue pas clairement l'incertitude politique de l'incertitude macroéconomique générale. Enfin, la mesure d'incertitude est basée sur la volatilité implicite des marchés, ce qui ne capture pas nécessairement les dimensions qualitatives ou narratives des événements politiques. Ces

limites seront comblées par les recherches ultérieures, notamment par l'introduction d'indices textuels.

En somme, Bloom (2009) pose les bases théoriques et empiriques d'une littérature florissante sur les effets économiques des chocs d'incertitude. Il démontre que même des chocs purement informationnels, sans modification du niveau des fondamentaux économiques, peuvent engendrer des cycles économiques significatifs. Ce résultat ouvre la voie à une réflexion plus large sur la place de l'information, des anticipations et de la confiance dans les modèles macroéconomiques contemporains.

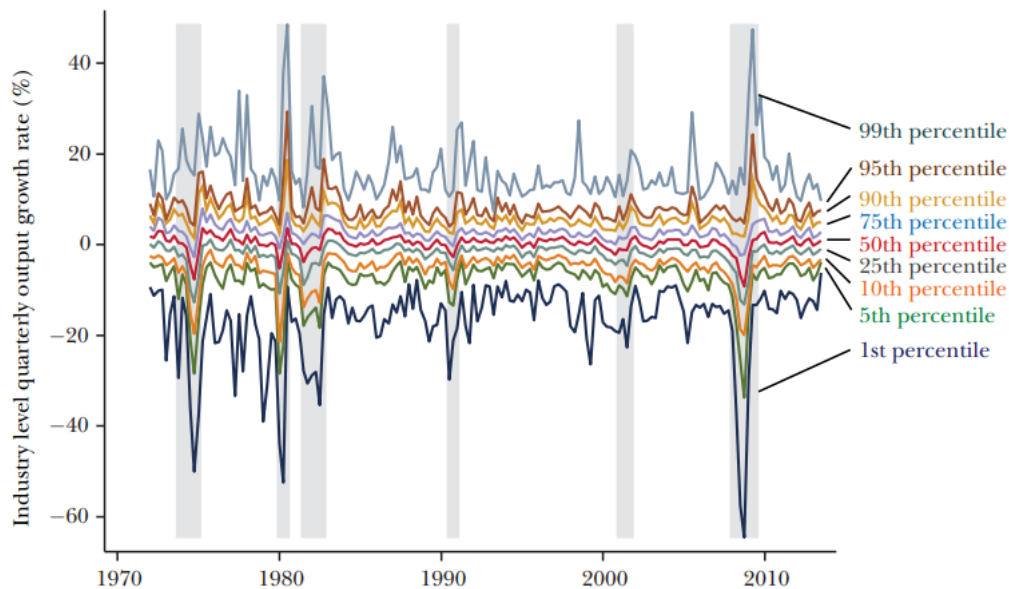
3.2 Bloom, N. (2014). *Fluctuations in Uncertainty. Journal of Economic Perspectives*

Dans son article « *Fluctuations in Uncertainty* » (2014), Nicholas Bloom propose une synthèse approfondie des faits stylisés, des mécanismes théoriques et des résultats empiriques relatifs à l'incertitude économique. Il y défend l'idée que l'incertitude, loin d'être un simple bruit statistique, constitue un facteur macroéconomique central, capable d'amplifier les cycles économiques, de freiner l'investissement et l'embauche, et de réduire la sensibilité des agents aux politiques économiques.

L'auteur commence par établir quatre faits empiriques majeurs. Premièrement, l'incertitude macroéconomique est fortement contre-cyclique. L'indice VIX, qui mesure la volatilité implicite du S&P500 à 30 jours, augmente en moyenne de 58 % pendant les récessions. De même, la dispersion des prévisions de production industrielle entre économistes (mesurée par l'écart-type des prévisions dans le Survey of Professional Forecasters) est 64 % plus élevée en période de récession. Deuxièmement, l'incertitude microéconomique augmente également en période de ralentissement. La variance des taux de croissance des ventes au niveau des usines américaines a bondi de 152 % entre 2005-2006 et 2008-2009. Cette tendance est également visible dans la dispersion des taux de croissance sectoriels, comme le montre un graphique de l'article (voir ci-dessous) où les écarts entre les percentiles extrêmes de la production industrielle s'élargissent nettement pendant les récessions, traduisant une hétérogénéité accrue des chocs subis par les différentes industries. Troisièmement, la volatilité des revenus et des salaires est elle aussi contre-cyclique, en particulier pour les travailleurs à bas revenus. Enfin, l'incertitude est structurellement plus élevée dans les pays en développement, où la volatilité du PIB est 50 % plus forte, celle des marchés boursiers 12 %

plus élevée, et celle des marchés obligataires 35 % plus importante que dans les pays développés. Comme l'illustre l'image ci-dessous, créée dans son article, où celle-ci démontre la dispersion de la croissance des industries en période de récession.

Industry Growth Rate Spreads Increase in Recessions



Sur le plan théorique, Bloom fait principalement appel à la théorie des options réelles. Il montre que les coûts d'ajustement (estimés à environ 50 % de la valeur du capital pour l'investissement, et entre 10 et 20 % du salaire annuel pour l'embauche) rendent les décisions économiques partiellement irréversibles. Dans ce contexte, une hausse de l'incertitude accroît la valeur de l'option d'attendre, ce qui incite les entreprises à différer leurs décisions. Ce comportement attentiste réduit l'investissement, l'embauche et la consommation de biens durables. Il en résulte une élasticité plus faible de l'investissement aux taux d'intérêt : elle peut passer de -1 en période normale à -0,25 en période d'incertitude élevée.

Empiriquement, Bloom identifie trois approches pour estimer les effets de l'incertitude. Soit par l'analyse temporelle des chocs exogènes (ex : attentats, crises politiques), les modèles structurels calibrés sur des données micro et macro, et les expériences naturelles. Dans un modèle d'équilibre général avec hétérogénéité des firmes (Bloom et al., 2012), une hausse typique de l'incertitude pendant une récession réduit le PIB de 3 % la première année, avant un rebond rapide. Ce résultat est cohérent avec les estimations VAR de Bloom (2009), qui montrent qu'un choc d'incertitude moyen entraîne une baisse de 1 % du PIB. En extrapolant à

la crise de 2008-2009, où l'incertitude a triplé par rapport à la moyenne, Bloom estime que l'incertitude a contribué à environ un tiers de la chute totale du PIB américain (soit 3 points de pourcentage sur une baisse de 9 %). Une autre mesure pertinente de l'incertitude politique est l'indice développé par Baker, Bloom et Davis (2012), basé sur la fréquence des articles de presse contenant les termes « incertitude », « économie » et des mots liés à la politique. La figure 3 de Bloom (2014) montre que cet indice est fortement contre-cyclique, avec des pics marqués lors d'événements comme le 11 septembre, la crise financière de 2008 ou les débats sur le plafond de la dette. Cette figure illustre visuellement que les chocs d'incertitude politique ont un impact immédiat sur les anticipations économiques. Voir Figure A3 dans l'annexe A pour une représentation graphique de l'indice d'incertitude politique.

L'article souligne également que l'incertitude réduit l'efficacité des politiques de relance. En période de forte incertitude, les entreprises et les ménages réagissent moins aux baisses de taux d'intérêt ou aux incitations fiscales. Cela implique que les politiques contracycliques doivent être plus agressives pour compenser cette inertie, ou mieux encore, viser à réduire directement l'incertitude (par exemple, en stabilisant le système financier ou en clarifiant les orientations politiques).

En somme, Bloom (2014) offre une vision intégrée et quantifiée du rôle de l'incertitude dans les cycles économiques. Il démontre que l'incertitude n'est pas seulement un symptôme des crises, mais aussi un facteur amplificateur, voire déclencheur. Ce cadre ouvre la voie à une meilleure prise en compte de l'incertitude, notamment politique, dans les modèles macroéconomiques et les décisions de politique économique.

3.3 Christiano, L. J., Motto, R., & Rostagno, M. (2014). Risk Shocks. American Economic Review

L'article de Christiano, Motto et Rostagno (2014) introduit un cadre DSGE où les cycles économiques sont principalement expliqués par des chocs de risque, représentant des fluctuations exogènes de l'incertitude idiosyncratique dans le secteur financier.. Leur objectif est de démontrer que ces chocs, capturant la volatilité dans la distribution des rendements entrepreneuriaux, jouent un rôle majeur dans la dynamique macroéconomique des économies développées, et qu'ils peuvent expliquer une part importante des variations du produit intérieur brut (PIB), de l'investissement, et des prix d'actifs.

L'approche méthodologique des auteurs repose sur l'extension d'un modèle DSGE standard, enrichi par le mécanisme de l'accélérateur financier proposé par Bernanke, Gertler et Gilchrist (BGG). Le cœur du modèle repose sur des entrepreneurs qui empruntent pour financer du capital brut, dont la transformation en capital effectif est soumise à une incertitude idiosyncratique (paramétrée par une variable ω). La volatilité de cette incertitude, notée σ , représente le « risk shock » du modèle, et elle est supposée suivre un processus stochastique.

Empiriquement, les auteurs estiment leur modèle à l'aide de techniques bayésiennes sur un ensemble de 12 séries macroéconomiques et financières américaines couvrant les 30 dernières années. Les données incluent le PIB, la consommation, l'investissement, l'emploi, mais aussi des variables financières comme les spreads de crédit, la valeur du marché boursier et les volumes de crédit aux entreprises. Cette intégration des données financières est cruciale pour identifier les chocs de risque et quantifier leur contribution aux fluctuations conjoncturelles.

Les résultats montrent que les chocs de risque représentent la source principale des variations cycliques, expliquant jusqu'à 60 % des fluctuations du PIB depuis le milieu des années 1980. Lorsque la volatilité de ω augmente, les spreads de crédit s'élargissent, le financement externe devient plus coûteux, l'investissement diminue, la consommation chute et les valorisations boursières reculent. L'effet est similaire à celui d'un choc de demande, mais opère ici par le canal de l'intermédiation financière. De plus, l'incertitude élevée rend les entreprises moins sensibles aux variations de taux d'intérêt, ce qui réduit l'efficacité des politiques monétaires classiques.

Le modèle est validé à l'aide de données extérieures à l'échantillon (out of sample), notamment les mesures d'incertitude de Bloom (2009), ainsi que la dispersion des rendements boursiers au niveau des firmes. Les auteurs montrent que ces indicateurs suivent de près les dynamiques du risque dans leur modèle, renforçant la crédibilité de leur identification structurelle.

Malgré sa rigueur et son pouvoir explicatif, ce cadre présente certaines limites. Il repose fortement sur des hypothèses structurelles concernant la nature des frictions financières et le rôle des entrepreneurs, ce qui le rend sensible au choix des paramètres. Par ailleurs, les chocs de risque sont difficiles à observer directement, et leur identification repose sur la structure du modèle plus que sur des mesures exogènes. Enfin, bien que le modèle soit centré sur

l'incertitude financière, il ne traite pas explicitement des sources politiques de cette incertitude, ce qui limite son application aux contextes électoraux ou géopolitiques.

En conclusion, l'article de Christiano, Motto et Rostagno (2014) constitue une avancée importante dans l'intégration des variables financières et des chocs d'incertitude dans les modèles DSGE. Il offre un cadre analytique rigoureux pour comprendre comment l'incertitude affecte l'investissement, le crédit et la stabilité macroéconomique, et fournit un fondement théorique robuste pour l'étude de la transmission des chocs d'incertitude sur les marchés.

3.4 Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). *Measuring Economic Policy Uncertainty. Quarterly Journal of Economics*

Dans leur article « Measuring Economic Policy Uncertainty » (2016), Baker, Bloom et Davis proposent une méthode innovante pour quantifier l'incertitude liée aux politiques économiques. Ils construisent un indice d'incertitude de politique économique (Economic Policy Uncertainty, ou EPU) fondé sur la fréquence d'apparition de certains mots-clés dans les articles de presse. Leur objectif est de mesurer de manière systématique l'incertitude perçue par les agents économiques à propos des décisions politiques, et d'en évaluer les effets sur les comportements des entreprises et sur l'activité macroéconomique.

L'indice EPU est construit à partir de dix grands journaux américains (New York Times, Wall Street Journal, Washington Post, etc.) en comptant les articles contenant simultanément trois types de mots-clés : un terme lié à l'économie (« économie », « économique »), un terme lié à l'incertitude (« incertain », « incertitude ») et un terme lié à la politique (« Congrès », « déficit », « Réserve fédérale », « réglementation », etc.). L'indice est normalisé à une moyenne de 100 sur la période 1985-2009. Il présente des pics marqués lors d'événements comme les guerres du Golfe, les attentats du 11 septembre, la faillite de Lehman Brothers ou le débat sur le plafond de la dette en 2011.

Les auteurs valident leur indice par plusieurs méthodes :

- Corrélation de 0,58 avec le VIX (volatilité implicite du S&P500).
- Corrélation de 0,54 avec les mentions d'incertitude dans les rapports Beige Book de la Fed.

- Corrélation de 0,78 avec la fréquence annuelle des mouvements boursiers journaliers supérieurs à $\pm 2,5$ % déclenchés par des annonces politiques.

La Figure VI de l'article illustre visuellement cette relation en comparant l'évolution de l'indice EPU avec celle du VIX sur la période 1990-2016. On y observe des pics synchronisés lors d'événements majeurs tels que nommés plus tôt. Cette corrélation graphique renforce la crédibilité de l'indice EPU comme indicateur pertinent de l'incertitude perçue par les marchés financiers (voir Figure A4 dans l'annexe A).

Les auteurs étendent leur méthode à d'autres pays (11 au total, dont tous les membres du G10) et à des périodes plus anciennes (jusqu'en 1900 pour les États-Unis). Ils construisent également des sous-indices thématiques, par exemple pour l'incertitude liée à la politique de santé, à la sécurité nationale ou à la fiscalité. Ces indices permettent de suivre l'évolution de l'incertitude politique dans le temps, par pays et par domaine.

Pour valider leur approche, les auteurs comparent leur indice à d'autres mesures d'incertitude, comme la volatilité implicite des marchés boursiers (VIX), les mentions d'incertitude dans les rapports de la Réserve fédérale (Beige Book), ou encore les déclarations de risque dans les rapports financiers des entreprises (10-K). Ils trouvent des corrélations significatives, ce qui renforce la crédibilité de leur mesure. De plus, une étude d'audit menée sur 12 000 articles montre une forte concordance entre les codages humains et les résultats obtenus par leur méthode automatisée.

Empiriquement, les auteurs montrent que l'incertitude politique a des effets négatifs sur l'économie. À l'échelle des entreprises, une hausse de l'EPU est associée à une plus grande volatilité des cours boursiers, à une baisse de l'investissement et à un ralentissement de l'emploi, en particulier dans les secteurs sensibles aux politiques publiques (défense, santé, finance, construction). À l'échelle macroéconomique, les modèles VAR estiment qu'une hausse de l'incertitude politique comparable à celle observée entre 2006 et 2012 entraîne une baisse de 6 % de l'investissement, de 1,1 % de la production industrielle et de 0,35 % de l'emploi aux États-Unis. Des résultats similaires sont obtenus dans un panel de 12 pays.

En conclusion, Baker, Bloom et Davis démontrent que l'incertitude liée aux politiques économiques est un facteur important des fluctuations économiques. Leur indice EPU, fondé sur l'analyse textuelle des journaux, constitue un outil robuste, flexible et extensible pour mesurer cette incertitude dans le temps et dans l'espace. Leur travail ouvre la voie à une

meilleure compréhension des effets de l'instabilité politique sur l'économie, et à une intégration plus systématique de l'incertitude dans les modèles macroéconomiques et les décisions de politique publique.

3.5 Bloom, N., Bunn, P., Chen, S., Mizen, P., & Smetanka, P. (2018). Really Uncertain Business Cycles. *Econometrica*

Dans leur article « Really Uncertain Business Cycles » (2018), Bloom et ses coauteurs approfondissent le rôle des chocs d'incertitude dans les cycles économiques, en combinant une analyse empirique microéconomique rigoureuse avec un modèle DSGE à hétérogénéité des firmes. Leur objectif est de quantifier l'impact des chocs de second moment, c'est-à-dire des hausses de la variance des chocs économiques, sur l'investissement, l'emploi et la production, et d'évaluer leur interaction avec les politiques économiques.

L'analyse commence par une série de constats empiriques issus de données microéconomiques très détaillées. À partir d'un panel de plus de 15 000 établissements manufacturiers américains observés entre 1972 et 2011, les auteurs montrent que la dispersion des chocs de productivité (mesurée par les résidus d'une régression AR(1) sur la productivité totale des facteurs) augmente fortement en période de récession. Par exemple, la variance des chocs de productivité a augmenté de 76 % pendant la Grande Récession de 2008-2009, et la variance des taux de croissance des ventes a bondi de 152 %. Ces résultats sont robustes à différents niveaux d'agrégation (établissement, entreprise, industrie) et à différentes mesures de dispersion (écart interquartile, écart-type, etc.). Ils confirment que les récessions sont caractérisées par une combinaison de chocs négatifs de premier moment (baisse de la productivité moyenne) et de chocs positifs de second moment (hausse de la variance des chocs).

Sur le plan théorique, les auteurs développent un modèle DSGE avec hétérogénéité des firmes, ajustements non convexes du capital et du travail, et volatilité stochastique des chocs de productivité. Le modèle incorpore à la fois des chocs agrégés et idiosyncratiques, dont la variance évolue selon une chaîne de Markov à deux états (incertitude faible ou élevée). Les paramètres du processus d'incertitude sont estimés par la méthode des moments simulés (SMM), en ciblant les moments empiriques de la dispersion des chocs de productivité et de la volatilité du résidu de Solow. Les résultats suggèrent que l'incertitude microéconomique triple en période de récession, et que l'incertitude macroéconomique augmente de 60 %.

Les simulations du modèle montrent qu'un choc d'incertitude typique entraîne une baisse immédiate du PIB d'environ 2,5 %, suivie d'un rebond rapide, puis d'une reprise plus lente. Ce profil en trois phases s'explique par :

1. Un gel temporaire de l'investissement et de l'embauche dû à l'effet « real options ».
2. Un rebond lié à la réalisation de chocs positifs dans un contexte de forte volatilité.
3. Une reprise freinée par une mauvaise allocation des ressources, les entreprises productives n'ayant pas pu croître pendant la phase d'incertitude.

Le modèle reproduit également une hausse de la dispersion du produit marginal du travail, indicateur de désallocation, et une baisse de la productivité agrégée.

Les auteurs montrent aussi que l'incertitude réduit l'efficacité des politiques économiques. Une politique de subvention salariale de 1 % appliquée pendant un choc d'incertitude a un effet sur la production plus de deux fois plus faible à celui observé en période normale. Cela s'explique par le fait que les entreprises, devenues plus prudentes, sont moins réactives aux incitations, car elles se trouvent plus éloignées de leurs seuils d'ajustement.

Enfin, les auteurs soulignent que les chocs d'incertitude ne doivent pas être analysés isolément. Lorsqu'ils sont combinés à des chocs de premier moment (par exemple une baisse de 2 % de la productivité agrégée), les effets sur la production, l'investissement et l'emploi sont amplifiés, et la dynamique de la consommation devient plus réaliste (pas de sursaut initial).

En somme, Bloom et al. (2018) proposent une modélisation rigoureuse et empirique des cycles économiques dans lesquels l'incertitude joue un rôle moteur. Leur approche permet de mieux comprendre les mécanismes d'amplification des récessions et les limites des politiques contracycliques en période de forte incertitude. Ce cadre est particulièrement pertinent pour analyser les effets de l'incertitude politique sur les marchés financiers et l'économie réelle.

3.6 Barrero, J. M., & Bloom, N. (2020). Economic Uncertainty and the Recovery. Brookings Papers on Economic Activity

Dans leur article « Economic Uncertainty and the Recovery » (2020), Barrero et Bloom examinent l'explosion de l'incertitude économique provoquée par la pandémie de COVID-19 et ses effets sur la récession puis la reprise. Ils montrent que l'incertitude a atteint des niveaux

sans précédent, affectant à la fois les anticipations des entreprises, les réponses aux politiques économiques et la dynamique de l'investissement et de l'emploi. L'article combine des mesures textuelles, des données de marché et des enquêtes d'entreprises pour documenter l'ampleur et les conséquences de cette incertitude.

Les auteurs mobilisent plusieurs indicateurs d'incertitude, dont l'indice EPU (Economic Policy Uncertainty) basé sur les journaux, l'indice TEU (Twitter Economic Uncertainty), les désaccords entre prévisionnistes (SPF et SEF), ainsi que des mesures subjectives issues d'enquêtes auprès des entreprises américaines (SBU) et britanniques (DMP). Tous ces indicateurs montrent une hausse spectaculaire de l'incertitude à partir de mars 2020. Par exemple, l'indice EPU a atteint près de 600 (contre une moyenne historique de 100), et l'écart-type des prévisions de croissance du PIB aux États-Unis est passé de 0,32 à 2,74 points de pourcentage entre le premier et le deuxième trimestre 2020.

Les enquêtes d'entreprises révèlent également une forte augmentation du risque de queue gauche (left-tail risk). Autrement dit, les entreprises perçoivent une probabilité beaucoup plus élevée que la croissance future soit très faible ou même négative, c'est-à-dire qu'elles craignent davantage des scénarios économiques extrêmes situés dans la partie inférieure de la distribution. Avant la pandémie, le 10e percentile des prévisions de croissance des ventes était de 0 % aux États-Unis, puis il est tombé à -15 % pendant la pandémie. Ce glissement vers des scénarios extrêmes reflète une perception accrue du risque de contractions sévères, ce qui freine l'investissement et l'embauche.

Sur le plan théorique, les auteurs s'appuient sur trois canaux pour expliquer l'effet de l'incertitude sur la reprise :

1. L'aversion au risque, qui augmente les primes de risque et le coût du capital.
2. Les effets de type « real options », qui incitent les entreprises à différer leurs décisions irréversibles.
3. Une moindre efficacité des politiques économiques, car les agents deviennent moins sensibles aux incitations en période d'incertitude élevée. Par exemple, l'élasticité de l'investissement aux taux d'intérêt pourrait être divisée par deux en période d'incertitude.

Les auteurs estiment que l'incertitude liée à la pandémie a réduit le PIB américain de 2 à 4 %, selon les simulations d'un modèle DSGE avec coûts d'ajustement et hétérogénéité des

firmer. Ce choc d'incertitude n'est pas le seul facteur expliquant la récession, mais il en a amplifié l'ampleur et a ralenti la reprise.

Enfin, l'article identifie trois autres facteurs aggravants :

1. Une réallocation massive du capital et du travail entre secteurs, qui rend l'environnement plus instable.
2. La généralisation du télétravail, qui complique l'embauche et l'intégration des nouveaux employés.
3. L'incertitude médicale persistante sur la durée et la gravité de la pandémie, qui entretient l'incertitude économique.

En somme, Barrero et Bloom (2020) montrent que l'incertitude liée à la COVID-19 a non seulement amplifié la récession, mais constitue aussi un frein majeur à la reprise. Leur analyse souligne l'importance de politiques économiques claires, stables et prévisibles pour restaurer la confiance et relancer l'investissement.

3.7 Alfaro, I., Bloom, N., & Lin, X. (2024). The Finance Uncertainty Multiplier. Journal of Political Economy

Dans leur article « The Finance Uncertainty Multiplier » (2024), Alfaro, Bloom et Lin analysent comment les frictions financières amplifient, prolongent et propagent les effets négatifs des chocs d'incertitude sur l'économie réelle. En combinant une identification empirique rigoureuse avec un modèle DSGE à firmes hétérogènes, ils montrent que les contraintes financières jouent un rôle central dans la transmission des chocs d'incertitude, notamment en période de crise.

Sur le plan empirique, les auteurs développent une stratégie d'instrumentation originale pour isoler les effets causaux des chocs d'incertitude. Ils exploitent l'exposition différenciée des firmes à la volatilité des prix de l'énergie, des taux de change et de la politique économique. Cette approche permet de distinguer les effets de second moment (incertitude) des effets de premier moment (chocs de niveau), souvent confondus dans les régressions classiques. Les résultats montrent que :

- Une hausse de l'incertitude réduit significativement l'investissement (tangibles et intangibles), l'emploi, les ventes et les coûts de production.

- Les firmes réagissent en adoptant une posture financière plus prudente. Elles augmentent leur trésorerie, réduisent leur endettement et diminuent les dividendes et rachats d'actions.
- Les effets estimés par MCO sous-estiment l'impact réel de l'incertitude d'un facteur allant jusqu'à 2,4, en raison de l'endogénéité non traitée.

Les auteurs montrent également que les effets des chocs d'incertitude sont amplifiés en présence de frictions financières, mesurées par l'écart de crédit Baa - Aaa ou d'autres indices de conditions financières. Par exemple, pendant la crise de 2008 - 2009, l'impact moyen d'un choc d'incertitude sur l'investissement a été multiplié par trois. Les firmes financièrement contraintes réagissent plus fortement que les firmes non contraintes, et cette hétérogénéité est exacerbée lorsque les conditions de crédit se détériorent. Pour expliquer ces résultats, les auteurs construisent un modèle DSGE avec firmes hétérogènes, frictions réelles (coûts d'ajustement non convexes) et frictions financières (coûts d'émission de fonds externes, gestion de la trésorerie). Le modèle intègre des chocs d'incertitude macro et micro, ainsi que des chocs financiers stochastiques. Trois mécanismes clés émergent :

1. Amplification : l'ajout de frictions financières double l'impact des chocs d'incertitude sur la production (-3,9 % contre -1,8 % dans le modèle sans frictions financières).
2. Persistance : la durée de la récession est doublée, car les firmes accumulent de la trésorerie au lieu d'investir, retardant la reprise.
3. Propagation : les chocs d'incertitude affectent non seulement les variables réelles (investissement, emploi), mais aussi les variables financières (cash, dette, dividendes).

Les simulations montrent que même des frictions financières modestes peuvent générer des effets macroéconomiques importants, en élargissant les bandes d'inaction (effet de seuil) et en renforçant la valeur des options réelles et financières.

En conclusion, l'article démontre que les chocs d'incertitude et les frictions financières interagissent puissamment pour freiner l'investissement et la croissance. Plutôt que d'opposer ces deux canaux, les auteurs plaident pour une analyse conjointe de leurs effets multiplicateurs. Ce cadre est particulièrement pertinent pour comprendre les dynamiques de récession et de reprise, notamment lors de crises comme celle de 2008 - 2009 ou la pandémie de COVID-19.

4. Conclusion de la revue de littérature

La présente revue de littérature a permis de dresser un panorama détaillé et analytique des travaux académiques portant sur les effets de l'incertitude, en particulier politique, sur les marchés financiers et l'activité économique. Elle a montré que l'incertitude est un facteur central dans l'explication des fluctuations macroéconomiques, à travers plusieurs canaux clairement identifiés, comme le ralentissement de l'investissement et de l'embauche, hausse de la volatilité boursière, contractions du crédit et altération de l'efficacité des politiques publiques. Ces effets sont d'autant plus marqués en période de crise, lorsqu'ils se conjuguent à des frictions financières ou à des épisodes de forte réallocation sectorielle.

Les recherches examinées convergent vers un constat robuste : l'incertitude politique, lorsqu'elle est à un niveau élevé, crée un climat d'anticipations négatives, d'attentisme stratégique et de gestion prudente de la part des agents économiques. Elle agit ainsi comme un choc de second moment, qui modifie la distribution anticipée des rendements futurs et intensifie la réaction des marchés. Par ailleurs, la littérature récente souligne de plus en plus l'importance des mesures textuelles et subjectives de l'incertitude, qui permettent de mieux saisir les dimensions non observables des anticipations.

Néanmoins, la revue a également mis en évidence plusieurs limites de la littérature actuelle, c'est-à-dire la difficulté d'établir des relations causales nettes, la concentration géographique des données (principalement américaines), l'hétérogénéité des indicateurs utilisés, et la sous-représentation des chocs politiques spécifiques dans les modèles empiriques. Ces failles méthodologiques et empiriques justifient la pertinence du projet de recherche entrepris dans ce mémoire.

L'élection présidentielle américaine de 2016, marquée par une forte incertitude entourant la politique économique du candidat Donald Trump, constitue un choc politique exogène idéal pour analyser l'effet de l'incertitude sur la volatilité des rendements obligataires. Ce mémoire adopte une approche d'étude d'événement (*event study*), conformément au cadre méthodologique de MacKinlay (1997) et de Kothari et Warner (2007), afin d'évaluer la réaction des marchés à cette perturbation informationnelle. L'analyse repose sur l'estimation de modèles GARCH appliqués à des données de marché à haute fréquence, intégrant des variables exogènes telles que l'indice EPU et le VIX comme mesures complémentaires d'incertitude.

5. Hypothèses de recherche

Ce mémoire portera donc sur l'analyse économétrique de l'incertitude politique et de ses effets sur la volatilité des rendements du marché obligataire américain. L'élection présidentielle de Donald Trump en 2016, marquée par une forte incertitude entourant ses intentions économiques, constitue un choc politique exogène idéal pour étudier la réaction des marchés financiers. Contrairement à la majorité des études qui se concentrent sur les marchés boursiers, ce travail met l'accent sur le marché des titres à revenu fixe, un segment souvent négligé mais crucial pour la transmission des politiques économiques.

L'approche méthodologique repose sur l'estimation de modèles GARCH appliqués à des données de marché à haute fréquence, permettant de modéliser la dynamique de la volatilité conditionnelle. Des variables exogènes telles que l'indice d'incertitude de politique économique (EPU) et le VIX seront intégrées afin de mieux capter les effets de l'environnement politique sur les anticipations des investisseurs. Ce projet vise ainsi à offrir une contribution originale et rigoureuse à la littérature sur l'incertitude politique, en mettant en lumière ses répercussions sur les marchés obligataires américains.

5.1 Hypothèse sur l'effet de l'incertitude politique sur les rendements des produits à revenu fixe

Le mémoire a comme hypothèse que l'élection présidentielle de Donald Trump en 2016, en tant que choc politique exogène, a entraîné une hausse de l'incertitude sur les marchés financiers, susceptible d'influencer les rendements des produits à revenu fixe américains. Face à une incertitude accrue quant aux orientations économiques du nouveau gouvernement, les investisseurs pourraient réagir de deux manières opposées. D'une part, un comportement de type « flight to quality » pourrait se manifester, menant à une réallocation vers les titres du Trésor américain et provoquant une baisse temporaire des rendements. D'autre part, si les anticipations de politique budgétaire expansionniste dominant, les marchés pourraient anticiper une hausse de l'inflation et des taux directeurs futurs, entraînant une augmentation des rendements, surtout sur les maturités longues. Ainsi, cette hypothèse postule que le choc politique lié à l'élection de 2016 modifie les anticipations de marché et la structure de la courbe des taux, que ce soit par un effet de recherche de sécurité ou par une réévaluation du risque

macroéconomique. L'objectif empirique sera de déterminer lequel de ces deux canaux domine à court et moyen terme.

5.2 Hypothèse sur l'effet de l'incertitude politique sur la volatilité des rendements des produits à revenu fixe

Également, ce mémoire s'attend à ce que l'incertitude politique générée par l'élection de Donald Trump ait provoqué une hausse marquée de la volatilité des rendements sur les produits à revenu fixe américains. Cette volatilité accrue reflète l'incertitude entourant les trajectoires futures des taux d'intérêt, des déficits budgétaires et des politiques économiques, qui influencent directement les anticipations des investisseurs en matière de duration, de convexité et de prime de risque. En estimant des modèles GARCH sur des données de marché à haute fréquence, je prévois détecter une intensification de la volatilité conditionnelle, particulièrement sur les obligations à longue échéance, plus sensibles aux chocs macroéconomiques et politiques. Cette dynamique serait cohérente avec les épisodes de regroupement de volatilité, observés lors de périodes d'incertitude élevée.

6. Méthodologie

Cette section expose le cadre méthodologique retenu pour analyser l'impact de l'incertitude politique sur les rendements et la volatilité du marché obligataire américain. Elle détaille d'abord le choix des variables étudiées, ainsi que la pertinence du marché des titres à revenu fixe dans ce contexte. Ensuite, elle présente les données utilisées, les variables explicatives mobilisées et la stratégie économétrique adoptée. L'objectif est de modéliser la dynamique de la volatilité conditionnelle en réponse à l'incertitude politique, afin de tester les hypothèses formulées dans le cadre théorique.

6.1 Choix du cadre d'analyse

L'analyse repose sur l'identification d'un choc politique exogène susceptible d'altérer les anticipations des agents économiques de manière significative. L'élection présidentielle de

Donald Trump en novembre 2016 constitue un cas d'étude idéal à cet égard. Contrairement aux élections précédentes, cette campagne s'est caractérisée par une incertitude exceptionnelle quant aux orientations économiques futures du candidat républicain. Son programme, marqué par des propositions hétérogènes et parfois contradictoires en matière de fiscalité, de commerce international, de régulation financière et de politique budgétaire, a généré une instabilité perceptible dans les anticipations des marchés. Par exemple :

- Baisse massive des impôts pour les ménages et les entreprises, avec une réduction du taux d'imposition des sociétés à 15 %, visant à stimuler l'investissement et la consommation (effet expansionniste).
- Réduction drastique des dépenses publiques, notamment dans les agences fédérales, ce qui a un effet restrictif sur la demande globale.
- Imposition de droits de douane élevés (jusqu'à 45 % sur certains produits chinois), risquant de déclencher des guerres commerciales et d'augmenter les coûts pour les entreprises importatrices (effet restrictif).
- Dérégulation environnementale, avec l'ouverture de nouvelles zones de forage pétrolier et l'abandon de normes écologiques, visant à réduire les coûts énergétiques mais augmentant les incertitudes réglementaires.
- Absence de stratégie claire sur la dette publique, malgré des mesures fiscales expansionnistes, ce qui a soulevé des inquiétudes sur la soutenabilité budgétaire.
- Discours contradictoires sur la Réserve fédérale, oscillant entre critiques de sa politique monétaire et appels à maintenir des taux bas, brouillant les anticipations de taux d'intérêt.

Le choix de se concentrer sur le marché obligataire, plutôt que sur le marché boursier, s'inscrit dans une volonté de réorienter l'analyse vers un segment souvent sous-exploré dans la littérature sur l'incertitude politique. Bien que les marchés d'actions soient largement étudiés dans la littérature, le marché des titres à revenu fixe réagit tout autant aux nouvelles économiques et politiques, tout en présentant des dynamiques propres qui justifient une analyse distincte. Les obligations, notamment souveraines, sont sensibles à des facteurs tels que les anticipations de taux d'intérêt, la crédibilité budgétaire, la prime de risque et la liquidité. En période d'incertitude politique, les investisseurs tendent à se repositionner vers des actifs perçus comme sûrs, généralement les obligations du Trésor américain, dans un comportement de type *flight-to-quality*. Ce phénomène peut engendrer des mouvements significatifs sur les prix obligataires, affectant à la fois les rendements et leur volatilité.

La pertinence du marché des titres à revenu fixe dans l'analyse des effets de l'incertitude politique repose également sur son rôle central dans la transmission des politiques économiques. Les marchés obligataires, au même titre que les marchés d'actions, sont sensibles aux décisions de politique monétaire, aux anticipations d'inflation, aux déficits budgétaires et aux programmes de financement gouvernementaux, bien que ces facteurs se transmettent par des canaux distincts. En ce sens, elles constituent un canal privilégié pour observer les ajustements des anticipations macroéconomiques en réponse à un choc politique. De plus, les obligations à différentes échéances permettent d'analyser la structure temporelle des anticipations, notamment à travers la courbe des taux, qui reflète les anticipations de croissance, d'inflation et de risque souverain.

Ainsi, le cadre d'analyse retenu, centré sur l'élection de Donald Trump et sur le marché obligataire américain, permet d'examiner de manière ciblée et rigoureuse les effets de l'incertitude politique sur un segment financier stratégique, à la fois en termes de sensibilité aux chocs et de rôle dans la transmission des politiques économiques.

6.2 Données et variables

L'analyse empirique repose sur l'utilisation de données financières à haute fréquence, permettant de modéliser avec précision les réactions du marché obligataire américain à un choc politique exogène, soit l'élection présidentielle de Donald Trump en novembre 2016. Le choix de données journalières est motivé par la nature réactive des marchés financiers aux événements politiques majeurs. Cette granularité temporelle est essentielle pour détecter les ajustements immédiats des anticipations des investisseurs, tant en termes de rendements que de volatilité.

6.2.1 Période d'analyse

La fenêtre temporelle retenue s'étend du 1er juillet 2016 au 28 février 2017, soit environ 120 jours ouvrables avant et après l'élection présidentielle américaine du 8 novembre 2016. Cet horizon couvre à la fois la phase d'anticipation préélectorale, le choc électoral proprement dit, et la période d'ajustement postélectoral.

Ce choix s'appuie sur les fondements méthodologiques établis par MacKinlay (1997) et approfondis par Kothari et Warner (2007). Selon ces auteurs, les event studies à court horizon

(ex. $[-1, +1]$, $[-5, +5]$) sont économétriquement les plus puissantes et supposent l'indépendance et l'homoscédasticité des rendements anormaux. Toutefois, pour des événements anticipés et persistants, tels qu'une élection nationale, une fenêtre plus étendue est justifiée, à condition d'appliquer des modèles conditionnels de variance afin de corriger les biais liés à la corrélation sérielle et à l'hétéroscédasticité.

Ainsi, la période sélectionnée permet de capturer la dynamique complète de l'incertitude politique : montée progressive de la volatilité avant le scrutin, ajustement immédiat des prix au moment du choc, puis stabilisation graduelle lors de la transition politique. Cette approche rejoint la logique de Kothari et Warner (2007), selon laquelle une « event window » plus longue est appropriée lorsqu'on étudie des phénomènes macro financiers dont les effets se propagent dans le temps.

Sur le plan économétrique, cet horizon intermédiaire (7 mois) permet de maintenir un compromis entre la spécification robuste des modèles de rendements attendus et la captation des effets structurels de volatilité associés à l'événement. La segmentation implicite en trois sous-périodes (préélectorale, électorale et postélectorale) favorise une identification claire de l'effet de l'élection, tout en minimisant la contamination par des chocs exogènes non corrélés à l'événement politique.

6.2.2 Données de marché obligataire

L'étude mobilise les rendements journaliers des titres du Trésor américain, segmentés par maturité :

- Court terme : Bons du Trésor 3 mois.
- Moyen terme : Billets du Trésor 2 ans.
- Long terme : Obligations du Trésor 10 ans.

Ces séries seront extraites de bases de données fiables telles que FRED (Federal Reserve Economic Data). Le choix d'analyser plusieurs maturités repose sur la volonté de capturer la structure de la courbe des taux et d'évaluer comment l'incertitude politique affecte différemment les segments du marché obligataire.

Chaque maturité réagit à des facteurs économiques distincts :

- Les obligations à court terme sont sensibles aux décisions immédiates de politique monétaire et à la liquidité.
- Les obligations à moyen terme reflètent les anticipations de croissance et d'inflation.
- Les obligations à long terme réagissent fortement aux incertitudes budgétaires, fiscales et géopolitiques.

En estimant un modèle économétrique pour chaque série, il devient possible de comparer la sensibilité de la volatilité aux chocs politiques selon l'horizon temporel, et ainsi de tester l'hypothèse selon laquelle les obligations à long terme sont plus exposées à l'incertitude politique.

6.2.3 Variables exogènes

Deux variables exogènes seront intégrées dans l'analyse pour contextualiser les mouvements de marché et contrôler l'environnement global d'incertitude :

1. Indice d'incertitude de politique économique (EPU)

Développé par Baker, Bloom et Davis (2016), l'EPU est un indicateur textuel basé sur la fréquence de co-occurrence des termes « économie », « politique » et « incertitude » dans les grands journaux américains. Il est disponible à une fréquence journalière. L'EPU permet de quantifier l'intensité de l'incertitude politique perçue par les agents économiques et constitue une variable explicative centrale dans le modèle.

2. Indice de volatilité implicite (VIX)

Le VIX, calculé à partir des options sur le S&P 500, mesure les anticipations de volatilité du marché boursier à 30 jours. Bien qu'il soit centré sur les actions, il constitue un proxy pertinent de l'aversion au risque et de la nervosité des marchés financiers dans leur ensemble. Il sera utilisé comme variable de contrôle pour isoler l'effet spécifique de l'incertitude politique sur le marché obligataire.

6.2.4 Préparation des données pour l'analyse économétrique

Dans le cadre de la modélisation en Python, les données suivantes seront préparées :

- Séries temporelles journalières des rendements obligataires pour chaque maturité sélectionnée.
- Données journalières du VIX.
- Données journalières de l'EPU.

Ces données permettront d'estimer des modèles économétriques distincts pour chaque maturité, de visualiser les dynamiques de volatilité conditionnelle, et de tester l'impact des variables exogènes sur les rendements obligataires dans un contexte d'incertitude politique élevée.

6.3 Modélisation économétrique

6.3.1 Préparation des données pour l'analyse économétrique

L'objectif principal de cette section est d'analyser comment l'incertitude politique, générée par l'élection présidentielle de Donald Trump en 2016, influence la volatilité des rendements obligataires américains. Contrairement à une simple analyse des rendements moyens, l'étude de la volatilité permet de capturer les réactions comportementales des investisseurs (par exemple, la vente d'obligations à 10 ans pour se repositionner vers des actifs plus risqués) ainsi que leur niveau d'incertitude et leur perception du risque.

Les marchés financiers, et en particulier les marchés obligataires, présentent des propriétés empiriques bien établies :

- Hétéroscédasticité conditionnelle : la variance des rendements n'est pas constante dans le temps.
- Volatility clustering : les périodes de forte volatilité tendent à se regrouper, suivies de périodes plus calmes.
- Réactions asymétriques aux chocs : les événements politiques ou économiques peuvent provoquer des pics de volatilité soudains.

Ces caractéristiques rendent les modèles linéaires classiques inadaptés pour modéliser la dynamique de la variance. Les modèles ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) et leurs extensions GARCH (Generalized ARCH) ont été développés pour

répondre à cette problématique. Ils permettent de modéliser la variance conditionnelle comme une fonction des chocs passés et de la volatilité passée, offrant ainsi une représentation plus réaliste du comportement des marchés.

6.3.2 Préparation des modèles principaux

Le modèle AR(p) (AutoRegressive process), introduit par Yule (1926) et popularisé par Box et Jenkins (1970), permet de décrire la dynamique de la moyenne conditionnelle d'une série temporelle à partir de ses valeurs passées. Dans ce cadre, le rendement d'un actif peut être représenté par :

$$r_t = \mu + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \dots + \phi_p r_{t-p} + \varepsilon_t$$

Où :

- r_t est le rendement de l'actif à la date t .
- μ est la constante moyenne.
- ϕ_i sont les coefficients autorégressifs.
- ε_t est le terme d'erreur, supposé $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$.

Ce modèle capture la dépendance temporelle des rendements, mais il repose sur l'hypothèse d'une variance constante des erreurs. Cependant, dans les données financières, cette hypothèse est souvent violée en raison de périodes de volatilité accrue.

Ainsi, le modèle ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity), proposé par Engle (1982), constitue la première approche permettant de modéliser une variance conditionnelle dépendante du passé. L'idée centrale est que la volatilité d'une série temporelle financière n'est pas constante au fil du temps, mais qu'elle tend à augmenter à la suite de chocs importants.

Dans un modèle ARCH(q), la variance conditionnelle au temps t dépend des chocs passés (q) au carré :

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2$$

Où :

- $\omega > 0$ est une constante.
- $\alpha_i \geq 0$ mesure l'impact des chocs passés sur la volatilité future.

- ε_{t-i}^2 représente les erreurs au carré issues de périodes précédentes.

Cependant, l'ARCH présente une limite. Pour bien décrire la volatilité persistante observée sur les marchés, il faut souvent un grand nombre de retards (q élevé), ce qui le rend lourd à estimer. Afin de pallier cette limitation, Bollerslev (1986) a proposé une généralisation, le modèle GARCH (Generalized ARCH), qui introduit la dépendance de la variance non seulement aux chocs passés, mais aussi à ses propres valeurs passées. Le modèle GARCH(1,1), en particulier, est devenu la spécification la plus couramment utilisée pour modéliser la volatilité conditionnelle dans les séries temporelles financières, car il combine flexibilité, parcimonie et interprétation intuitive.

Équation de la variance conditionnelle :

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2$$

Cette équation modélise la variance conditionnelle σ_t^2 comme une fonction :

- D'un terme constant ω .
- Du choc passé ε_{t-1}^2 , qui mesure l'impact immédiat d'un événement sur la volatilité.
- De la variance passée σ_{t-1}^2 , qui capture la persistance de la volatilité.

L'interprétation des paramètres est la suivante :

- α : mesure la réaction de la volatilité aux chocs récents.
- β : mesure la mémoire ou la persistance de la volatilité.
- $\alpha+\beta$: indique le degré de persistance du processus. Une valeur proche de 1 suggère que les effets des chocs sur la volatilité sont durables.

Ce modèle est particulièrement utile pour détecter les effets transitoires ou prolongés d'un choc politique sur la perception du risque dans les marchés obligataires.

6.3.3 Application à plusieurs maturités obligataires

L'analyse est appliquée à trois séries de rendements obligataires correspondant à des maturités différentes. Ce choix méthodologique repose sur l'idée que les différents segments

de la courbe des taux réagissent de manière différenciée à l'incertitude politique comme mentionné.

En estimant un modèle GARCH(p,q) pour chaque série, il devient possible de :

- Comparer la dynamique de la volatilité conditionnelle selon la maturité.
- Tester l'hypothèse selon laquelle les obligations à long terme sont plus sensibles aux chocs politiques.
- Observer les déformations de la courbe des taux en période d'incertitude.

Cette approche multi-séries permet une lecture fine de la transmission de l'incertitude dans le marché obligataire, et renforce la robustesse des résultats empiriques.

6.3.4 Intégration des variables exogènes

Pour isoler l'effet de l'incertitude politique, les modèles GARCH seront enrichis par l'intégration de variables exogènes dans l'équation de la variance :

- EPU (Economic Policy Uncertainty Index) : mesure l'incertitude politique perçue à travers les médias.
- VIX : mesure la volatilité anticipée sur le marché boursier, utilisé ici comme proxy de l'aversion au risque globale.

La spécification devient :

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 EPU_t + \gamma_2 VIX_t$$

6.3.5 Méthode d'estimation et validation

Test de stationnarité : Dickey-Fuller augmenté (ADF)

Avant d'estimer un modèle économétrique sur des séries temporelles, il est impératif de s'assurer de leur stationnarité afin d'éviter les régressions fallacieuses et les interprétations erronées. La stationnarité garantit que les propriétés statistiques de la série (moyenne, variance, autocorrélation) restent constantes dans le temps, condition essentielle pour la validité des modèles tels que le GARCH.

Pour ce faire, le test de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté (ADF) est utilisé. Ce test, basé sur une estimation par moindres carrés ordinaires (MCO), permet de déterminer si

une série possède une racine unitaire, c'est-à-dire si elle est non stationnaire. Il évalue différentes formes de non-stationnarité selon la présence ou non d'une dérive et/ou d'une tendance :

1. Sans constante ni tendance.
2. Avec constante, sans tendance.
3. Sans constante, avec tendance.
4. Avec constante et tendance.

Le modèle testé peut être exprimé comme suit :

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

L'objectif est de tester l'hypothèse nulle $H_0 : \gamma = 0$ (présence d'une racine unitaire) contre l'hypothèse alternative $H_1 : \gamma < 0$ (stationnarité).

- Si $\gamma = 0$, la série est non stationnaire et nécessite une transformation (ex : différenciation).
- Si $\gamma < 0$ et significatif, la série est stationnaire et peut être utilisée directement dans les modèles.

Ce test sera appliqué en amont de l'analyse pour vérifier la stationnarité des séries de rendements obligataires, mais également en aval pour tester les résidus des modèles estimés, assurant ainsi la validité des résultats.

Critères d'information AIC et BIC

Dans le cadre de l'estimation de modèles GARCH, les critères d'information d'Akaike (AIC) et bayésien (BIC) jouent un rôle fondamental pour sélectionner la spécification optimale du modèle, notamment les ordres p et q du processus GARCH(p,q). Ces critères permettent de comparer plusieurs modèles en tenant compte à la fois de leur qualité d'ajustement et de leur complexité.

Les formules sont les suivantes :

$$AIC = -2 \ln(L) + 2k$$

$$BIC = -2 \ln(L) + k \ln(n)$$

Où :

- L est la valeur de la fonction de vraisemblance du modèle estimé.
- k est le nombre de paramètres estimés.
- n est la taille de l'échantillon.

L'AIC cherche à minimiser l'erreur de prédiction en pénalisant légèrement la complexité du modèle, tandis que le BIC applique une pénalisation plus forte pour éviter le surajustement.

En pratique :

- Un AIC ou BIC plus faible indique un meilleur compromis entre précision et parcimonie.
- Le BIC est souvent préféré lorsque l'objectif est de sélectionner un modèle plus simple et plus robuste.

Dans cette étude, plusieurs spécifications GARCH(p,q) seront estimées pour chaque série de rendements obligataires (court, moyen et long terme). Les critères AIC et BIC seront utilisés pour :

- Comparer les modèles avec et sans variables exogènes (EPU, VIX).
- Identifier la combinaison optimale des ordres p et q.
- Retenir la spécification la plus performante pour chaque maturité.

Cette approche garantit une modélisation rigoureuse de la volatilité conditionnelle, tout en évitant les risques de sur-paramétrisation, et permet de tirer des conclusions économétriquement solides sur l'effet de l'incertitude politique.

Estimation par maximum de vraisemblance

L'estimation par maximum de vraisemblance (MLE) est une méthode statistique puissante permettant d'estimer les paramètres d'un modèle en maximisant la probabilité

d'observer les données disponibles, compte tenu de la structure du modèle. Dans le cadre des modèles GARCH, cette méthode est particulièrement bien adaptée, car elle tient compte de l'hétéroscédasticité conditionnelle des séries financières.

La fonction de vraisemblance logarithmique pour un modèle GARCH peut s'écrire de manière simplifiée comme suit :

$$\ln(L(\theta)) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \left[\ln(\sigma_t^2) + \frac{\varepsilon_t^2}{\sigma_t^2} \right]$$

Où :

- θ représente l'ensemble des paramètres à estimer (ex. : ω, α, β).
- ε_t est le résidu au temps t .
- σ_t^2 est la variance conditionnelle estimée par le modèle.
- n est la taille de l'échantillon.

Contrairement à l'estimation par moindres carrés ordinaires (MCO), qui suppose une variance constante des erreurs, le MLE permet de modéliser explicitement la variance conditionnelle, ce qui est essentiel dans les séries financières où la volatilité varie dans le temps.

Cette méthode présente plusieurs avantages fondamentaux :

- Efficacité asymptotique : les estimateurs obtenus minimisent la variance des paramètres estimés, ce qui les rend statistiquement efficaces.
- Consistance : avec un échantillon suffisamment grand, les estimateurs convergent vers les vraies valeurs des paramètres.
- Flexibilité : elle permet d'intégrer des variables exogènes dans l'équation de la variance (ex. : EPU, VIX), et de gérer des distributions non normales.

Dans cette étude, l'estimation des modèles GARCH(p,q) est réalisée à l'aide de la bibliothèque arch en Python, qui implémente l'optimisation numérique de la fonction de vraisemblance. Chaque série de rendements obligataires (court, moyen et long terme) fait l'objet d'une estimation distincte, avec et sans variables exogènes, afin de comparer les dynamiques de volatilité conditionnelle.

Le MLE constitue ainsi une approche robuste et rigoureuse pour modéliser la volatilité financière, en tenant compte des propriétés empiriques des séries temporelles, telles que le volatility clustering et l'asymétrie des chocs.

Analyse des résidus standardisés et de leurs carrés

Une fois le modèle GARCH estimé, il est essentiel de procéder à une analyse des résidus afin de valider la qualité de l'ajustement. Cette étape permet de vérifier si le modèle a correctement capturé la dynamique de la volatilité conditionnelle et si les hypothèses sous-jacentes sont respectées.

1. Résidus standardisés

Les résidus standardisés sont obtenus en divisant les résidus bruts par l'écart-type conditionnel estimé à chaque période :

$$z_t = \frac{\varepsilon_t}{\hat{\sigma}_t}$$

Où :

- ε_t est le résidu au temps t .
- $\hat{\sigma}_t$ est la volatilité conditionnelle estimée par le modèle GARCH.
- z_t : résidu normalisé censé suivre une loi de Student-t ou normale centrée réduite.

Ces résidus doivent se comporter comme un bruit blanc, c'est-à-dire être indépendants, identiquement distribués, et de moyenne nulle. Pour vérifier cela, on applique les tests suivants:

- Test de Ljung-Box sur z_t : pour détecter une autocorrélation résiduelle.
- ACF et PACF des z_t : pour visualiser la structure de dépendance éventuelle.

2. Résidus au carré : détection de l'hétéroscédasticité résiduelle

Même si les résidus standardisés semblent non autocorrélés, il est possible qu'ils présentent encore une hétéroscédasticité conditionnelle résiduelle, ce qui indiquerait une mauvaise spécification du modèle GARCH.

Pour cela, on analyse les résidus au carré :

$$z_t^2 = \left(\frac{\varepsilon_t}{\hat{\sigma}_t} \right)^2$$

On applique ensuite :

- Test ARCH-LM sur z_t^2 : pour détecter la présence d'effets ARCH non capturés.
- ACF et PACF de z_t^2 : pour visualiser la persistance de la variance.

6.3.6 Tests de diagnostic et mesures complémentaires

Afin d'évaluer la qualité et la validité des modèles GARCH estimés, plusieurs tests de diagnostic et indicateurs complémentaires sont mobilisés. Ils permettent de vérifier si la dynamique de la variance conditionnelle est adéquatement capturée et si les hypothèses statistiques sous-jacentes sont respectées.

1. Test de Ljung-Box (autocorrélation résiduelle)

Le test de Ljung-Box examine la présence d'autocorrélation sérielle dans les résidus standardisés du modèle. L'hypothèse nulle H_0 stipule l'absence d'autocorrélation jusqu'à un certain ordre m .

$$Q(m) = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\widehat{\rho}_k^2}{n-k}$$

Où $\widehat{\rho}_k$ est la corrélation des résidus au retard k . Si la statistique $Q(m)$ est inférieure à la valeur critique du χ^2 , on ne rejette pas H_0 , indiquant que le modèle capture correctement la dynamique de la moyenne.

2. Test ARCH-LM (effets d'hétéroscédasticité résiduelle)

Le test ARCH-LM, proposé par Engle (1982), vérifie la présence d'une hétéroscédasticité conditionnelle non captée par le modèle. La régression testée est la suivante :

$$z_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i z_{t-i}^2 + u_t$$

L'hypothèse nulle $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$ signifie qu'il n'existe pas d'effet ARCH résiduel. Une p-value élevée ($p > 0,05$) indique que la variance conditionnelle a été correctement modélisée.

3. Variance inconditionnelle

La variance inconditionnelle correspond à la valeur moyenne vers laquelle la variance conditionnelle tend à long terme. Elle se calcule à partir des paramètres du modèle GARCH(1,1) selon :

$$\sigma_{\infty}^2 = \frac{\omega}{1 - \alpha - \beta}$$

Où :

- ω est le terme constant de la variance.
- α capture l'effet des chocs récents.
- β mesure la persistance de la volatilité.

Cette expression n'est valide que si $\alpha + \beta < 1$, garantissant la stationnarité du processus de variance.

4. Half-life (durée de dissipation des chocs)

La persistance de la volatilité est évaluée à partir de la somme $\alpha + \beta$. Plus cette somme est proche de 1, plus les chocs de variance mettent du temps à se dissiper. Le Half-life (durée de dissipation des chocs) mesure le temps nécessaire pour que la volatilité conditionnelle revienne à la moitié de son écart initial. Il est calculé par :

$$HL = \frac{\ln(0.5)}{\ln(\alpha + \beta)}$$

Une faible valeur du *half-life* indique que la volatilité se stabilise rapidement après un choc, tandis qu'une valeur élevée traduit une forte persistance.

5. Normalité des résidus

Enfin, la distribution des résidus standardisés z_t est comparée à la loi normale à l'aide du test de Jarque-Bera ou par inspection des coefficients d'asymétrie (*skewness*) et de kurtosis. Une légère déviation de la normalité est fréquente dans les données financières et peut justifier l'usage d'une distribution de Student-t pour la vraisemblance.

7. Estimation et résultats

Cette section présente en détail le protocole d'estimation adopté, les diagnostics économétriques réalisés ainsi que les résultats empiriques obtenus pour les trois maturités de taux d'intérêt d'État américains analysées : 3 mois, 2 ans et 10 ans. Ces maturités couvrent respectivement le segment monétaire (3 mois), le segment de la courbe intermédiaire (2 ans) et le segment obligataire de long terme (10 ans), permettant ainsi de capter les dynamiques différenciées entre la politique monétaire à court terme, les anticipations de taux intermédiaires et la prime de terme à long horizon.

L'analyse repose sur des observations quotidiennes (jours ouvrables) couvrant la période du 6 juillet 2016 au 28 février 2017. Cette fenêtre est caractérisée par une volatilité accrue des marchés de taux américains, notamment dans le contexte de l'élection présidentielle américaine et des attentes de relèvement du taux directeur de la Réserve fédérale (Fed). La sélection de l'échantillon reposait aussi sur un nombre suffisant d'observations pour l'analyse économétrique, plus précisément pour le GARCH.

Les variables étudiées correspondent aux variations quotidiennes de taux exprimées en points de base, notées $y_t = \Delta r_t \times 100$. Cette transformation, couramment utilisée en économétrie financière, vise à rendre les séries stationnaires en éliminant les composantes de tendance ou de niveau propres aux taux nominaux (r_t), souvent intégrées d'ordre un. En se concentrant sur les variations plutôt que sur les niveaux, l'analyse met l'accent sur les chocs d'information et les ajustements instantanés des anticipations de marché, ce qui est essentiel pour comprendre la dynamique de la volatilité conditionnelle et la propagation de l'incertitude.

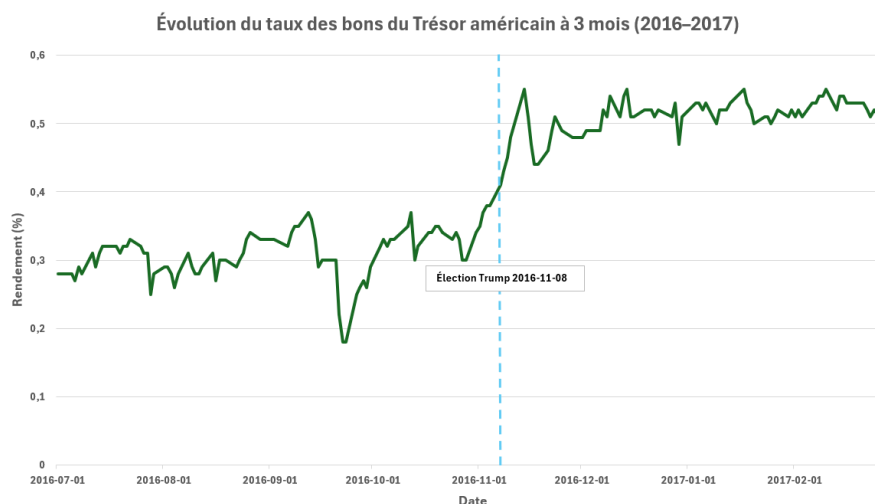
Avant d'estimer les modèles de volatilité conditionnelle, un ensemble de tests préliminaires est réalisé sur chaque série, comme expliqué dans la section 6. Ces diagnostics agissent comme des protections méthodologiques, ils garantissent que les conditions statistiques minimales sont respectées avant l'estimation des modèles dynamiques visés. Une fois ces tests validés, la section procède à l'estimation des modèles adaptés à chacune des maturités, puis à l'interprétation économique des coefficients et des comportements de volatilité observés.

7.1 Analyse descriptive des séries

Avant toute modélisation économétrique, il est pertinent d’observer graphiquement les trajectoires des variables utilisées, soit les rendements des bons et obligations du Trésor américain à 3 mois, 2 ans et 10 ans, ainsi que les indices de volatilité implicite (VIX) et d’incertitude économique et politique (EPU). Ces représentations visuelles permettent d’identifier les tendances dominantes, les changements structurels et les épisodes de tension sur les marchés.

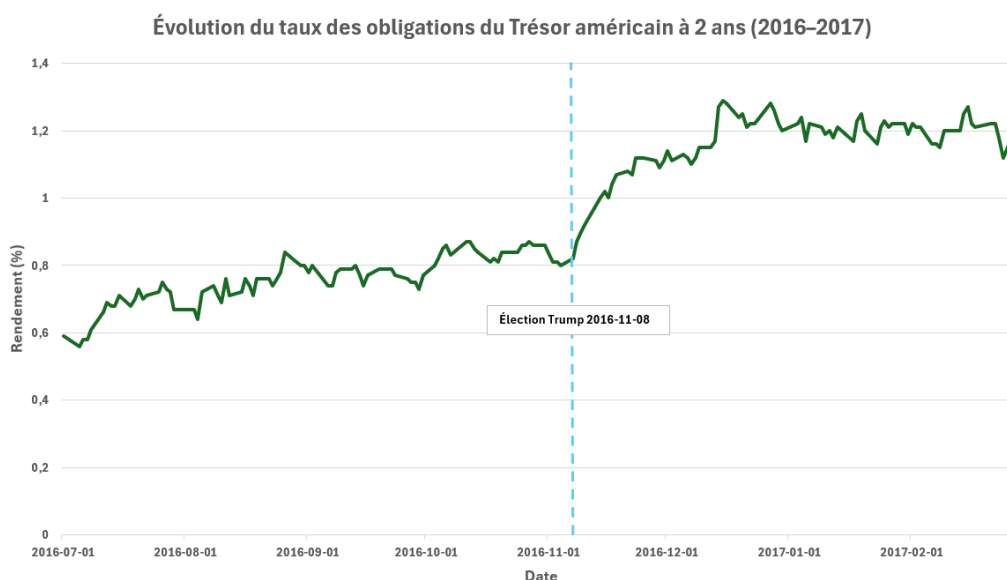
Taux du Trésor américain à 3 mois

Le graphique du bon du Trésor américain à 3 mois révèle une stabilité relative des taux au cours de l’été 2016, suivie d’une hausse progressive à partir d’octobre, juste avant les élections. Ce mouvement s’accélère nettement après l’élection présidentielle du 8 novembre 2016, illustrée par une ligne verticale sur le graphique. Le rendement passe d’environ 0,3 % début juillet à plus de 0,5 % en février 2017. Cette progression traduit avant tout la transmission des anticipations de politique monétaire aux taux très courts. Dès l’automne 2016, plusieurs membres de la Réserve fédérale ont laissé entendre qu’un resserrement du taux directeur devenait probable, compte tenu d’une inflation en hausse et d’un marché du travail tendu. L’élection de Donald Trump est venue renforcer ces attentes, les investisseurs anticipant une relance budgétaire expansionniste susceptible d’accroître la croissance et les pressions inflationnistes. En réponse, le marché monétaire a intégré une probabilité accrue de relèvement des taux, ce qui s’est matérialisé par une hausse immédiate des rendements à 3 mois. La décision effective de la Fed, le 14 décembre 2016, de porter le taux directeur de 0,50 % à 0,75 % a confirmé cette trajectoire. À partir de ce moment, les taux courts se sont stabilisés, traduisant un ajustement ordonné des anticipations de marché au nouveau contexte monétaire.



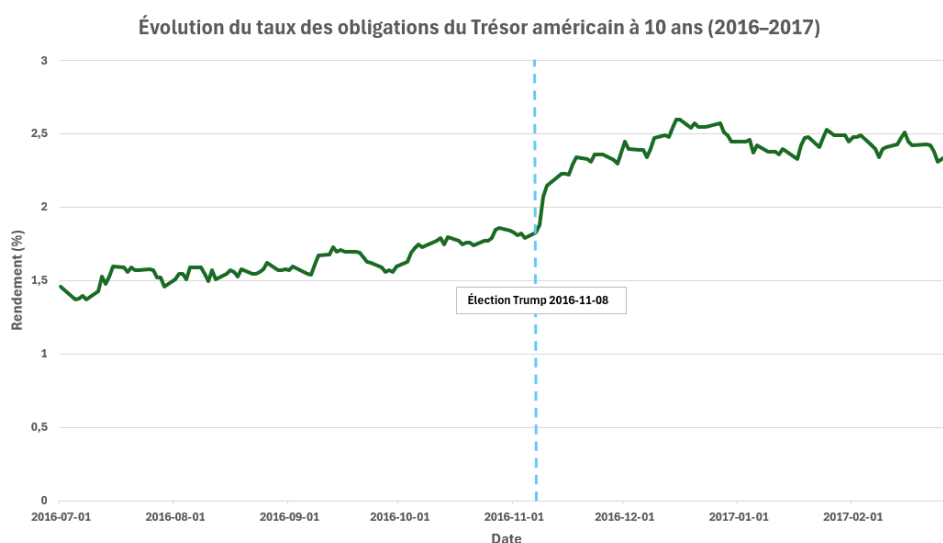
Taux du Trésor américain à 2 ans

Le rendement à 2 ans, représentatif des anticipations de taux directeurs à moyen terme, montre une réaction encore plus marquée après l'élection présidentielle de novembre 2016. Après avoir oscillé autour de 0,6-0,8 % avant le scrutin, il s'élève rapidement pour dépasser 1,2 % en décembre 2016. Cette hausse abrupte traduit une réévaluation des perspectives macroéconomiques par les marchés obligataires. L'annonce d'un programme économique expansionniste sous l'administration Trump, combinant baisses d'impôts, relance budgétaire et déréglementation, a renforcé les anticipations d'une croissance plus soutenue et d'une inflation plus élevée à moyen terme. En réponse, les investisseurs ont anticipé une normalisation accélérée de la politique monétaire de la Réserve fédérale, qui a d'ailleurs relevé son taux directeur en décembre 2016 tout en signalant d'autres hausses à venir. Ce réalignement des attentes a provoqué une vente d'obligations à moyen terme et une remontée correspondante de leurs rendements. La volatilité observée demeure toutefois contenue, suggérant une réaction ordonnée des marchés plutôt qu'un épisode de tension extrême. Les ajustements se sont faits de manière fluide, à mesure que les agents incorporaient les nouvelles anticipations d'inflation et de politique monétaire.



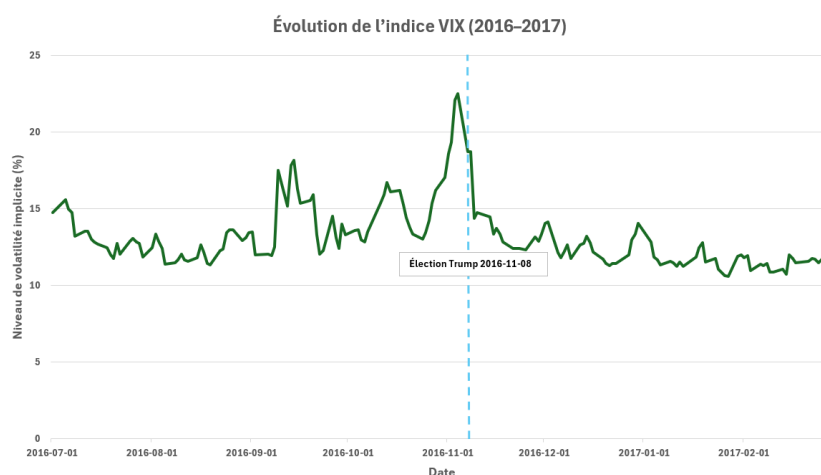
Taux du Trésor américain à 10 ans

L'évolution du taux à 10 ans illustre pleinement le phénomène appelé « *Trump Reflation Trade* ». Les rendements de long terme passent d'environ 1,5 % à l'été 2016 à près de 2,5 % à la fin de 2016, marquant une hausse spectaculaire d'environ 100 points de base en quelques semaines. Cette revalorisation brutale s'explique par une révision à la hausse des anticipations macroéconomiques et inflationnistes. La victoire de Donald Trump a été interprétée comme le signal d'un tournant budgétaire expansionniste, tel que mentionné plus tôt, combinant baisses d'impôts, hausse des dépenses publiques et réduction de la réglementation, susceptible de stimuler la demande agrégée. Ces perspectives de croissance plus forte et d'inflation plus élevée ont conduit les investisseurs à exiger une rémunération supérieure sur les obligations à long terme, faisant grimper le rendement du 10 ans. Par ailleurs, la prime de terme a augmenté. Face aux incertitudes entourant le financement du déficit fédéral et la trajectoire de l'inflation, les agents ont exigé une compensation plus élevée pour détenir des titres de longue maturité. Cette dynamique a accentué la pentification de la courbe des taux, les rendements à long terme augmentant plus vite que ceux à court terme. Enfin, la période post-électorale a été marquée par une rotation sectorielle des portefeuilles, les capitaux quittant les marchés obligataires au profit des actions et des actifs risqués. Cette réallocation a accentué la baisse du prix des obligations et, par conséquent, la hausse des rendements. L'ensemble de ces ajustements traduit une réévaluation globale des conditions financières américaines, où les marchés ont intégré un scénario de croissance et d'inflation plus robuste, justifiant la montée rapide des taux à long terme à la fin de 2016.



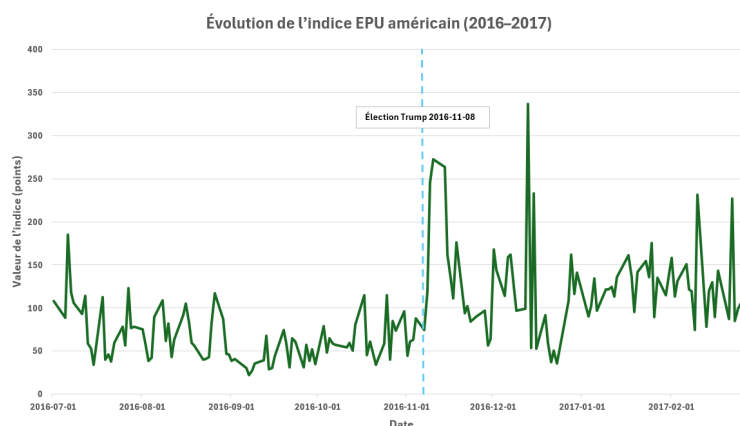
Indice de volatilité implicite (VIX)

Le graphique du VIX met en évidence un pic de volatilité avant l'élection. L'indice grimpe de 15 à près de 22 % au début de novembre 2016, traduisant une incertitude élevée sur l'issue du scrutin. Toutefois, la décrue est rapide dès l'annonce des résultats. Le VIX retombe sous 13 % dès la mi-novembre, indiquant un retour rapide du calme sur les marchés boursiers. Ce comportement est caractéristique d'un épisode d'incertitude ponctuelle, absorbé par les marchés une fois le risque politique matérialisé.



Indice d'incertitude économique et politique (EPU)

L'indice EPU américain présente des fluctuations plus irrégulières mais un schéma global similaire. L'incertitude politique s'élève fortement à l'approche de novembre 2016, culminant à environ 250 points, avant de se replier dans les semaines suivantes. Ce pic d'incertitude traduit les tensions médiatiques et institutionnelles entourant la période électorale. Contrairement au VIX, l'EPU reflète une perception plus persistante du risque politique et macroéconomique, notamment liée aux premières annonces de politique commerciale et budgétaire du nouveau gouvernement après l'élection.



7.2. Protocole d'estimation et critères

Avant l'estimation des modèles GARCH, un diagnostic économétrique complet a été réalisé sur les trois séries de taux du Trésor américain, 3 mois, 2 ans et 10 ans, afin de vérifier les propriétés de stationnarité et la présence d'hétéroscédasticité conditionnelle.

Les tests ont été réalisés dans Python à l'aide des bibliothèques arch et statsmodels :

- `from arch.unitroot import ADF, KPSS`
- `from statsmodels.stats.diagnostic import acorr_ljungbox, het_arch`

Voici les résultats des tests ADF et KPSS :

Résultats des tests de stationnarité (ADF et KPSS)

Série	ADF stat	P-value ADF	KPSS stat	p-value KPSS	Conclusion
3 mois	-12.63	1.51×10^{-23}	0.1458	≈ 0.10	Stationnaire
2 ans	-10.92	4.20×10^{-21}	0.1812	≈ 0.10	Stationnaire
10 ans	-11.78	8.70×10^{-22}	0.1629	≈ 0.10	Stationnaire

Les tests ADF et KPSS confirment la stationnarité des séries transformées ($\Delta r_t \times 100$). Dans chaque cas, la p-value de l'ADF est largement inférieure à 0,01, ce qui permet de rejeter l'hypothèse nulle de non-stationnarité. Inversement, les p-values du test KPSS sont supérieures à 0,05, indiquant qu'on ne rejette pas la stationnarité. Cette double validation (ADF et KPSS concordants) justifie économétriquement l'utilisation de modèles GARCH sur ces variations de taux.

7.3. Résultats par maturité

7.3.1. Taux du Trésor américain à 3 mois

Pour la maturité de trois mois, plusieurs modèles ont été testés afin d'identifier la structure la plus appropriée à la dynamique de volatilité du segment monétaire. Les spécifications estimées incluaient des modèles à variance constante, ARCH(1), GARCH(1,1) et leurs extensions intégrant des variables exogènes (VIX, EPU ou les deux combinées). Après comparaison des critères d'information et analyse des diagnostics résiduels, le modèle ARCH(1) sans variables explicatives additionnelles s'est avéré le plus parcimonieux et le mieux ajusté.

Le BIC du modèle ARCH(1) (702,4) est inférieur à celui des autres modèles considérés, notamment au GARCH(1,1) (707,5) et à la variance constante (706,6). Bien que le modèle intégrant le VIX affiche un AIC légèrement plus faible (687,9 contre 690,0), la différence demeure marginale et ne justifie pas la complexité supplémentaire. De plus, les coefficients associés au VIX (0,0156, $p = 0,63$) et à l'EPU (-0,0165, $p = 0,93$) ne sont pas significatifs, indiquant que ces indicateurs d'incertitude ne contribuent pas de manière statistiquement fiable à l'explication de la volatilité du taux à 3 mois.

D'un point de vue économétrique, le modèle retenu a été estimé par maximum de vraisemblance (MLE) à l'aide de la bibliothèque arch sous Python, méthode standard pour les modèles de volatilité conditionnelle. Cette approche permet d'obtenir des estimateurs efficaces même sur un échantillon relativement court, tout en prenant en compte la distribution non normale des résidus. Le modèle final présente les paramètres suivants :

$$\sigma_t^2 = 3,4568 + 0,4613\varepsilon_{t-1}^2,$$

avec $\omega = 3,4568$ ($p = 0,0015$) et $\alpha = 0,4613$ ($p = 0,0766$).

La somme $\alpha + \beta(0) = 0,46$ confirme une faible persistance de la volatilité conditionnelle. Les chocs de variance se dissipent en moins de deux jours (half-life $\approx 0,95$ jour). Les tests de diagnostic confirment la validité de la spécification, par absence d'autocorrélation résiduelle (Ljung-Box $p = 0,15$) et d'effet ARCH résiduel (ARCH-LM $p = 0,62$). L'usage d'une distribution Student-t ($\nu = 3,7$) améliore l'adéquation du modèle en tenant compte des épisodes de volatilité extrême liés aux annonces de la Réserve fédérale. Les résultats complets des comparaisons de modèles et tests diagnostiques figurent à l'Annexe B.

Sur le plan économique, ces résultats traduisent une dynamique caractéristique du marché monétaire américain. Les rendements du bon du Trésor à 3 mois réagissent rapidement aux chocs d'information, notamment les anticipations de hausse ou de maintien du taux directeur, mais sans enclencher de régimes prolongés de volatilité. La faible persistance ($\alpha \approx 0,46$) indique que les épisodes d'incertitude sont transitoires. La volatilité se concentre autour des réunions de la Fed, puis retombe rapidement lorsque les anticipations se stabilisent.

L'absence d'effet significatif du VIX et de l'EPU confirme que les variations à court terme des taux d'intérêt ne dépendent pas directement de la perception globale du risque financier ou politique, mais plutôt des signaux de politique monétaire. Le segment du 3 mois reste donc fortement ancré dans les anticipations immédiates de la Fed, réagissant à la micro-information domestique plus qu'à l'incertitude macroéconomique globale.

En somme, le modèle ARCH(1) estimé par maximum de vraisemblance rend fidèlement compte de la nature du marché monétaire. Une volatilité en grappes de courte durée, faiblement persistante, associée à des épisodes ponctuels d'ajustement liés à la communication de la politique monétaire. Malgré sa simplicité, cette spécification capte l'essentiel de la dynamique conditionnelle du court terme sans nécessiter de variables exogènes, ce qui renforce la robustesse et la lisibilité des résultats.

7.3.2. Taux du Trésor américain à 2 ans

Pour la maturité de deux ans, plusieurs spécifications ont été testées afin de déterminer si la dynamique des variations de taux justifiait la présence d'une volatilité conditionnelle. Les modèles considérés comprenaient des structures à moyenne autorégressive (AR(0), AR(1), AR(2)) combinées à des variances de type homoscédastique, ARCH(1) ou GARCH(1,1), avec et sans variables exogènes (VIX et EPU). Après comparaison systématique des critères d'information et analyse des diagnostics résiduels, le modèle AR(2) homoscédastique a été retenu comme la solution la plus parcimonieuse et la plus économétriquement robuste.

Les résultats montrent que l'ajout d'une composante conditionnelle dans la variance n'améliore ni la vraisemblance ni les critères d'information. Le modèle AR(2) sans GARCH présente un BIC plus faible et des résidus statistiquement propres, ce qui suggère que la variance du processus est quasi constante au cours de la période étudiée. Les coefficients autorégressifs sont significatifs au seuil de 5 %, confirmant la présence d'une inertie dans la dynamique des rendements à moyen terme, tandis que les paramètres de variance ($\alpha \approx 0,02$ à $0,03$, $\beta \approx 0$) du modèle GARCH s'avèrent non significatifs et instables. Ainsi, l'équation du modèle AR(2) est la suivante :

$$r_t = \mu + \phi_1 r_{t-1} + \phi_2 r_{t-2} + \varepsilon_t$$

Sur le plan économétrique, l'estimation des coefficients autorégressifs n'influence pas la dynamique de la variance. Leur présence permet uniquement de capturer une éventuelle inertie dans la moyenne, sans modifier la structure de volatilité conditionnelle. Par la suite, les tests de Ljung-Box et ARCH-LM appliqués aux résidus et à leurs carrés n'indiquent aucune hétéroscedasticité conditionnelle résiduelle (p-values > 0,5), justifiant le choix d'un modèle homoscédastique. Autrement dit, les variations du taux à 2 ans ne présentent pas de structure en grappes de volatilité, contrairement aux segments court et long de la courbe des taux.

Le modèle retenu a été estimé par maximum de vraisemblance (MLE) à l'aide de la bibliothèque arch sous Python, avec une distribution Student-t pour la composante d'erreur afin de tenir compte d'éventuelles observations extrêmes. Cependant, dans le cas du 2 ans, la variance reste globalement stable, et le recours à une structure GARCH ne procure aucun gain statistique ni interprétatif.

Les versions du modèle intégrant le VIX ou l'EPU (ou les deux simultanément) n'ont pas non plus démontré de pertinence empirique. Leurs coefficients sont faiblement significatifs et ne réduisent pas les critères AIC ou BIC. Par exemple, le modèle GARCH(1,1) avec le VIX obtient un BIC supérieur au modèle de base, tandis que l'EPU ne présente aucune contribution explicative ($p > 0,80$). Ces résultats sont cohérents avec la logique économique du segment de la courbe des taux. Le taux à 2 ans représente une maturité de transition, davantage influencée par les anticipations graduelles de la politique monétaire que par les fluctuations de l'incertitude perçue sur les marchés. Les résultats complets des comparaisons de modèles et tests diagnostiques figurent à l'Annexe B.

Sur le plan économique, la stabilité de la variance traduit un marché où les anticipations de taux d'intérêt évoluent de manière relativement fluide. Le 2 ans intègre les signaux de la Réserve fédérale, mais sans réagir aux événements ponctuels ou aux annonces politiques de court terme. En d'autres mots, la dynamique des rendements sur ce segment intermédiaire découle davantage de lissage anticipatif que de réactions immédiates. Ce comportement correspond à une forme de "mémoire moyenne". La moyenne évolue lentement mais la variance reste constante, signe d'un ajustement progressif plutôt que volatil.

En somme, la maturité de deux ans se distingue par une dynamique intermédiaire. Ni aussi réactive que le court terme, ni aussi sensible aux facteurs structurels que le long terme. Le modèle AR(2) homoscedastique estimé par maximum de vraisemblance reflète cette transition. Une inertie modérée dans les rendements, mais sans clustering de volatilité, confirmant que le segment du 2 ans est le plus stable de la courbe dans la période étudiée (juillet 2016 - février 2017).

7.3.3. Taux du Trésor américain à 10 ans

Pour la maturité à dix ans, les mêmes spécifications ont été testées qu'au 3 mois et 2 ans. Les modèles de moyenne AR(0), AR(1) et AR(2) combinés à des structures de variance homoscédastique, ARCH(1), GARCH(1,1) et EGARCH(1,1), avec ou sans variables exogènes (VIX et EPU). Après comparaison systématique des critères d'information et des diagnostics résiduels, le modèle ARCH(1) avec erreurs Student-t s'est imposé comme la solution la plus robuste économétriquement et la plus parcimonieuse.

Les résultats empiriques indiquent que la dynamique de variance du 10 ans est bien captée par un modèle ARCH(1), alors que l'ajout d'un terme GARCH(1,1) ne procure aucun gain significatif, ni en termes d'AIC/BIC, ni en vraisemblance. Le modèle a été estimé par maximum de vraisemblance (MLE) à l'aide de la bibliothèque arch sous Python, une méthode standard et efficace pour les modèles de volatilité conditionnelle, même sur des échantillons relativement courts. Cette approche permet d'obtenir des estimateurs consistants tout en tenant compte de la distribution non normale des résidus.

Le modèle final présente les paramètres suivants :

$$\sigma_t^2 = 0,8204 + 0,2736\varepsilon_{t-1}^2,$$

avec $\omega = 0,8204$ ($p = 0,021$) et $\alpha = 0,2736$ ($p = 0,064$).

La somme $\alpha + \beta(0) = 0,27$ confirme une faible persistance de la volatilité conditionnelle. Les chocs de variance se dissipent rapidement, avec un half-life d'environ 2 jours.

Les tests de diagnostic confirment la validité du modèle :

- Ljung-Box (résidus) : $p = 0,34 \rightarrow$ absence d'autocorrélation résiduelle.
- ARCH-LM : $p = 0,42 \rightarrow$ absence d'effet ARCH non capté.

Les versions du modèle intégrant les variables exogènes VIX et EPU n'ont pas permis d'améliorer les résultats. Leurs coefficients respectifs sont faibles et non significatifs ($p > 0,8$), tandis que les critères AIC et BIC augmentent. Ces constats indiquent que la volatilité du 10 ans est principalement endogène. Elle découle des ajustements internes des anticipations de marché plutôt que des mesures d'incertitude politique (EPU) ou financière (VIX). Les résultats complets des comparaisons de modèles et tests diagnostiques figurent à l'Annexe B.

Sur le plan économique, la maturité à dix ans reflète les anticipations de long terme sur l'inflation, la croissance et la politique budgétaire. La période analysée (juillet 2016 – février 2017) est marquée par l'élection présidentielle américaine et le phénomène du “Trump Reflation Trade”, caractérisé par une réévaluation rapide des anticipations d'inflation et des déficits publics. Les investisseurs, anticipant une politique fiscale expansionniste (baisse d'impôts, dépenses d'infrastructure), ont vendu massivement des obligations à long terme, provoquant une hausse de leurs rendements et une montée temporaire de la volatilité.

L'existence d'une volatilité conditionnelle (ARCH) mais faiblement persistante suggère que les marchés ont réagi par des ajustements rapides et non par des épisodes prolongés d'incertitude. Autrement dit, le marché obligataire de long terme a absorbé les chocs de volatilité sans entrer dans un régime durable de turbulence. En somme, la maturité 10 ans se caractérise par une volatilité plus élevée mais moins persistante que les maturités courtes. Le modèle ARCH(1) Student-t estimé par MLE décrit efficacement cette dynamique. Les chocs de volatilité apparaissent sous forme de « grappes » brèves, principalement déclenchées par des événements macroéconomiques ponctuels, mais disparaissent rapidement, ce qui traduit un marché résilient et ancré dans des anticipations de long terme.

7.4. Conclusion des résultats

L'ensemble des résultats économétriques obtenus met en évidence des dynamiques de volatilité nettement différenciées selon la maturité des taux du Trésor américain. Les trois segments de la courbe, court (3 mois), intermédiaire (2 ans) et long terme (10 ans), révèlent des comportements propres, tant sur le plan statistique qu'économique, illustrant la diversité des mécanismes d'ajustement à l'œuvre sur les marchés obligataires.

D'abord, les tests de stationnarité (ADF et KPSS) ont confirmé que les séries de variations quotidiennes des taux ($\Delta r_t \times 100$) sont stationnaires à 1 %, validant économétriquement le recours à des modèles GARCH et ARCH. Les diagnostics de Ljung-Box et d'ARCH-LM ont par ailleurs révélé la présence d'hétéroscédasticité conditionnelle uniquement aux extrémités de la courbe, c'est-à-dire pour les maturités 3 mois et 10 ans, tandis que la variance du 2 ans s'est montrée quasi constante.

Sur le segment court (3 mois), le modèle ARCH(1) estimé par maximum de vraisemblance (MLE) s'est révélé le plus approprié. Les résultats indiquent une volatilité en grappes de courte durée, faiblement persistante ($\alpha + \beta \approx 0,46$), avec des chocs de variance qui se dissipent en moins de deux jours. Économiquement, cela traduit un marché monétaire très réactif aux annonces de la Réserve fédérale (Fed), mais dont les épisodes de volatilité restent transitoires.

Ni le VIX ni l'EPU n'ont montré de pouvoir explicatif significatif, confirmant que la volatilité de ce segment dépend essentiellement de la politique monétaire immédiate plutôt que de l'incertitude globale.

Sur le segment intermédiaire (2 ans), le modèle AR(2) à variance constante s'est imposé comme la spécification la plus parcimonieuse et économiquement cohérente. L'absence de dynamique conditionnelle de variance (tests ARCH-LM non significatifs) montre que la volatilité sur cette maturité est stable et homogène, traduisant un marché des taux intermédiaires où les anticipations s'ajustent de manière graduelle. Le 2 ans reflète un comportement de transition. Il intègre les signaux de la Fed sans sur-réagir, illustrant un processus d'ajustement fluide des anticipations de taux directeurs. Les modèles incluant les variables d'incertitude (VIX, EPU) n'ont pas amélioré l'ajustement, ce qui confirme que ce segment est le moins sensible aux chocs exogènes.

Enfin, sur le segment long (10 ans), la variance conditionnelle est bien décrite par un modèle ARCH(1), également estimé par MLE. Les résultats indiquent une volatilité élevée mais faiblement persistante ($\alpha \approx 0,27$), traduisant des réactions rapides et temporaires à des chocs macroéconomiques, notamment ceux liés à l'élection américaine de 2016 et au "Trump Reflation Trade". Les modèles avec VIX et EPU ne présentent aucune amélioration significative, ce qui suggère que la volatilité du long terme est endogène, principalement guidée par les révisions d'anticipations d'inflation et de déficit public plutôt que par l'incertitude perçue sur les marchés.

D'un point de vue transversal, ces résultats permettent de tirer plusieurs conclusions :

- La volatilité est concentrée aux extrémités de la courbe, reflétant une sensibilité accrue aux politiques monétaires de court terme (3 mois) et aux anticipations macro-fiscales de long terme (10 ans).
- Le segment intermédiaire (2 ans) agit comme une zone de stabilisation, amortissant les chocs et assurant la cohérence de la courbe.

- La persistance moyenne des chocs de variance est faible, indiquant que les marchés de taux ont absorbé rapidement les événements de 2016-2017 sans entrer dans une phase prolongée d'instabilité.
- Les indicateurs d'incertitude globale (VIX, EPU) ne se transmettent que marginalement à la volatilité des taux, suggérant une segmentation partielle entre l'incertitude financière générale et celle perçue dans le marché obligataire.

En somme, l'estimation des modèles GARCH et ARCH sur les taux du Trésor américain confirme une structure de volatilité asymétrique selon la maturité. Le court terme reflète la réactivité immédiate aux décisions de politique monétaire, le moyen terme incarne la stabilité des anticipations, et le long terme traduit l'ajustement des primes de risque liées aux anticipations d'inflation et de déficit. Ces résultats constituent un fondement empirique solide pour l'analyse ultérieure de l'impact de l'incertitude politique sur la volatilité conditionnelle des marchés de taux et boursiers.

8. Conclusion

Ce mémoire avait pour objectif d'analyser économétriquement l'effet de l'incertitude politique sur la volatilité et les rendements du marché obligataire américain, à travers l'étude de trois segments représentatifs de la courbe des taux : le court terme (3 mois), le moyen terme (2 ans) et le long terme (10 ans). L'élection présidentielle américaine de 2016, marquée par l'arrivée de Donald Trump au pouvoir, a servi de choc exogène idéal pour observer comment les anticipations des investisseurs réagissent à un épisode d'incertitude politique majeure.

La revue de littérature a d'abord permis de situer ce travail dans la continuité des recherches menées par Bloom (2009, 2014, 2018), Christiano, Motto et Rostagno (2014), et Baker, Bloom et Davis (2016). Ces travaux montrent que les chocs d'incertitude, qu'ils soient macroéconomiques, politiques ou financiers, modifient profondément les comportements d'investissement et amplifient les fluctuations économiques via des canaux d'attentisme, de réallocation inefficace et de prime de risque accrue. L'introduction d'indices comme l'Economic Policy Uncertainty (EPU) et l'indice de volatilité (VIX) a permis de quantifier ces chocs, rendant possible leur intégration dans des modèles économétriques.

Sur le plan méthodologique, le travail s'est appuyé sur une modélisation rigoureuse de la volatilité conditionnelle à l'aide des modèles ARCH et GARCH, estimés par maximum de vraisemblance (MLE) sous Python. L'échantillon initial, limité à 60 jours, s'est toutefois révélé insuffisant pour estimer correctement les modèles de type GARCH, ceux-ci nécessitant un nombre minimal d'observations pour stabiliser les paramètres de variance conditionnelle. Les tests préliminaires ont montré une instabilité des coefficients et une convergence partielle des estimations.

Afin de corriger cette limite, la fenêtre d'analyse a été élargie à environ 235 jours, dont 167 ouvrables (du 6 juillet 2016 au 28 février 2017), offrant une taille d'échantillon économétriquement adéquate pour les estimations GARCH et permettant de mieux capter la dynamique des rendements avant et après l'élection. Les résultats empiriques ont révélé des dynamiques contrastées selon la maturité :

Le taux à 3 mois présente une volatilité conditionnelle significative, décrite par un modèle ARCH(1) faiblement persistant. La volatilité y réagit fortement aux chocs d'information, mais se dissipe rapidement, ce qui traduit un marché monétaire dominé par les annonces de la Réserve fédérale plutôt que par les sources d'incertitude globale.

Le taux à 2 ans, à l'inverse, est caractérisé par une variance quasi constante. Le modèle AR(2) homoscédastique s'avère le plus approprié, illustrant une dynamique de transition entre la réactivité du court terme et la stabilité du long terme.

Enfin, le taux à 10 ans suit une structure ARCH(1) avec une variance conditionnelle significative mais peu persistante. Les chocs de volatilité observés autour de l'élection reflètent une revalorisation rapide des anticipations d'inflation et de déficit budgétaire, liée au phénomène du "Trump Reflation Trade".

Les variables exogènes EPU et VIX n'ont pas apporté de gain statistique notable dans les modèles, leurs coefficients étant faibles et non significatifs. Cela suggère que, sur la période étudiée, la volatilité des taux était principalement endogène, découlant des ajustements internes des anticipations de marché plutôt que des indicateurs globaux d'incertitude.

Sur le plan économique, ces résultats traduisent une segmentation claire de la courbe des taux :

- Le court terme est sensible à la politique monétaire et aux annonces immédiates.
- Le moyen terme est stable et peu réactif.
- Le long terme est réceptif aux anticipations macroéconomiques structurelles.

Cette configuration conforte l'idée d'une transmission inégale de l'incertitude politique selon la maturité des titres, les marchés intégrant différemment le risque selon leur horizon d'investissement.

Sur le plan méthodologique et empirique, ce travail met en évidence deux enseignements majeurs :

- La nécessité d'un échantillon suffisamment plus large pour garantir la convergence et la stabilité des estimations GARCH.
- La pertinence d'un modèle parcimonieux, privilégiant la robustesse à la complexité.

Enfin, une piste de recherche future prometteuse consisterait à explorer la causalité de Granger entre les variables d'incertitude (EPU et VIX) et les différentes maturités de taux. Une telle extension permettrait de déterminer si les variations de l'incertitude politique causent effectivement les fluctuations de volatilité sur la courbe des taux, ou si, inversement, les ajustements de taux précèdent les hausses d'incertitude.

D'un point de vue scientifique, les résultats obtenus constituent un apport empirique concluant. Ils montrent que la volatilité des taux d'intérêt réagit faiblement et de manière transitoire aux chocs, ce qui traduit une capacité d'ajustement rapide et efficace des anticipations de marché. L'absence d'effet significatif de l'incertitude politique (EPU) et financière (VIX) sur les rendements suggère que, sur la période étudiée, la dynamique de variance demeure principalement endogène, c'est-à-dire qu'elle provient des ajustements internes du marché obligataire plutôt que de facteurs exogènes liés à l'environnement macroéconomique ou politique.

Cette lecture met en évidence une caractéristique importante du marché des taux. Les chocs de volatilité sont brefs, absorbés rapidement et non structurels, ce qui témoigne d'une résilience accrue du marché obligataire américain, même dans un contexte de transition politique majeure comme celui de l'élection présidentielle de 2016. En ce sens, la structure de volatilité observée

reflète davantage des réactions rationnelles à l'information monétaire qu'une contagion durable de l'incertitude politique.

En conclusion, ce mémoire confirme que l'incertitude politique agit comme un déterminant potentiel mais non systématique de la volatilité des marchés financiers, et que son influence dépend étroitement de l'horizon temporel et du segment de marché considéré. L'approche économétrique retenue, malgré certaines limites liées à la taille de l'échantillon initial, offre une base solide pour des recherches futures combinant causalité, volatilité conditionnelle et interconnexion entre marchés financiers.

9. Références bibliographiques

- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593–1636.
<https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Barrero, J. M., & Bloom, N. (2020). *Economic Uncertainty and the Recovery*. Stanford University.
https://www.policyuncertainty.com/media/BarreroBloom_UncertaintyRecovery.pdf
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3), 623–685.
<https://doi.org/10.3982/ECTA6248>
- Bloom, N. (2014). Fluctuations in uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153–176. <https://doi.org/10.1257/jep.28.2.153>
- Bloom, N., Floetotto, M., Jaimovich, N., Saporta-Eksten, I., & Terry, S. J. (2018). Really uncertain business cycles. *Econometrica*, 86(3), 1031–1065.
<https://doi.org/10.3982/ECTA10927>
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Brooks, C. (2019). *Introductory Econometrics for Finance* (4th ed.). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781108524872>
- Cervantes, P. A. M., & Rambaud, S. (2020). An empirical approach to the “Trump Effect” on U.S. financial markets with causal-impact Bayesian analysis. *Heliyon*, 6(8), e04760.
<https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2020.e04760>
- Christiano, L. J., Motto, R., & Rostagno, M. (2014). Risk shocks. *American Economic Review*, 104(1), 27–65. <https://doi.org/10.1257/aer.104.1.27>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427–431. <https://doi.org/10.2307/2286348>

- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987–1007.
<https://doi.org/10.2307/1912773>
- Federal Reserve Bank of New York. (2018, October). *U.S. Treasury Market Action on Election Night 2016*. Liberty Street Economics.
<https://libertystreeteconomics.newyorkfed.org/2018/10/us-treasury-market-action-on-election-night-2016/>
- Federal Reserve Economic Data (FRED). (n.d.). *FRED: Federal Reserve Economic Data*.
<https://fred.stlouisfed.org/>
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987). A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review*, 55(2), 163–172.
<https://doi.org/10.2307/1403192>
- Kothari, S. P., & Warner, J. B. (2007). Econometrics of event studies. In B. E. Eckbo (Ed.), *Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance* (Vol. 1, pp. 3–36). Elsevier.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root : How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1–3), 159–178.
[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Ljung, G. M., & Box, G. E. P. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65(2), 297–303. <https://doi.org/10.1093/biomet/65.2.297>
- MacKinlay, A. C. (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13–39.
- Mehmood, B., & Mehmood, S. (2024). Geopolitical risk and stock market development: Evidence from emerging economies. *International Review of Economics & Finance*, 88, 327–342. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2024.02.003>
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns : A new approach. *Econometrica*, 59(2), 347–370. <https://doi.org/10.2307/2938260>

Pham, H. N. A., Ramiah, V., Moosa, N., Huynh, T., & Pham, N. (2018). The financial effects of Trumpism. *Economic Modelling*, 74, 264–274.

<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.05.020>

PolicyUncertainty.com. (n.d.). *Policy Uncertainty Index*. <https://www.policyuncertainty.com/>

Yahoo Finance. (n.d.). *Yahoo Finance Canada*. <https://ca.finance.yahoo.com/>

Zandi, M., Lafakis, C., White, D., & Ozimek, A. (2016, juin). *The Macroeconomic Consequences of Mr. Trump's Economic Policies*. Moody's Analytics.

<https://www.economy.com/mark-zandi/documents/2016-06-17-Trumps-Economic-Policies.pdf>

10. Annexes

Annexe A - Figures empiriques sur l'incertitude

Figure A1 - *Impact d'un choc de volatilité sur la production industrielle.* Cette figure montre une baisse d'environ 1 % de la production dans les quatre mois suivant le choc, suivie d'un retour à la normale et d'un léger overshoot à moyen terme.

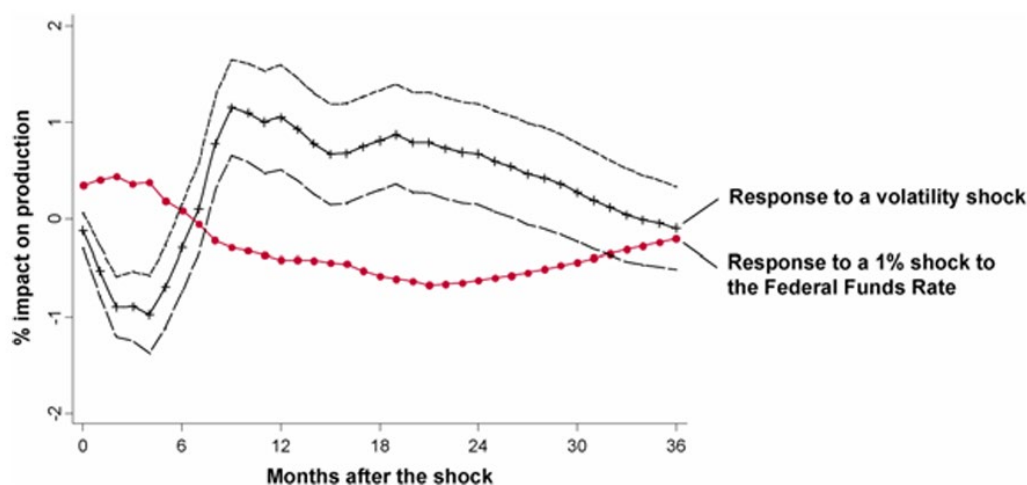


Figure A2 - *Impact d'un choc de volatilité sur l'emploi.* La dynamique est similaire à celle de la production, soit une chute rapide suivie d'un rebond, illustrant les effets transitoires mais significatifs des chocs d'incertitude.

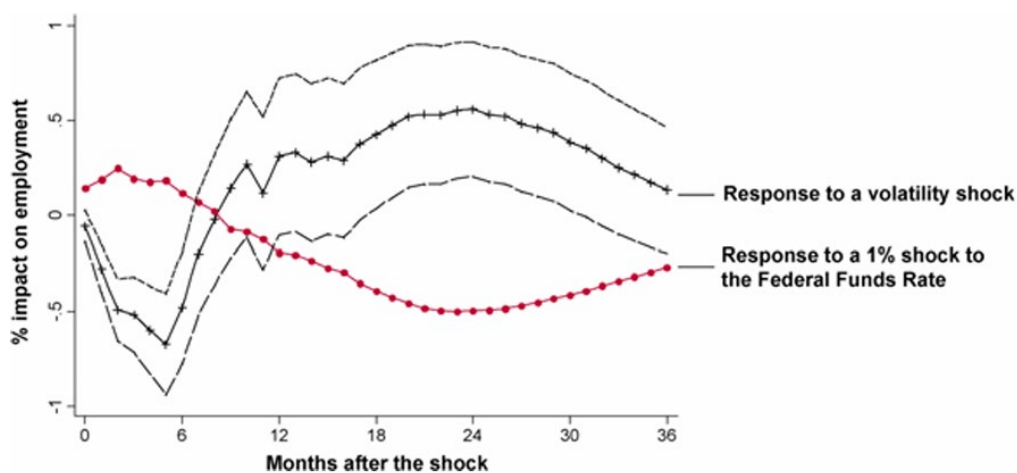


Figure A3 - Indice d'incertitude politique (EPU) basé sur les articles de presse (Baker, Bloom et Davis, 2012). Cette figure montre l'évolution de l'indice d'incertitude politique aux États-Unis entre 1985 et 2015. L'indice est construit à partir de la fréquence des articles contenant les mots « incertitude », « économie » et un mot lié à la politique dans dix grands journaux américains. Les pics de l'indice coïncident avec des événements majeurs tels que le krach de 1987, les guerres du Golfe, le 11 septembre, la faillite de Lehman Brothers, et les débats budgétaires au Congrès. Les zones grises indiquent les périodes de récession, selon la définition du NBER.

Figure 3
Newspaper Policy Uncertainty Index is 51 percent Higher in Recessions

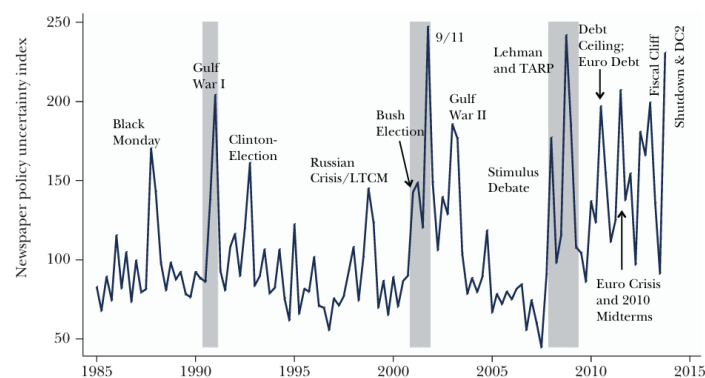
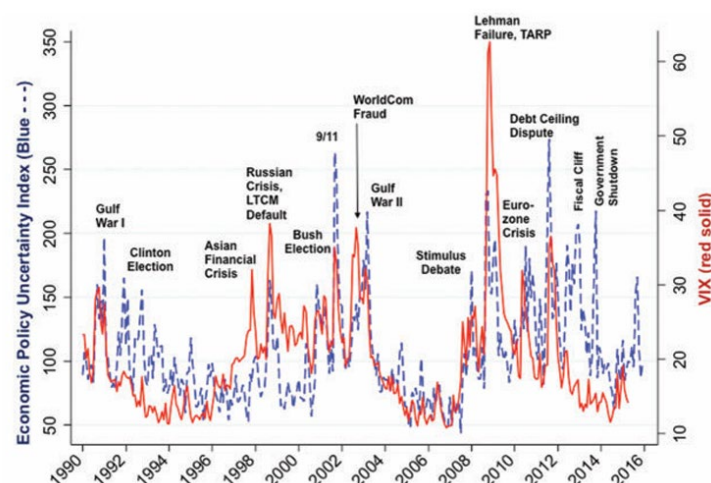


Figure A4 - Corrélation entre l'indice EPU et le VIX (Baker, Bloom et Davis, 2016). Cette figure compare l'évolution de l'indice d'incertitude de politique économique (EPU) aux États-Unis avec celle du VIX, qui mesure la volatilité implicite du marché boursier à 30 jours. Les deux séries présentent des pics synchronisés lors d'événements politiques et économiques majeurs : crise asiatique, attentats du 11 septembre, faillite de Lehman Brothers, débat sur le plafond de la dette, etc. L'EPU est représenté par une ligne bleue pointillée (axe gauche), et le VIX par une ligne rouge continue (axe droit).



Annexe B - Modèles estimés pour les maturités de 3 mois, 2 ans et 10 ans.

Les tableaux suivants présentent les résultats détaillés des estimations effectuées pour les trois maturités de taux du Trésor américain : 3 mois, 2 ans et 10 ans. Chaque modèle combine différentes spécifications de moyenne (AR(p)) et de variance (Homoscédastique, ARCH(1), GARCH(1,1)), avec ou sans variables exogènes (VIX et EPU), afin d'identifier la structure la plus adaptée à la dynamique de volatilité conditionnelle de chaque série.

Les indicateurs AIC et BIC servent à comparer la performance relative des modèles, tandis que les coefficients estimés (ω , α , β) décrivent la dynamique de la variance conditionnelle.

Les colonnes Ljung-Box (p) et ARCH-LM (p) testent respectivement l'absence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité résiduelle, tandis que le test Jarque–Bera (p) évalue la normalité des résidus. Enfin, la colonne "Degré de liberté" (v) correspond au paramètre de la loi Student-t utilisée pour modéliser la distribution des erreurs lorsque la normalité est rejetée.

Les valeurs en surbrillance verte indiquent pour chaque maturité le modèle économétriquement retenu selon les critères d'information (AIC/BIC) et la qualité des diagnostics.

Var. dépendante	Spec. modèle	Var. exogène	Ordre AR(p)	AIC	BIC	alpha	beta	alpha+beta	omega(l)	Variance inc	Coeff VIX	P-val VIX	Coeff EPU	P-val EPU	Lunge-Box p	Lunge-Box p-2	ARCH LM p-val	JB p-val	Degré de lib
3 mois en bps	AR(p) Homosk	None	-	697,32	706,58	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,24	0,75	0,79	0	3,74
3 mois en bps	GARCH(1,1)	None	-	690,05	702,4	0,46	0,02	0,46	3,46	6,42	0,02	0,57	-0,02	0,99	0,15	0,59	0,62	0	3,71
3 mois en bps	AR(p) Homosk	VIX	-	695,22	707,55	-	-	-	0,48	3,95	0,02	0,57	-0,02	0,99	0,15	0,63	0,66	0	3,72
3 mois en bps	AR(p) Homosk	VIX	-	687,97	703,38	0,48	0,02	0,48	3,49	6,78	0,02	0,57	-0,02	0,99	0,19	0,62	0,66	0	3,69
3 mois en bps	GARCH(1,1)	VIX	-	689,97	708,46	0,49	0,02	0,49	3,4	6,83	0,02	0,53	-0,03	0,99	0,19	0,65	0,69	0	3,6
3 mois en bps	AR(p) Homosk	None	-	699,32	711,67	-	-	-	0,47	3,44	0,02	0,57	-0,02	0,99	0,24	0,75	0,79	0	3,74
3 mois en bps	AR(p) Homosk	None	-	692,04	707,47	0,47	0,03	0,47	3,47	6,46	0,02	0,57	-0,02	0,99	0,15	0,58	0,61	0	3,71
3 mois en bps	GARCH(1,1)	None	-	694,02	712,55	-	-	-	0,5	3,25	0,02	0,57	-0,02	0,92	0,16	0,66	0,69	0	3,73
3 mois en bps	AR(p) Homosk	None	-	697,22	712,63	-	-	-	0,49	6,87	0,02	0,52	-0,03	0,98	0,2	0,61	0,65	0	3,63
3 mois en bps	AR(p) Homosk	None	-	689,95	708,44	0,49	0,03	0,49	3,47	6,87	0,02	0,52	-0,03	0,88	0,2	0,61	0,65	0	3,59
3 mois en bps	GARCH(1,1)	None	-	691,93	719,5	0,5	0,03	0,53	3,29	6,99	0,02	0,53	-0,03	0,88	0,2	0,67	0,71	0	3,6
Var. dépendante	Spec. modèle	Var. exogène	Ordre AR(p)	AIC	BIC	alpha	beta	alpha+beta	omega(l)	Variance inc	Coeff VIX	P-val VIX	Coeff EPU	P-val EPU	Lunge-Box p	Lunge-Box p-2	ARCH LM p-val	JB p-val	Degré de lib
2 ans en bps	AR(p) Homosk	None	2	813,26	828,64	0,03	0,03	0,03	8,88	8,9	-0,01	0,67	0,58	0,08	0,5	0,63	0,64	0,29	21,5
2 ans en bps	GARCH(1,1)	None	2	815,18	833,63	0,03	0,03	0,03	8,88	8,9	-0,01	0,67	0,58	0,08	0,49	0,62	0,65	0,29	20,85
2 ans en bps	GARCH(1,1)	None	2	817,18	838,71	0,03	0,03	0,03	8,88	8,9	-0,01	0,67	0,58	0,08	0,49	0,62	0,65	0,29	20,7
2 ans en bps	AR(p) Homosk	VIX	2	810,07	828,48	-	-	-	8,7	8,91	0,01	0,7	0,58	0,08	0,52	0,67	0,69	0,25	17,27
2 ans en bps	GARCH(1,1)	VIX	2	811,99	833,47	0,02	0,02	0,02	8,7	8,91	-0,01	0,7	0,58	0,08	0,51	0,66	0,7	0,25	17
2 ans en bps	GARCH(1,1)	VIX	2	813,99	838,54	0,02	0,02	0,02	8,7	8,91	-0,01	0,7	0,58	0,08	0,51	0,66	0,7	0,25	17
2 ans en bps	AR(p) Homosk	None	2	810,05	828,5	-	-	-	8,51	8,59	0,01	0,97	0,59	0,08	0,5	0,38	0,35	0,87	208,06
2 ans en bps	GARCH(1,1)	None	2	812,03	833,56	0,01	0,01	0,01	8,51	8,59	0,01	0,97	0,59	0,08	0,5	0,38	0,35	0,87	231,36
2 ans en bps	AR(p) Homosk	None	2	813,28	837,88	0	1	1	0,01	NA	0	0,97	0,56	0,1	0,52	0,39	0,33	0,81	114,09
2 ans en bps	GARCH(1,1)	None	2	807,25	828,73	0	1	1	0,01	NA	0	0,99	0,57	0,09	0,51	0,39	0,38	0,86	144,39
2 ans en bps	AR(p) Homosk	None	2	809,19	833,75	0,01	0,01	0,01	8,51	8,59	0,01	0,96	0,59	0,09	0,51	0,39	0,38	0,86	273,93
2 ans en bps	GARCH(1,1)	None	2	810,53	838,15	0	1	1	0,01	NA	0	0,96	0,59	0,08	0,51	0,33	0,35	0,81	141,29
Var. dépendante	Spec. modèle	Var. exogène	Ordre AR(p)	AIC	BIC	alpha	beta	alpha+beta	omega(l)	Variance inc	Coeff VIX	P-val VIX	Coeff EPU	P-val EPU	Lunge-Box p	Lunge-Box p-2	ARCH LM p-val	JB p-val	Degré de lib
10 ans en bps	AR(p) Homosk	None	-	921,57	940,84	0,27	0,27	0,27	13,32	18,24	0,02	0,74	0,96	0,8	0,79	0,62	0,78	0,02	19,44
10 ans en bps	GARCH(1,1)	None	-	928,55	940,9	0,27	0,27	0,27	13,32	18,24	0,02	0,74	0,96	0,8	0,8	0,84	0,78	0,02	19,44
10 ans en bps	GARCH(1,1)	None	-	930,55	945,99	0,27	0	0,27	13,32	18,24	-0,02	0,74	0,96	0,8	0,82	0,84	0,78	0,02	19,44
10 ans en bps	AR(p) Homosk	VIX	-	928,81	941,14	-	-	-	12,3	18,64	0,07	0,51	0,96	0,8	0,69	0,74	0,67	0,51	18,57
10 ans en bps	GARCH(1,1)	VIX	-	924,96	940,37	0,34	0,34	0,34	12,3	18,64	0,07	0,51	0,96	0,8	0,69	0,74	0,67	0,5	63,08
10 ans en bps	GARCH(1,1)	VIX	-	926,96	945,45	0,34	0,34	0,34	12,31	18,64	0,07	0,51	0,96	0,8	0,69	0,74	0,67	0,5	63,08
10 ans en bps	AR(p) Homosk	None	-	933,26	945,61	-	-	-	12,31	18,64	0,07	0,51	0,96	0,8	0,69	0,74	0,67	0,5	19,63
10 ans en bps	AR(p) Homosk	None	-	930,55	945,99	0,27	0,27	0,27	13,33	18,24	0,02	0,74	0,96	0,8	0,82	0,84	0,78	0,02	19,48
10 ans en bps	GARCH(1,1)	None	-	932,55	951,07	0,27	-	-	13,33	18,24	0,02	0,74	0,96	0,8	0,84	0,84	0,78	0,02	19,51
10 ans en bps	AR(p) Homosk	None	-	930,53	945,93	0,34	0,34	0,34	12,3	18,64	0,07	0,51	0,96	0,8	0,69	0,74	0,67	0,51	19,67
10 ans en bps	AR(p) Homosk	None	-	928,96	945,45	0,34	0,34	0,34	12,3	18,64	0,07	0,51	0,96	0,8	0,69	0,74	0,67	0,51	64,48
10 ans en bps	GARCH(1,1)	None	-	928,96	950,53	0,34	0	0,34	12,32	18,63	0,07	0,51	0,96	0,8	0,69	0,74	0,67	0,5	60,13