

GREDI

Groupe de Recherche en Économie
et Développement International



Cahier de Recherche / Working Paper
10-10

**Impact asymétrique de la variation du prix du pétrole sur les rendements
boursiers : une étude empirique sur l'indice SP 500**

Jie HE

Maurice .D. Ngoko NJIPKAP

Patrick RICHARD



UNIVERSITÉ DE
SHERBROOKE

Impact asymétrique de la variation du prix du pétrole sur les rendements boursiers : une étude empirique sur l'indice SP 500

Jie HE¹

GREDI, Université de Sherbrooke

Maurice.D. NGOKO NJIPKAP²

GREDI, Université de Sherbrooke

Patrick RICHARD³

GREDI, Université de Sherbrooke

Résumé : Nous utilisons un modèle LSTVAR (Logistic Smooth transition Vector Auto Regression) pour questionner la présence d'une relation asymétrique entre la variation du prix du pétrole et les rendements de l'indice SP 500. Les tests statistiques nous ont confortés dans l'utilisation du modèle à transition graduelle entre les états, confirmant l'hypothèse d'un ajustement lent des investisseurs face aux variations du prix du pétrole. En utilisant les données mensuelles de l'économie américaine sur la période 1990-2008, nous montrons que l'asymétrie liée au signe du choc est vérifiée quelque soit le régime dans lequel on se trouve. Quant à l'asymétrie liée à l'ampleur du choc, elle n'est vérifiée que dans le « régime en dessous du seuil du prix du pétrole ». Dans le « régime au dessus du seuil du prix du pétrole », la réaction des rendements est proportionnelle à l'amplitude du choc. Nous montrons aussi que l'asymétrie liée au signe du choc est vérifiée en période de croissance négative de la production industrielle, alors que dans la situation de variation positive de la production industrielle, l'effet des chocs semble symétrique.

JEL classification: E44, Q43

Mots clés : Logistic Smooth transition Vector Auto Regression, choc pétrolier, rendements boursiers.

¹ GRÉDI, Faculté d'Administration, Département d'économique, Université de Sherbrooke, 2500, boulevard de l'Université, Sherbrooke, Québec, Canada, J1K 2R1; Email: jie.he@usherbrooke.ca.

² GRÉDI, Faculté d'administration, Département d'économique, Université de Sherbrooke, 2500, boulevard de l'Université, Sherbrooke, Québec, Canada, J1K 2R1; Email: Maurice.duverger.ngoko.njipkap@usherbrooke.ca

³GRÉDI, Faculté d'Administration, Département d'économique, Université de Sherbrooke, 2500, boulevard de l'Université, Sherbrooke, Québec, Canada, J1K 2R1; Email: Patrick.richard2@usherbrooke.ca

1. Introduction

L'importance du prix de l'énergie et plus particulièrement le prix du pétrole dans l'activité économique n'est plus à démontrer. La sévérité de la récession économique mondiale qui a suivi la crise pétrolière de 1973 a suscité un nombre d'études qui se sont intéressées à la relation entre prix du pétrole et activité économique. Rasche et Tatom (1977, 1981), Hamilton (1983) et bien d'autres chercheurs mettent en évidence une corrélation négative entre le prix de l'énergie et les agrégats macroéconomiques tels que la production et l'emploi dans les pays développés comme les États-Unis d'Amérique la Grande-Bretagne, le Canada, etc... Au milieu des années 80, la relation linéaire inverse entre le prix de l'énergie et l'activité économique est remise en cause par les travaux de Mork (1989) et Mork et Olsen (1994), qui trouvent une relation asymétrique entre le prix du pétrole et l'activité économique. Aujourd'hui, l'impact du prix du pétrole sur l'activité économique semble faire l'unanimité entre les chercheurs.

Bien qu'il existe une littérature florissante sur la relation entre le prix du pétrole et les agrégats macroéconomiques, l'analyse de la relation entre le prix du pétrole et les marchés financiers a longtemps été reléguée au second plan. L'une des raisons évoquées est que les analystes ont souvent considéré l'hypothèse d'efficience des marchés financiers⁴. Cette hypothèse suppose que le prix des actifs comprend toute l'information disponible, y compris celle relative au prix du pétrole qui de plus est une information publique et exogène au marché financier. Dans ce sens, le prix du pétrole est directement incorporé dans le prix des actifs. Or un renchérissement du baril ne se propage pas d'une façon prédéterminée à travers le système économique et les choix des différents agents (individus, entreprises, gouvernements et surtout autorité monétaire) conditionnent les évolutions ultérieures. Ces choix sont bien sûr fortement influencés par la situation actuelle et par les anticipations à différents horizons temporels. Les anticipations sont donc une des raisons pour lesquelles les actions ne s'ajustent pas immédiatement à une variation du prix du pétrole. Les variations des prix du pétrole sont souvent de trop courte durée pour qu'il vaille la peine d'ajuster les stocks de capital de

⁴ Hypothèse due à Eugène Fama, qui considère que dans un marché suffisamment large où l'information se répand instantanément, comme c'est le cas en particulier du marché financier, les opérateurs réagissent correctement et quasi immédiatement aux informations s'ils ont la capacité cognitive de les interpréter avec justesse.

production. Suite à un changement de prix, les firmes ont donc tendance à attendre avant de réagir. De plus, l'hypothèse de diffusion de l'information émise par Hong et Stein (1999)⁵ soutient que la diffusion de l'information privée et même publique est lente. En effet, même si le prix du pétrole est une information publique et exogène, accessible sans difficulté à tous les investisseurs, il leur faut transformer cette information en valeur de décision. Ce qui revient à traduire l'information publique en une information privée, dont la diffusion est lente et peut créer soit une sous réaction ou une sur-réaction des investisseurs. De même, les investisseurs dans le même marché utilisent l'information sur le prix du pétrole dont ils disposent à différents moments, ce qui peut créer encore soit une sous réaction, soit une sur réaction des investisseurs.

Si la littérature actuelle semble converger vers l'impact négatif significatif de la hausse du prix du pétrole sur les rendements boursiers, la question de l'asymétrie de l'impact du prix du pétrole sur les rendements demeure jusqu'ici peu étudiée. Bien que cette asymétrie soit acceptée dans la littérature, beaucoup de travail reste à faire pour la démontrer ; la définition de l'asymétrie demeurant elle-même ambiguë. S'il est très fréquent de trouver l'expression « des effets asymétriques des chocs pétroliers sur les rendements boursiers » dans la littérature économique, il s'agit d'un terme très général qui peut se référer à de nombreux problèmes : l'asymétrie pouvant être liée soit à l'état de l'économie, soit au signe du choc ou à l'ampleur du choc.

En ce qui concerne l'asymétrie liée à l'état de l'économie, Raymond et Rich (1997) ont analysé spécialement l'influence du prix du pétrole sur l'économie américaine selon la phase du cycle conjoncturel dans laquelle survient la variation de prix; ils concluent qu'une hausse est préjudiciable lorsqu'elle survient dans une période de faible croissance ou de récession mais qu'elle n'a pas d'effet dans les périodes de forte croissance. La relation entre l'économie réelle et financière étant assez forte, le prix du pétrole peut donc aussi exercer un effet asymétrique sur les rendements selon le cycle des affaires. Pour justifier cet effet différencié, Lescaroux (2006) propose la piste fondée sur le partage de la valeur ajoutée en période de croissance positive. L'idée est qu'en période d'expansion, il n'y a pas de difficulté à payer

⁵ Selon Hong et Stein, si les informations qui émanent d'un marché parviennent sur un autre avec un délai et que les investisseurs ne tiennent pas compte des informations disponibles sur les autres marchés, alors il est possible de prédire l'évolution du rendement d'un actif boursier sur la base des cours du pétrole. Par ailleurs bien qu'il s'agisse ici de l'information privée, des versions plus sophistiquées de cette hypothèse montrent que même en présence d'une information publique comme le cours du pétrole, la diffusion est lente parce que les investisseurs doivent transformer l'information en une valeur de décision.

des surplus de facture pétrolière, alors qu'en récession seuls les ajustements de salaire et d'emploi permettent de faire face à ce surplus. Il paraît donc logique que l'impact de la variation du prix du pétrole sur les rendements soit différent selon que l'économie est en récession ou en expansion⁶.

L'asymétrie liée au signe du choc trouve ses fondements dans les travaux de Mork (1989) qui montre que « Les hausses de prix du pétrole jouent, mais non les baisses ». Ce résultat de Mork montre que les chocs pétroliers de signes différents peuvent avoir une incidence sur les variables économiques de manière asymétrique. En effet, on s'attend à ce que les marchés réagissent différemment selon que le choc est positif ou négatif. L'explication de cette asymétrie se trouve dans la théorie keynésienne basée sur la présence des rigidités nominales des salaires et des prix. Les prix sont plus flexibles à la hausse qu'à la baisse. Cette situation est due à la présence des coûts de menus. La hausse des prix du pétrole a deux effets négatifs sur l'activité économique.

Le premier effet est lié à l'impact négatif de l'augmentation du prix du pétrole sur l'activité économique, qui se traduit par l'augmentation des coûts de production (les prix des produits pétroliers croissent plus rapidement lorsque le prix du pétrole augmente), la diminution de la demande (la hausse du prix du pétrole se traduit souvent par des pressions inflationnistes. Il en résulte une diminution du pouvoir d'achat des ménages qui doivent par conséquent réduire leur consommation). La diminution des profits qui en découle pourrait se traduire par une diminution de leur valeur de marché car les investisseurs accordent moins d'attention à ces entreprises.

Le second effet négatif est lié aux coûts d'ajustement. En tout état de cause, lorsque le prix du pétrole augmente, les entreprises réorganisent leur production. Il faut des délais nécessaires liés à la mise en place de capacités de production supplémentaires : l'investissement n'est donc pas immédiat. Cela entraîne des coûts d'ajustement qui accentuent le premier effet. La baisse de la rentabilité des entreprises consommatrices de pétrole est rapide.

La baisse des prix du pétrole a à la fois un effet positif (effet direct) et négatif (effet indirect) qui aurait tendance à se compenser. L'effet positif est dû à la baisse des coûts de production et une légère augmentation de la demande. Tandis que l'effet négatif résulte des déséquilibres sectoriels, de l'accroissement de l'incertitude et de la présence des coûts

⁶ Raymond et Rich (1997) proposent d'étudier l'influence des variations du prix du pétrole en fonction du cycle économique

d'ajustement. Les fluctuations du prix du pétrole nécessitent donc une réorganisation de la production. En conséquence, les coûts d'ajustement contrebalancent les effets positifs d'une baisse du prix du pétrole.

Selon Lee et Ratti (1995), « *Les effets des augmentations de prix du pétrole sont fonction de leur ampleur par rapport à leur degré de variabilité actuel* ». Cette assertion stipule que les chocs d'ampleurs différentes peuvent avoir un impact sur les variables macroéconomiques de façon asymétrique. On s'attend à ce que les marchés réagiraient faiblement à des très petits chocs qu'à de très grands chocs. L'explication de cette asymétrie se trouve dans l'incertitude liée à la volatilité du prix du pétrole. La volatilité du prix du pétrole est très importante, une volatilité accrue du prix du pétrole peut avoir une incidence sur la valeur des flux et sur les dividendes. En effet, l'incertitude sur le prix du pétrole entraîne une incertitude de la demande des produits et donc une incertitude sur les profits des entreprises. La volatilité du prix du pétrole engendre aussi une incertitude quant au retour sur l'investissement ; et aussi l'accroissement de l'incertitude sur le retour de l'investissement entraînant un report de l'investissement en bien d'équipement et donc une baisse des rendements. Lorsque les cours du pétrole sont assez stables, les investisseurs sont plus à l'aise dans leur décision d'investissement.

2. Impact du prix du pétrole sur les rendements boursiers : un état de l'art

S'il existe des travaux qui traitent de l'impact du prix du pétrole sur les indices boursiers, la littérature économique mentionne cependant que ceux liés à la question de l'asymétrie de l'impact du prix du pétrole sur les rendements boursiers sont en chantier. Jones et Kaul (1996), utilisent des données trimestrielles pour vérifier si la réaction des marchés boursiers internationaux aux variations du prix du pétrole peut être justifiée par le changement des rendements attendus dans les pays tels que les USA, le Japon, et le Canada. Ils trouvent une relation stable et négative entre l'évolution du prix du pétrole et les rendements des indices boursiers. Cette relation est dramatique dans le cas du Japon et plus faible dans celui du Canada. Les prix actuels et les prix du pétrole décalés affectent négativement le rendement boursier.

Huang et al (1996) utilisent un VAR pour étudier la relation entre le rendement journalier du pétrole et le rendement boursier journalier du S&P_500. Ils trouvent qu'il y a une relation entre le rendement du pétrole et la valeur de marché de certaines compagnies pétrolières ; en

revanche, il n'y a pas d'évidence de relation entre le prix du pétrole et l'indice composite S&P_500.

Sadorsky (1999) est le premier à s'intéresser à la question de l'asymétrie dans la relation entre le prix du pétrole et les rendements boursiers. Il montre que le prix du pétrole et leur volatilité jouent un rôle important (plus important que celui du taux d'intérêt) dans l'explication des indices boursiers des États-Unis. Il trouve une relation asymétrique entre l'évolution du prix du pétrole et l'indice boursier S&P_500. En effet, la fonction de réponse au choc du VAR estimé montre que les chocs positifs avaient un impact plus important et qu'il n'y a pas d'évidence de l'impact d'un choc négatif⁷ du prix du pétrole sur l'indice S&P_500. Pour aboutir à ces résultats, Sadorsky transforme le prix du pétrole en deux variables différentes (hausse et baisse du prix du pétrole), qu'il incorpore simultanément dans le VAR. Sadorsky divise la période de son analyse, de 1947 à 1996, en deux sous-périodes. Ses analyses ont montré que les chocs pétroliers ont eu un impact plus important après 1986. Park et Ratti (2007) analysent les impacts respectifs des prix du pétrole et de leur volatilité sur les rendements des actifs boursiers aux États-Unis et dans 13 pays industrialisés d'Europe. Utilisant la même méthodologie que Sadorsky, ils montrent que les chocs sur les prix du pétrole ont un effet statistiquement significatif sur le rendement des actifs boursiers, de manière contemporaine au cours du même mois ou avec un décalage d'un mois. De plus, les effets observés varient selon les pays. Pour la plupart des pays de l'UE⁸ et non pour les USA⁹, l'accroissement de la volatilité réduit le rendement des actifs de manière contemporaine ou avec un décalage d'un mois. Enfin, il existe une évidence des effets asymétriques des prix du brut en ce qui concerne les USA et la Norvège, la symétrie semble observée pour le reste des pays de l'échantillon.

Nandha et Faff (2007) utilisant un modèle CAPM¹⁰ trouvent que l'augmentation du prix du pétrole a un effet négatif sur les rendements dans tous les secteurs, sauf celui des mines. Par contre, ils ne trouvent pas d'évidence en ce qui concerne l'effet asymétrique. Si la méthode CAPM ne permet pas de mettre en évidence la relation dynamique entre les variables, celle de Sadorsky pose au moins quelques problèmes : premièrement, Sadorsky ne justifie pas par des

⁷ Nous appelons choc négatif des baisses de prix du pétrole et choc positif des hausses du prix du pétrole

⁸ UE : union Européenne

⁹ USA : États-Unis d'Amérique

¹⁰ CAPM: Capital Asset Pricing Model

tests statistiques l'utilisation du modèle linéaire. Ensuite, il choisit son seuil de façon arbitraire. Il est probable que le seuil à partir duquel le prix du pétrole affecte l'activité économique soit différent d'un pays à un autre. Ces limites sont vite prises en compte par Huang et al (2005) qui utilisent un modèle multivarié à seuil pour questionner l'impact du prix du pétrole et de sa volatilité sur les rendements. Ils trouvent que le seuil optimal varie selon que le pays est importateur ou exportateur du pétrole. Ils montrent que les variations du prix du pétrole et de sa volatilité affectent l'économie si elles sont au-delà du seuil. Elles ont par contre un impact limité si elles sont en dessous du seuil. Toutefois, si les variations du prix du pétrole sont au-dessus du seuil, elles expliquent mieux les variables macroéconomiques que sa volatilité.

Cette étude essaie d'améliorer le travail de Huang et al (2005) principalement à deux niveaux. Premièrement, leurs résultats reposent sur des hypothèses souvent très contraignantes, notamment celle relative à la transition brutale entre les régimes. Cela impose qu'une variation du prix du pétrole puisse entraîner subitement le passage d'un régime à l'autre, même si cette évolution est minime. Il paraît souvent plus logique que le passage d'un régime à l'autre se fasse graduellement. En effet, les investisseurs ne révisent pas forcément leurs anticipations à la suite des variations minimales du prix du pétrole. Dans ce cas, la transition se fait donc de façon graduelle entre les régimes extrêmes et entre ces deux régimes, il existe un continuum de régimes. Celui qui est en vigueur est déterminé par une valeur particulière de la fonction de transition et de la variable de transition. Deuxièmement, nous tenons compte de plusieurs spécifications possibles de l'asymétrie, contrairement à la littérature actuelle qui se limite très souvent à regarder la réaction des rendements suite à un choc positif et négatif dans les différents régimes.

3. Données et méthodologies

a- Les données

Dans le souci de comparer nos résultats à ceux existant dans la littérature, nous utilisons dans notre étude les mêmes données que Sadorsky (1999) et Park et Ratti (2008). Les données que nous utilisons sont constituées de la série des rendements de l'indice S & P 500 calculée à partir de la série des prix de clôture de cet indice, selon la formule ci-après : $r_t = \ln p_t - \ln p_{t-1}$, où p_t est le prix de clôture de l'indice à la date t. La série des prix de clôture de l'indice S&P 500 est issue de la base de données Bloomberg. Une fois les

rendements calculés, nous les déflations de l'inflation (calculée comme le log différence de l'indice des prix à la consommation). Nous appellerons cette série les rendements réels de l'indice S & P 500. L'indice des prix à la consommation est issu de la base IFS¹¹.

La série du prix du pétrole (WTI¹²) est issue de la base IFS. La série que nous utilisons est le prix réel du pétrole. Il n'est autre que le ratio entre le prix mondial du pétrole et l'indice des prix à la production. L'indice des prix à la production provient de la base IFS. La production industrielle, quant à elle, provient de IFS, tandis que le treasury Bill représente la série des taux d'intérêt (politique monétaire) est issu du site de la FED¹³. Les séries macroéconomiques sont celles des États-Unis, libellées en Dollar US¹⁴. Les données vont de janvier 1990 à décembre 2008, soit 228 observations.

Les séries macroéconomiques sont généralement non stationnaires ; il est donc important de vérifier cette propriété avant toute manipulation afin d'éviter de faire des régressions dites fallacieuses. On constate dans le tableau (1) que seule la série des rendements réels est stationnaire en niveau. En effet, les statistiques de test d'ADF et PP sont inférieures au seuil de 5 % tabulé par Mackinnon (1996). On rejette donc l'hypothèse nulle de racine unitaire. De plus, le test KPSS confirme la stationnarité de la série des rendements réels. Par contre, les tests d'ADF, et PP montrent que les séries de prix réel du pétrole, de taux d'intérêt à un jour, de la production industrielle possèdent chacune une racine unitaire. Elles sont par conséquent non stationnaires comme le confirme le rejet de l'hypothèse de stationnarité du test KPSS. En revanche, toutes les séries intégrées sont stationnaires en différence première (c'est le cas des taux d'intérêt, du prix du pétrole et de la production industrielle).

Tableau 1

¹¹ IFS : international financial statistic

¹² WTI : West Texas Intermediate

¹³ FED : réserve fédérale des États-Unis

¹⁴ Dollar américain

Colonne1	Colonne2	Colonne3	Colonne4
variable en niveau	statistique de test ADF	statistique de test PP	statistique KPSS
taux d'intérêt	1,154431	0,79772	0,977178
	-1,941986	-2,871845	0,46300
production industrielle	-1,991597	0,046380	0,248777
	-2,871961	-3,426251	0,146000
prix du pétrole	-3,060728	-3,125717	0,400904
	-3,426311	-3,426251	0,14600
rendements réels	-15,45973	-15,44279	0,402763
	-1,941986	-1,941986	0,46300
variable en log différence			
taux d'intérêt	-5,5228532	-19,15339	0,068505
	-1,941995	-1,941986	0,463000
production industrielle	-5,589812	-16,73333	0,165012
	-3,426433	-3,426311	0,146000
prix du pétrole	-13,20089	-12,90470	0,047973
	-1,941986	-1,941986	0,146000

Puisque les séries des taux d'intérêt, du prix du pétrole et de la production industrielle sont I (1), il est approprié d'effectuer, dans un premier temps, des tests de cointégration sur les trois variables pour savoir s'il existe une relation à long terme entre elles. Le tableau (2) présente les résultats du test de cointégration de Johansen (1988, 1991). Les résultats du test de cointégration montrent qu'il n'y a pas d'évidence de relation de cointégration entre les trois variables.

b- Méthodologies

Afin d'interroger l'interaction entre le prix du pétrole, les rendements boursiers et l'activité économique, nous utilisons le modèle LSTVAR (Logistic Smooth Transmission Vector Autoregressive). Ce modèle n'est qu'une adaptation du modèle présenté par Charles L. Weise (1999). Il se présente comme suit :

$$X_t = (A_0 + AX_{t-1}) + (\theta_0 + \theta X_{t-1})F(X_{i,t-d}) + \varepsilon_t$$

$$X_t = [r_t, op_t, ip_t, rsr_t], F(X_{i,t-d}) = (1 + \exp[-\gamma(X_{i,t-d} - c)])^{-1}, \text{ avec } \gamma > 0$$

X_t , et le vecteur des variables endogènes du modèle, $X_{i,t-d}$, $i=1, 2, 3, 4$ est la « Switching variable », variable d'état. Elle peut être soit une variable endogène retardée ou une variable exogène. Dans notre cas, elle peut être soit le prix du pétrole retardé, soit la production industrielle retardée, soit les taux directeurs retardé de d période. « c » est une constante qui

peut être définie comme un seuil de changement de régime. La valeur du seuil fournit une première interprétation économique des régimes définissant la dynamique du processus. Il est donc important de trouver une bonne méthode d'estimation ou de détection de ce seuil.

$F(X_{i,t-d})$ est une fonction logistique qui est comprise entre 0 et 1. Elle permet à la transition de se faire de façon monotone du premier régime au second avec la valeur de la variable $X_{i,t-d}$.

Remarquons que lorsque la vitesse de transition tend vers zéro, la fonction logistique est une constante (0,5), le terme non linéaire disparaît et le modèle est linéaire. Par contre lorsque la vitesse de transition tend vers ∞ , la fonction de transition devient une fonction Heavy-side.

La fonction logistique prend la valeur 1 si $(X_{i,t-d} > c)$, elle prend la valeur 0 si $(X_{i,t-d} \leq c)$ on est en présence d'un modèle TVAR¹⁵ avec transmission brutale. Enfin γ est la vitesse de transmission entre les états de l'économie. Le modèle LSTVAR semble plus intéressant que les modèles VAR avec changement brusque de régime ou que les modèles VAR linéaires simples. Ces deux derniers modèles étaient des cas particuliers du modèle STVAR. On ne perd pas en généralité en utilisant le modèle LSTVAR. De plus, il permet de répondre aux différentes questions sur l'impact asymétrique du prix du pétrole introduit plus haut. En effet, la variable $X_{i,t-d}$ pouvant être n'importe quelle variable endogène retardée du modèle, le modèle nous permet de répondre sans ambiguïté à toutes nos interrogations. Enfin, le modèle LSTVAR est une généralisation des modèles VAR et STVAR.

Le système est identifié en utilisant la factorisation de Choleski et en plaçant les variables dans l'ordre suivant : les taux directeurs-le prix du pétrole-la production industrielle-les rendements boursiers. Cet ordre est le même que Sadorsky (1999), signifie que la politique monétaire est indépendante des chocs contemporains sur les autres variables. Il suppose aussi qu'un choc de politique monétaire a un impact sur les prix du pétrole. Dans le souci de confronter nos résultats à la littérature, nous allons présenter les résultats du modèle linéaire, couramment utilisé dans la dite littérature.

¹⁵ TVAR : threshold vector autoregression

Spécification du modèle LSTVAR

La spécification du modèle à seuil nécessite de choisir certains paramètres qui ne peuvent être estimés par des méthodes usuelles. En effet, l'estimation par le maximum de vraisemblance n'est pas possible parce que le modèle est sous-identifié. L'imposition de restrictions identificatives arbitraires serait donc nécessaire. Or, ces restrictions ne sont pas testables. L'approche que nous utilisons ne nécessite pas de telles restrictions. Cependant, elle est moins efficace que la méthode du maximum de vraisemblance. Pour une discussion plus poussée, le lecteur peut se référer à Weise (1999). La spécification suppose qu'il faut déterminer le nombre de retards à inclure dans le modèle, ainsi que des paramètres définissant la variable de transition.

Le choix des p retards de l'endogène du modèle à seuil s'effectue dans le cadre d'un modèle linéaire de référence. Les régresseurs sont sélectionnés sur la base de critères d'information (AIC, BIC, Hannan, LR). Le tableau (2) nous préconise comme régresseurs les trois premiers retards du log différence du taux d'intérêt, du log différence du prix réel du pétrole, du log différence de l'indice de la production et des rendements réels.

La variable de transition est choisie conjointement par la théorie économique et par une procédure particulière, basée sur les résultats des tests de linéarité. L'idée est que la linéarité sera d'autant plus fortement rejetée que le modèle à seuil est bien spécifié. Ainsi, les tests de linéarité sont menés pour une variable de transition donnée. Cependant, celle-ci n'étant pas connue, on construit le test de linéarité pour toutes les variables de transition possible, *c.-à-d.*

pour l'ensemble des variables X_t ou pour toutes les valeurs du paramètre de délai d telles que $1 \leq d \leq p$ dans le cas du modèle VAR. On retient ensuite la variable de transition pour laquelle la linéarité est la plus fortement rejetée, c'est-à-dire celle qui minimise la probabilité du test. En effet, le test de linéarité est d'autant plus puissant que la variable de transition est bien choisie. La théorie économique nous montre que l'impact du prix du pétrole sur l'économie peut dépendre de la situation de l'économie (Ranmond et Rich (1997)). On s'attend à ce que l'impact du prix du pétrole sur les rendements de l'état de l'économie réelle (récession ou croissance). Les variables i^p_{t-d} seront utilisées comme variables de transition, d étant défini par les résultats du test de linéarité. La réponse monétaire différente de la Banque centrale selon la situation peut être source d'asymétrie, ce qui nous amènera à

considérer r_{t-d} comme variable de d'état. Enfin, nous utiliserons OP_{t-d} pour voir à partir de quel seuil l'impact du prix du pétrole sur les rendements change ou encore si les chocs négatifs et les chocs positifs ont le même impact que les chocs positifs.

Le test de linéarité

Avant d'estimer notre modèle LSTVAR, il est important de faire des tests de linéarité. Si l'hypothèse de linéarité est rejetée, cela nous reconforte dans l'idée de choisir un modèle non linéaire. Nous commencerons tout d'abord par appliquer les tests de linéarité décrit par Charles Weise (1999). Ces tests sont une adaptation multi variée du test de linéarité proposé par Granger et Terasvirta (1993). C'est un test basé sur le multiplicateur de Lagrange qui a l'avantage de ne pas nécessiter l'estimation du modèle sous l'hypothèse alternative. L'hypothèse nulle est celle du modèle linéaire ($\gamma = 0$) contre l'hypothèse alternative du modèle non linéaire ($\gamma > 0$). Le lecteur intéressé peut se référer à Weise (1999).

Les résultats du test de linéarité sont reportés dans le tableau (3) en annexe. La lecture de ce tableau montre que l'évidence contre la linéarité est très forte pour la plupart des variables d'états choisies. Plus particulièrement, lorsque la variable d'état est l'indice de la production retardé d'une ou deux périodes, le modèle non linéaire LSTVAR est toujours préféré au modèle linéaire au seuil de 5 %. En effet les P-value calculés sont toutes inférieures à 5 %, ce qui nous amène à rejeter l'hypothèse nulle de linéarité. On constate que le rejet de la linéarité est plus fort pour le premier retard de l'indice de la production que pour le second. De même, lorsque le prix réel du pétrole (retardé) est pris comme variable d'état, la linéarité est fortement rejetée pour les deux premiers retards. Mais elle n'est pas rejetée pour le retard d'ordre 3. Pour ce qui des rendements, l'hypothèse de linéarité est fortement rejetée pour le premier et troisième retard. On observe toute fois que, pour le retard d'ordre 2, le modèle linéaire est préféré au modèle LSTVAR. Pour ce qui est du taux d'intérêt, la linéarité est fortement rejetée en faveur de la non-linéarité de type LSTVAR pour les deux premiers retards. Ces résultats nous confortent dans le choix du modèle LSTVAR donc les résultats seraient plus précis que ceux d'un modèle VAR linéaire très souvent rejeté.

Nous basant sur la théorie économique et les résultats du test de linéarité présentés plus haut, nous retiendrons donc comme variable d'état, les variables suivantes : Δop_{t-1} , Δip_{t-1} .

Estimation du modèle LSTVAR

Une fois le choix de la variable de transition effectué, l'estimation des paramètres du modèle LSTVAR devient une simple application de la méthode des moindres carrés non linéaire. Rappelons que sous l'hypothèse de normalité des résidus, les estimateurs des moindres carrés non linéaires sont équivalents aux estimateurs du quasi maximum de vraisemblance et que sous certaines conditions de régularités, ils sont consistants et asymptotiquement normaux. Le modèle LSTVAR peut donc être estimé par n'importe quelle procédure d'optimisation non linéaire. Compte tenu de la sous-spécification du modèle et de la complexité de la mise en œuvre des algorithmes d'optimisation non linéaire, le choix de bonnes valeurs de départ pour les paramètres de seuil et de vitesse d'ajustement peut être une alternative. En effet, une fois les paramètres de seuil et la vitesse de transition fixés, le modèle LSTVAR devient linéaire en les autres paramètres du modèle. Il devient donc plus simple d'estimer le modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires.

Par conséquent, un moyen pratique d'obtenir des valeurs de départ raisonnable pour l'algorithme d'optimisation non linéaire est de réaliser une grille bidimensionnelle de recherche sur γ et c . Dans un premier temps, nous allons fixer $\gamma=1$, ce qui signifie que nous supposons que les investisseurs s'ajustent graduellement aux variations du prix du pétrole, et nous estimons le modèle LSTVAR équation par équation par la méthode des MCO afin d'estimer c pour chacune de variable d'état donné. Pour ce faire, on ordonne de façon croissante les observations de la variable d'état, on exclut ensuite 15 % des observations de chaque extrémité de l'échantillon ordonné¹⁶. Comme nous avons 228 observations, on se défait des 34 premières observations et des 34 dernières observations. On ne conserve donc que 70 % des observations, soit toutes les observations comprises inclusivement entre la 35e observation et la 194e observation. Ces observations sont des c potentiels et donc on estime le modèle LSTVAR pour chacun des c potentiels et l'on garde le critère d'information de Schwarz (SIC) pour chaque estimation. Le modèle avec le plus petit critère d'information de Schwarz donne le c optimal. Ensuite pour comparer nos résultats à ceux existant dans la littérature, nous allons fixer $c = 0$ ¹⁷, pour la variable d'état prix du pétrole, et estimer le modèle LSTVAR équation par équation par la méthode des MCO afin de trouver la vitesse

¹⁶ Weise (1999) rappelle que la bonne valeur se situe entre 60% et 80% des données ordonnées de façon croissante.

¹⁷ Seuil arbitraire généralement utilisé dans la littérature, Sadorsky (1999), Park et Ratti (2005)

d'ajustement optimale. Nous retenons le modèle avec le plus petit critère d'information de Schwarz qui nous donne le γ optimal. Nous testerons la robustesse de nos résultats en considérant plusieurs valeurs différentes pour c .

Nos résultats montrent que si la variable d'état est la variation du prix du pétrole, lorsque c est fixé de façon arbitraire à zéro, la valeur de γ qui minimise le critère de Schwarz est 1. Ce qui confirme que le modèle avec transition lente entre les régimes est plus adapté que les modèles supposant une transition brutale entre les régimes, lorsque le seuil est fixé de façon arbitraire à zéro. Ces résultats remettent en question les travaux utilisant des modèles à transition brutale (Sadorsky 1999) et nous confortent dans le choix du modèle LSTVAR qui permet de contrôler la vitesse de transition entre les états. On constate aussi que lorsque le prix du pétrole retardé d'une période est pris comme variable d'état et qu'on fait l'hypothèse d'ajustement progressif des investisseurs¹⁸, la valeur du seuil qui minimise le critère de Schwarz est -9,204380%. Ce qui signifie que si l'on fait l'hypothèse que la vitesse d'ajustement n'est pas très rapide, c'est-à-dire que les entrepreneurs ne s'ajustent pas instantanément aux changements du prix du pétrole, une variation du prix du pétrole inférieure à 9,204380% n'a pas d'impact positif sur les rendements.

Lorsque la variable d'état est l'indice de la production décalée d'une période, et que nous faisons l'hypothèse d'ajustement graduel, la valeur du seuil optimal est -0,360. Lorsqu'on fixe $c = 0$ ¹⁹, la valeur de gamma optimal est 1. Lorsque la variable d'état est l'indice de la production décalée de deux périodes, et que $c = 0$, la valeur de gamma optimal est 1. Ce qui signifie que la transmission entre les deux états de l'économie (état de croissance et récession) est graduelle. Ce résultat semble logique, puisqu'une économie en croissance n'entre pas brusquement en récession. Il existe souvent des amortisseurs qui permettent au pays d'aller de façon graduelle vers la récession. Ce résultat nous reconforte dans le choix du modèle LSTVAR.

¹⁸ C'est-à-dire qu'on fixe gamma à 1

¹⁹ C'est-à-dire que nous considérons les états de croissance positive et négative

4. Test d'asymétrie des effets des variations du prix du pétrole

Pour analyser les effets de la variation du prix du pétrole sur les rendements boursiers, nous ferons recours comme dans le cas linéaire, aux fonctions de réaction aux chocs.

Considérons deux réalisations différentes de notre processus VAR X_t en $t+n$ (soit X_{t+n}). Supposons que la première réalisation soit telle qu'entre t et $t+n$, le système connaisse un seul choc (ce choc intervenant en t). La deuxième réalisation suppose que le système ne subit pas de choc entre t et $t+n$. la fonction de réponse impulsionnelle est alors définie comme la différence entre ces deux réalisations qui sont identiques jusqu'en $t-1$. La réaction d'une variable ayant suivie un choc doit donc être comparée à la réaction de la même variable lorsque cette dernière n'a suivi aucun choc. La fonction de réponse peut donc être définie comme suit :

$$GIRF_X(n, \varepsilon_t, \omega_{t-1}) = E[X_{t+n} | \varepsilon_t, \omega_{t-1}] - E[X_{t+n} | \omega_{t-1}], n = 0, 1, \dots$$

où $GIRF_X$ est la fonction de réponse généralisée d'une variable X , n est l'horizon de prévision, ε_t est le choc qui génère la réponse, et ω_{t-1} est l'historique (les valeurs initiales des variables dans le modèle), $E[\cdot]$ est l'opérateur espérance mathématique.

Cependant, la structure non linéaire du modèle rend l'analyse des fonctions de réactions plus complexe que dans le cas linéaire. Koop et al (1996) ont développé les fonctions de réponse impulsionnelle généralisées pour examiner les effets des chocs dans les systèmes non linéaires. Pour calculer les fonctions de réponse aux chocs généralisées, les auteurs préconisent de spécifier la nature des chocs (son amplitude et son signe) et les conditions initiales (valeurs de départ des paramètres du modèle non linéaire). Ensuite il conseille de calculer les espérances conditionnelles ($E[X_{t+T} | \varepsilon_t, \omega_{t-1}]$ et $E[X_{t+T} | \omega_{t-1}]$) par des simulations.

L'algorithme que nous présentons ici calcule les fonctions de réponse impulsionnelle lorsque le modèle est connue (on ignore les variabilités de l'échantillonnage). Le choc de la i ème variable de X , ε_{i0} , se produit à la période 0 et les réponses sont calculées q périodes plus tard. Le choc est une variation d'un écart-type du prix du pétrole. Les étapes de l'algorithme sont celles décrites par Koop et al (1994) et sont les suivantes :

Étape 1 : La première étape consiste à estimer le modèle non linéaire (LSTVAR)

Étape 2 : elle consiste à choisir un historique ω_{t-1} . Cet historique est composé des valeurs actuelles des variables endogènes retardées à une date particulière. Ces valeurs servent à initialiser la simulation du système

Étape 3 : Tirer une séquence de R échantillons de chocs de dimension 4. Ceci est fait en utilisant l'inverse de la décomposition de Cholesky de la matrice de covariance estimée, afin de transformer les résidus du modèle non linéaire (ε_t) en des chocs indépendants et contemporains (a_t). Les chocs indépendants de dimension 4 du système sont obtenus en utilisant la transformation suivante :

$$\hat{a}_t = P^{-1} \hat{\varepsilon}_t$$

Où \hat{a}_t est le vecteur des résidus indépendant du modèle LSTVAR et P est la matrice triangulaire inférieure fournie par la décomposition de Cholesky des résidus. De cette décomposition, les R collections non ordonnées des chocs sont tirées au hasard et indépendamment (avec remplacement). Pour chaque collection $(a_1^j, a_2^j, \dots, a_T^j)$, un échantillon de résidu est récupéré par $\varepsilon_h^j = P a_h^j$. Ensuite, la même taille d'échantillon est considérée, mais cette fois-ci, un choc d'une ampleur de u écart-type est imposé au ième élément de a_1^j . L'échantillon des résidus est maintenant noté $\varepsilon_h^{(j)*}$.

Étape 4 : En utilisant ω_{t-1} et $\varepsilon_{t-h}^{(j)}$, on simule l'évolution de X_{t+h} . On note le sentier suivi par $X_{t-h}(\omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}^j), h = 0, \dots, T$.

Étape 5 : En utilisant ω_{t-1} et $\varepsilon_{t-h}^{(j)*}$, on simule l'évolution de X_{t+h} . On note le sentier suivi par $X_{t-h}(\omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}^{(j)*}), h = 0, \dots, T$.

Étape 6 : Les deux dernières étapes sont répétées R fois pour chacun des échantillons des chocs de dimensions 4 pour former une moyenne de chaque composante.

$$\bar{X}_{t+h}(\omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}) = \frac{1}{R} \sum_{i=1}^R X_{t+h}^i(\omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}), h = 1, 2, \dots, T$$

$$\bar{X}_{t+h}^*(\omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}^*) = \frac{1}{R} \sum_{i=1}^R X_{t+h}^i(\omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}^*), h = 1, 2, \dots, T$$

Étape 7 : prendre la différence des deux moyennes pour obtenir la fonction de réaction moyenne aux chocs sur le prix du pétrole par la méthode de Bootstrap. On peut aussi calculer la fonction de réaction médiane en prenant les médianes des variables à la place des moyennes. Rappelons qu'en appliquant la loi des grand nombre, l'espérance des sentiers suivis par les variables est remplacée par les moyennes.

Étape 8 : on répète cette procédure B fois afin d'avoir des estimés plus précis.

1. Impact asymétrique entre chocs positif et négatif du prix du pétrole

La figure (1) présente les fonctions de réaction cumulative au choc du prix du pétrole (positif et négatif) d'un écart type sur la production, le taux d'intérêt et les rendements. Par souci de comparaison, nous avons représenté dans le même graphique, les résultats du modèle linéaire. Les graphes peuvent être interprétés comme les réponses de la production industrielle, du taux d'intérêt et des rendements réels à un choc permanent d'un écart-type. Ce choc est soit une augmentation (choc positif) soit une diminution (choc négatif) du prix du pétrole ou de sa volatilité. Les réponses au choc négatif sont multipliées par -1 pour faciliter la comparaison avec le choc négatif. En effet, si les réactions sont symétriques, le fait de multiplier l'un par -1 devrait amener les deux courbes à se confondre.

a- Réactions des taux d'intérêts

Les graphes de la Figure 1 montrent que les taux d'intérêts réagissent de façon asymétrique à des chocs de prix du pétrole quelque soit le régime dans lequel on se trouve. On constate que dans le « régime en deçà du seuil du prix du pétrole », l'effet asymétrique est plus poussé alors que dans le régime opposé, les effets des chocs sont assez proches. Cette situation s'explique par le fait que dans le « régime au dessus du seuil du prix de pétrole », les marges

de manœuvre de la Banque centrale sont faibles, alors que dans les « régime en deçà du seuil du prix du pétrole » elle peut agir lorsqu'il y a hausse de prix du pétrole. On constate que dans les sept premières périodes suivants le choc, la réaction de la banque centrale est la même quelque soit le signe du choc. Ceci peut s'expliquer par le fait que la politique monétaire de la FED n'a pas pour objectif d'inhiber les effets de la variation du prix du pétrole à court terme. Mais lorsque la variation du prix du pétrole perdure, elle n'a pas d'autre choix que de réagir. Ce résultat est conforme avec celui de Bernanke, Gertler et Watson (1997), qui ont montré que l'essentiel des pertes de PIB à la suite des renchérissements du brut a été dû aux politiques contraignantes adoptées par la Fed afin de lutter contre l'inflation, et particulièrement aux hausses des taux d'intérêt directs.

b- Réaction de la production

La production réagit de façon symétrique quelque soit le régime dans lequel on se trouve. En effet, la figure (2) montre que quelque soit le régime, la réaction de la production est presque identique selon que le choc soit positif (hausse du prix du pétrole) ou négatif (baisse du prix du pétrole) et ce dans un horizon de court terme. Cette réaction s'explique par le fait que quelque soit l'état dans lequel on se trouve, une variation d'un écart-type n'est pas assez fort pour produire des effets différents. A long terme, on observe un effet asymétrique qui est plus poussé dans le régime au dessus du seuil du prix du pétrole ».

c- Réaction des rendements

Les graphes de la figure (3) mettent en évidence l'effet asymétrique. En effet, les rendements réagissent différemment aux chocs positifs et négatifs, et ce, dans les deux régimes. Dans le court terme, on constate que dans « régime au dessus du seuil du prix du pétrole », la réaction des rendements relative aux chocs d'un écart-type respectivement positif et négatif est symétrique. En effet, 6 mois après le choc, la réaction des rendements est respectivement de -1,66 et -1,67. Dans le moyen et long terme, la réaction des rendements est de -2,005 et -2,227 après 12 mois et de -2,952 et -3,298 après 24 mois. On constate donc qu'avec le temps, la réaction devient asymétrique.

Dans « régime en dessous du seuil du prix du pétrole », la réaction des rendements relative aux chocs permanents d'un écart-type respectivement positif et négatif est de -0,999 et -1,16

après 6 mois ; -1,547 et -1,69 après 12 mois ; de -2,637 et -2,578 après 24 mois. Cette réaction est asymétrique, quelque soit l'horizon temporel. Ces résultats confirment ceux de Sadorsky (1999) et Huang et Al (2005) qui ont montré que les rendements réagissent différemment à une augmentation du prix du pétrole selon le régime. Nous montrons que les rendements réagissent aussi différemment à une baisse du prix du pétrole selon le régime. L'effet d'une hausse du prix du pétrole est plus important (baisse de plus 2,005% des rendements après six périodes) lorsqu'on est dans un état de variation positive du prix du pétrole, que lorsque l'on est dans un régime de baisse de prix de pétrole (baisse de 1,54% des rendements). Ce résultat semble logique.

2. L'impact asymétrique dépend-t-il de l'ampleur du choc?

Pour répondre à cette question, nous allons représenter dans un même graphique les réponses des différentes variables au choc d'un écart type et celles de 2 écarts-types. Les réponses des variables au choc de 2 écarts-types seront divisées par 2 pour normaliser la comparaison.

a- Réaction des taux d'intérêts

La figure (6) montre que lorsqu'on est dans le « régime au dessus du seuil du prix du pétrole », les chocs de grande amplitude ont plus d'impact que ceux de faible amplitude, et ceux quelques soit le signe du choc. L'asymétrie semble plus claire lorsque le système est soumis à un choc positif, alors que lorsque le système est soumis à un choc négatif, l'effet semble symétrique. Ce résultat confirme bien que si les hausses de prix de pétrole ne laissent pas la BC indifférentes, cette dernière réagit presque de la même façon aux baisse de prix, qu'elles soient d'ampleur un ou deux écart-type. On remarque que l'asymétrie est plus poussée dans le « régime en dessous du seuil du prix du pétrole » quelque soit le signe du choc.

b- Réaction de la production

La figure 7 montre que dans un « régime au dessus du seuil du prix du pétrole », l'impact des chocs négatifs ne dépend pas de l'ampleur des chocs. L'effet des chocs négatifs est donc symétrie par rapport à l'ampleur du choc. Ce qui confirme que l'impact des baisses de prix de

pétrole sur la production est limité. L'impact des chocs positifs quant à lui dépend de l'ampleur des chocs. Un choc positif de deux écart-type a plus d'impact qu'un choc positif d'un écart-type. Ces résultats sont conformes tant avec celui Mork (1989) « *Les hausses de prix du pétrole jouent, mais non les baisses* », qu'avec celui de Lee et Ratti (1995), selon qui « *Les effets des augmentations de prix du pétrole sont fonction de leur ampleur par rapport à leur degré de variabilité actuel* ».

En revanche, lorsqu'on est dans un « régime en dessous du seuil du prix du pétrole », l'impact des chocs dépend bel et bien de l'ampleur des chocs. On constate que quelque soit le signe du choc, plus l'ampleur est grande, plus le choc a un effet sur la production.

c- Réaction des rendements

La figure (8) montre que l'impact choc positif du prix du pétrole sur les rendements dépend bien de son ampleur, lorsqu'on est dans le « régime au dessus du seuil du prix du pétrole ».

En effet, on constate que lorsque l'ampleur du choc est plus importante, la réaction des rendements devient aussi forte. Par contre lorsque dans ce régime le système est soumis à un choc négatif, la réaction des rendements à un choc de 1 écart-type est tout simplement la moitié de la réaction des rendements à un choc de 2 écart-types. On conclut que dans un « régime au dessus du seuil du prix du pétrole » la réaction des rendements à un choc négatif ne dépend pas de l'ampleur des chocs. Ce résultat n'est pas surprenant quand on sait que les baisses de prix de pétrole n'ont que peu d'effets sur les variables macroéconomiques, dont les rendements.

Lorsqu'on est dans un « régime en dessous du seuil du prix du pétrole » le choc positif de deux écarts-types a un impact supérieur à celui d'un choc positif d'un écart-type. La situation est la même pour ce qui concerne les chocs négatifs, avec cependant un écart moins important. La réaction des rendements dans cet état dépend donc de l'ampleur des chocs.

3. L'effet du choc dépend-t-il de l'état de l'économie?

Nous essayons de voir si l'état de l'économie peut être un vecteur d'asymétrie de la relation entre la variation du prix du pétrole, sa volatilité et les rendements boursiers. En d'autres termes, est-ce que l'impact de la variation du prix du pétrole et de sa volatilité est différent selon que l'économie est en croissance positive ou négative? Pour répondre à cette question, nous avons représenté dans un même graphique les réactions des variables économiques aux différents chocs, selon que l'on soit en croissance économique positive ou négative.

a- Réaction des taux d'intérêt

La figure (9) montre que lorsque l'économie est dans une phase de croissance positive « régime au dessus du seuil de la production industrielle », les taux ne réagissent pas aux variations du prix du pétrole quelque soit le signe du choc. En période de croissance économique, la politique monétaire de la banque centrale est stable. En revanche, lorsqu'on est en croissance négative « régime en dessous du seuil de la production industrielle », la politique monétaire intervient différemment selon le signe du choc.

b- Réaction de la production

La figure (10) montre que la production reste assez stable et réagit de façon symétrique aux chocs de signe différents, lorsqu'on est en croissance positive. On constate par ailleurs que la production réagit différemment selon le signe du choc lorsqu'on est dans un régime de croissance négative. Ce résultat confirme ceux de Raymond et Rich (1997) qui concluent qu'une hausse du prix du pétrole est préjudiciable lorsqu'elle survient dans une période de faible croissance ou de récession mais qu'elle n'a pas d'effet dans les périodes de forte croissance.

c- Réaction des rendements

La figure (11) montre que les rendements réagissent comme les autres variables économiques. On constate qu'ils réagissent de façon symétrique quelque soit le signe du choc, lorsque l'économie est en croissance positive. En période de croissance négative, l'effet

asymétrique est observé. L'explication de Lescaroux (2006) fondée sur le partage de la valeur ajoutée semble très intéressante pour justifier ces résultats. En période d'expansion, il n'y a pas ainsi de difficulté à payer des surplus de facture pétrolière, alors qu'en récession seuls les ajustements de salaire et d'emploi permettent de faire face à ce surplus.

Conclusion

L'objectif de cette étude était d'étudier la relation asymétrique entre les variations du prix du pétrole et les rendements boursiers, représentés ici par la S & P 500. L'originalité du travail réside aussi bien dans la modélisation utilisée que dans l'investigation des différentes facettes de l'asymétrie. Le faible consensus sur l'effet asymétrie de la relation entre le prix du pétrole et les rendements telle que constatée dans la littérature nous oblige à avoir recours à des techniques économétriques plus élaborées afin de questionner plus en profondeur cette asymétrie. Si le test de linéarité nous a permis de constater que le modèle LSTVAR était très souvent préféré au modèle linéaire simple, nous avons montré que la transition entre les états se faisait de façon douce, confirmant un ajustement graduel des investisseurs face aux variations du prix du pétrole.

En ce qui concerne les questions relatives à l'effet asymétrique de la relation entre le prix du pétrole et les rendements de l'indice S&P 500, des fonctions de réponse aux chocs, nous tirons plusieurs enseignements.

Premièrement, l'asymétrie liée au signe du choc est vérifiée quelque soit le régime dans lequel on se trouve. Si cette asymétrie est nette dans le « régime en dessous du seuil du prix du pétrole » quelque soit l'horizon considéré après le choc, elle ne l'est dans le « régime au dessus du seuil du prix du pétrole » que dans le moyen et le long terme après le choc.

Deuxièmement, nos résultats montrent que dans un « régime au dessus du seuil du prix du pétrole », la réaction des rendements lorsque le système est soumis à un choc négatif d'amplitude 2 écart-type n'est que le double de la réaction à un choc d'amplitude un écart-type. Par contre, dans un « régime en dessous du seuil du prix du pétrole », plus l'amplitude du choc est grande, plus la réaction des rendements est forte.

Enfin, nous montrons que les rendements réagissent de façon symétrique quelque soit le signe du choc, lorsque l'économie est dans un régime de croissance positive. Cet effet asymétrique disparaît lorsque l'économie se retrouve en régime de croissance négative.

Bibliographies

- HANSEN, B. “Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified Under the Null Hypothesis“, Econometrica, no. 64, (1996), pp.413-430
- HAMILTON, J.D., “Oil and the macroeconomy since World War II” Journal of Political Economy, vol91, (1983), pp.228–248.
- HAMILTON, J.D., “This is what happened to the oil price macroeconomy relationship”. Journal of Monetary Economics, vol 38, (1996), pp.215–220.
- HAMILTON, J.D., “What is an oil shock?” Journal of Econometrics, vol 113, (2003), pp. 363–398.
- HAMILTON, J.D., Herrera, A.M., “Oil shocks and aggregate macroeconomic behavior: the role of monetary policy”. Journal of Money, Credit, and Banking vol36 (2), (2004), pp. 265–286.
- HAMMOUDEH,S., LI,H., “Risk Return relationships in oil sensitive stock market“, Finance Letters, Vol. 2,No.3, (2004), pp.10-15
- HENIN, Pierre-Yves, « L'impact macro-économique d'un choc pétrolier », Revue économique, Vol. 34, No. 5, (Sep., 1983), pp. 865-896.
- HUANG, R.D, , MASULIS,R.W, STOLL, H.R, “Energy shock and financial market“, Journal of Futures Markets, no.16, (1996), pp.1-27
- HUANG, B.-N., HWANG, M.J., PENG, H.-P., “The asymmetry of the impact of oil price shocks on economic activities: an application of the multivariate threshold model.” Energy Economics, vol27, (2005), pp.445–476.

- KOOP, G., PESARAN, M. and POTTER, M. “Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models“, Journal of Econometrics, no.74, (1996), pp.119-148
- LESCAROUX, F. « Le prix du pétrole et la conjoncture économique américaine », Thèse, Ecole nationale supérieure du Pétrole et des moteurs et Université de Bourgogne, (2006)
- MORK, K.A., “Oil and the macroeconomy when prices go up and down: an extension of Hamilton's results.” Journal of Political Economy, vol 97, (1989), pp. 740–744.
- NANDHA, M. and FAFF, R., “Does oil move equity price? A global view.” Energy Economics, vol30, (2008), pp.986-997.
- PAPAPETROU, E., “Oil price Shocks, Stock Market, Economic Activity and Employment In Greece.” Energy Economics, vol23, (2001), pp.511-532.
- PARK, J.W. and RATTI, R.A., “Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 European countries.” Energy Economics, vol 30, (2008), pp. 2578–2608.
- SADORSKY, P., “Oil price shocks and stock market activity.” Energy Economics, vol 21, (1999), pp.449–469.
- FAROOQ Malik and SHAWKAT Hammoudeh, “Shock and volatility transmission in the oil, US and Gulf equity markets”, International Review of Economics and Finance, vol16, (2007), pp.357–368.
- RAYMOND, J. E. and RICH. R. W, « Oil and the Macroeconomy: A Markov State-Switching Approach », Journal of Money, Credit and Banking, vol 29(2), (1997), pp. 193–213.
- WEISE, C. “The Asymmetric Effect of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach“, Journal of Money, Credit and Banking, no.31, (1999), pp. 85-108.

ANNEXE

Impact asymétrique de la variation du prix du pétrole sur les rendements boursiers : une étude empirique sur le S&P 500

Figure 1: réaction des taux d'intérêt à un choc d'un écart type

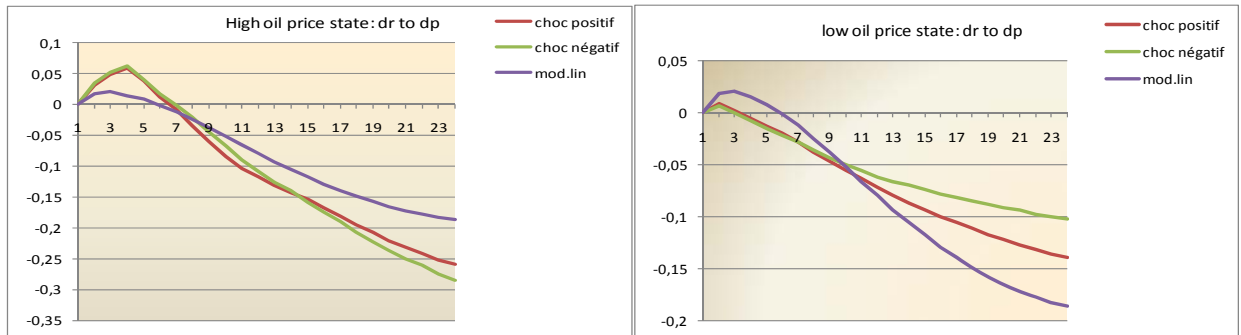


Figure 2: réaction de la production

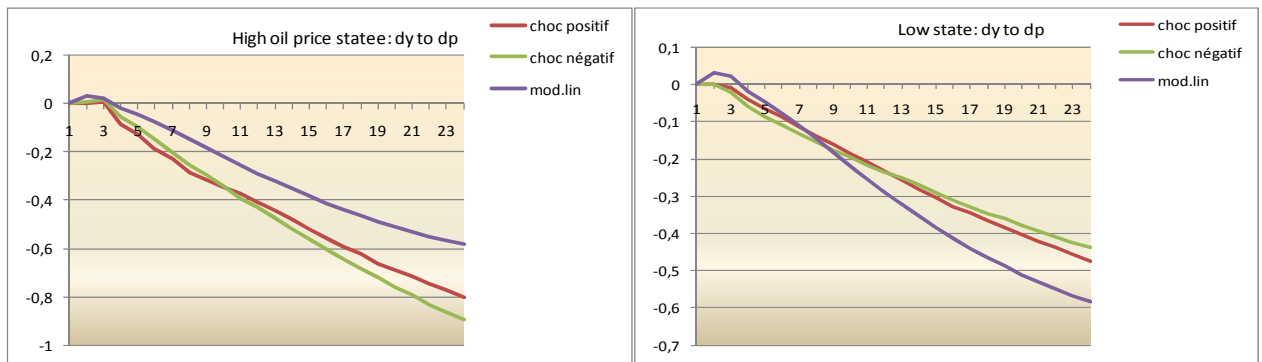
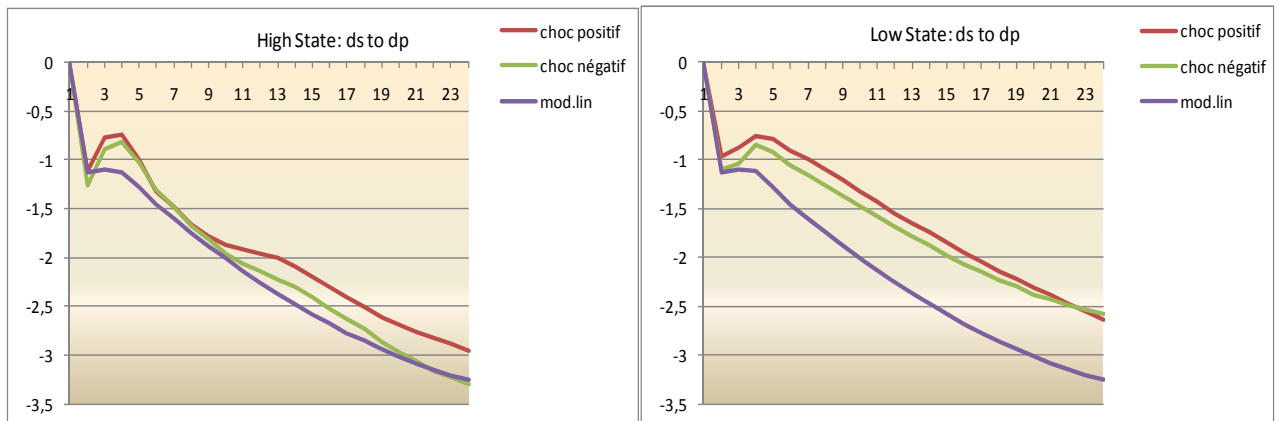


Figure 3: réaction des rendements à un choc sur le prix du pétrole d'ampleur un écart-type



Impact asymétrique de la variation du prix du pétrole sur les rendements boursiers : une étude empirique sur le S&P 500

L'effet du choc dépend-t-il de l'état de l'économie?
Figure 3: réaction des taux d'intérêt

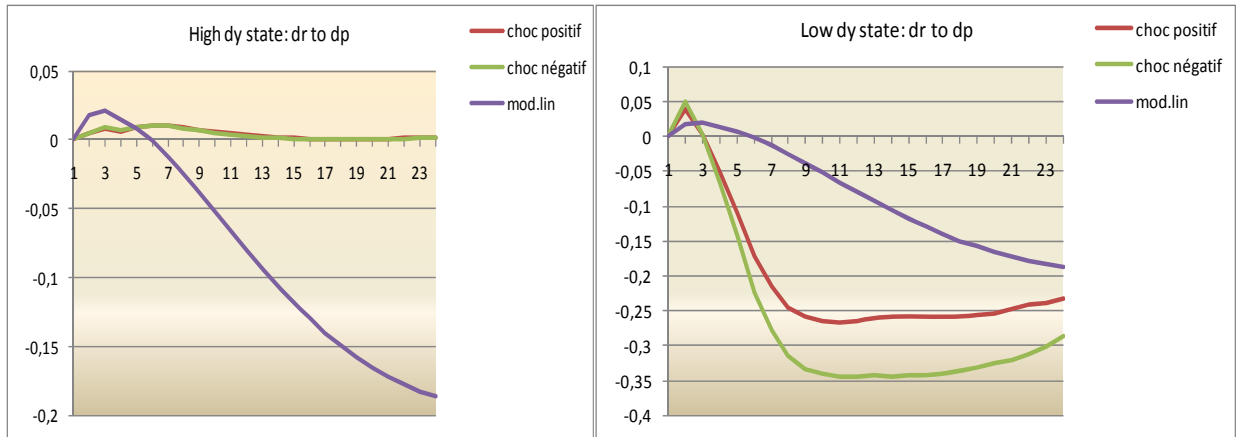


figure 4: réaction de la production

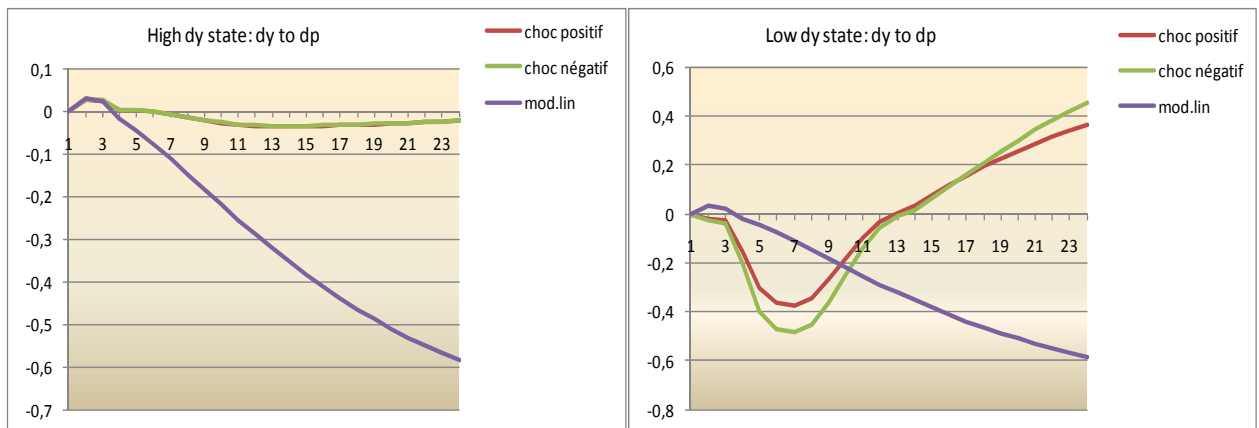
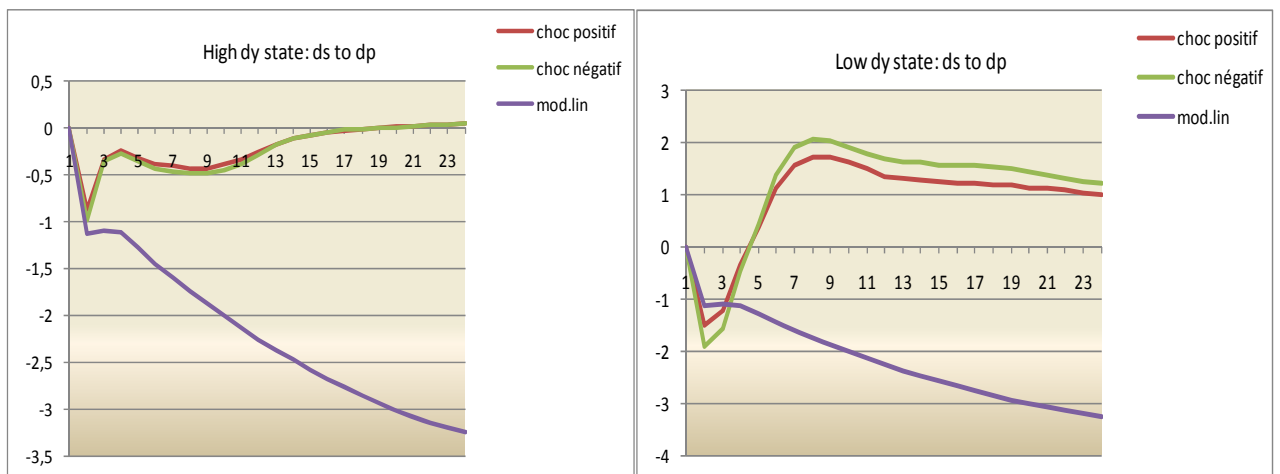


Figure 5: réaction des rendements



Impact asymétrique de la variation du prix du pétrole sur les rendements boursiers : une étude empirique sur le S&P 500

L'effet du choc dépend-t-il de l'ampleur du choc?

Figure 6: réaction des rendements

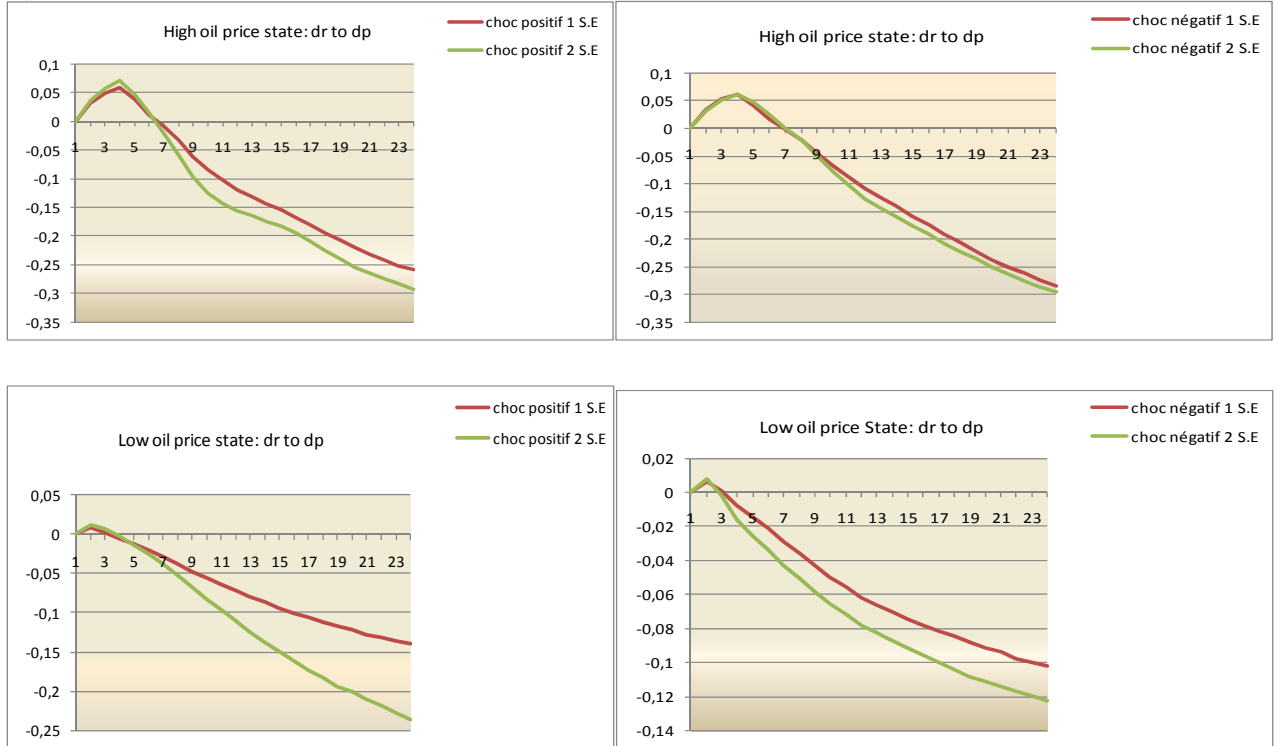
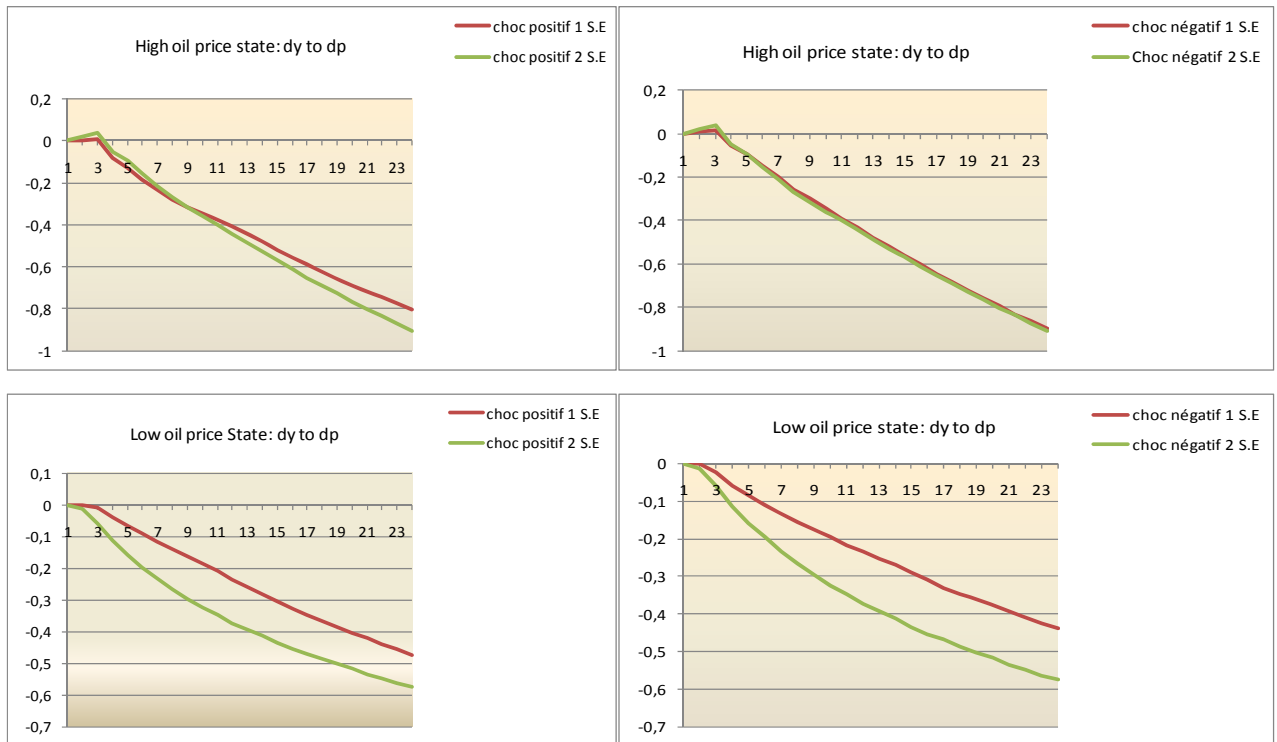
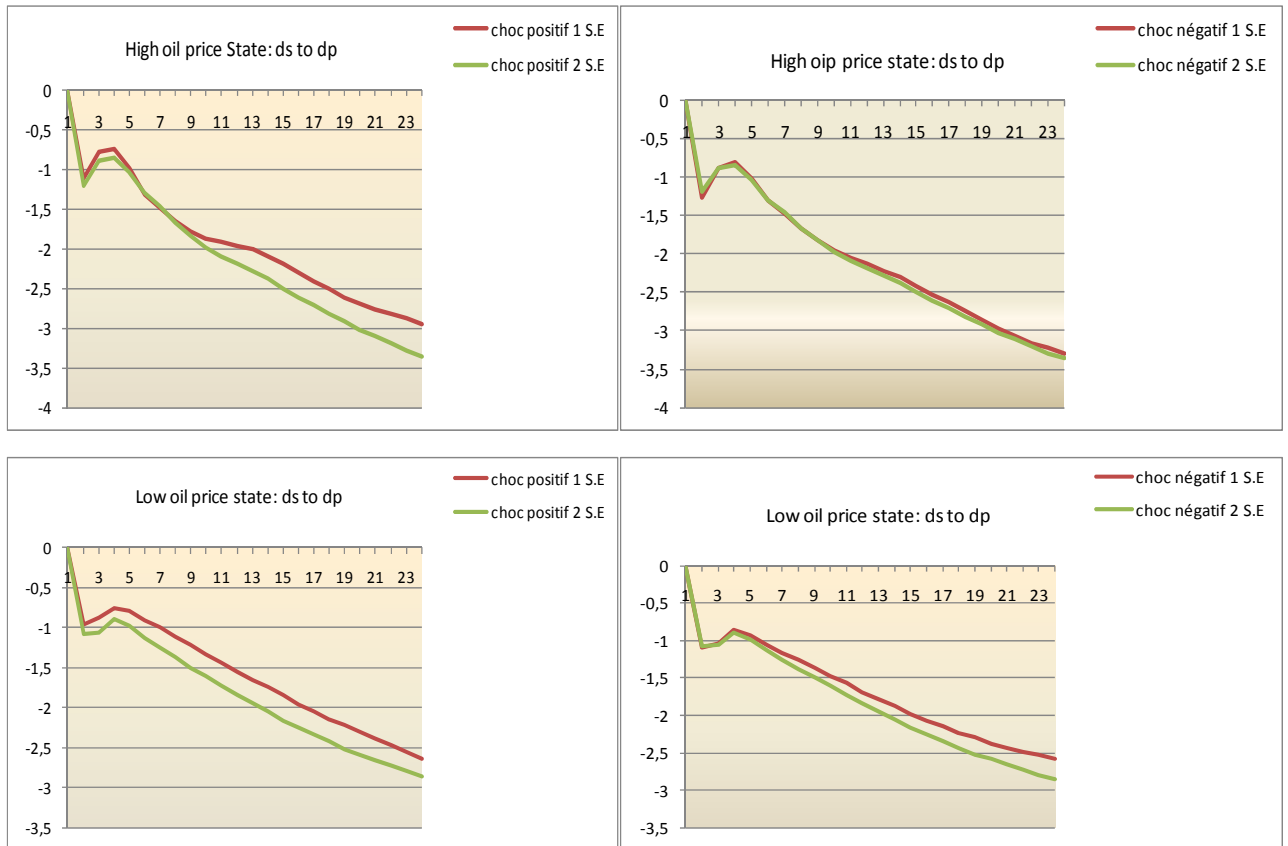


Figure 7: Réaction de la production



Impact asymétrique de la variation du prix du pétrole sur les rendements boursiers : une étude empirique sur le S&P 500

Figure 8: Réaction des rendements



Impact asymétrique de la variation du prix du pétrole sur les rendements boursiers : une étude empirique sur le S&P 500

L'État de l'économie influence-t-il l'effet des chocs de prix du pétrole?

Figure 9: Réaction des taux d'intérêts

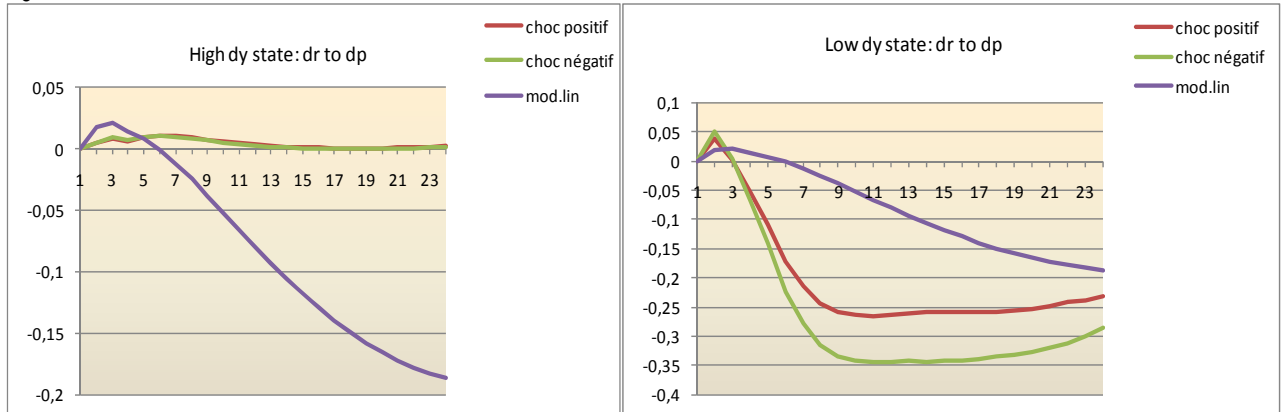


Figure 10: Réaction de la production

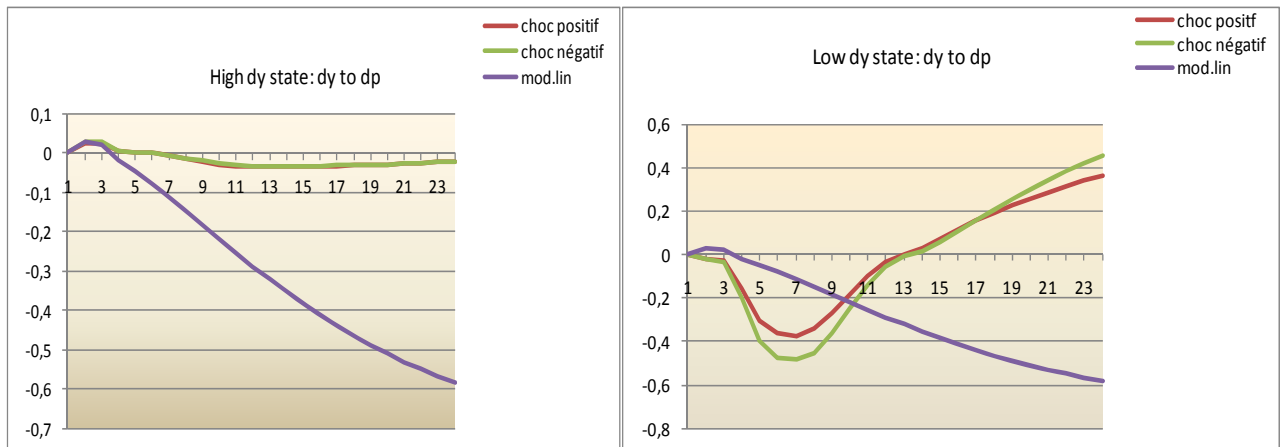


Figure 11: Réaction des rendements

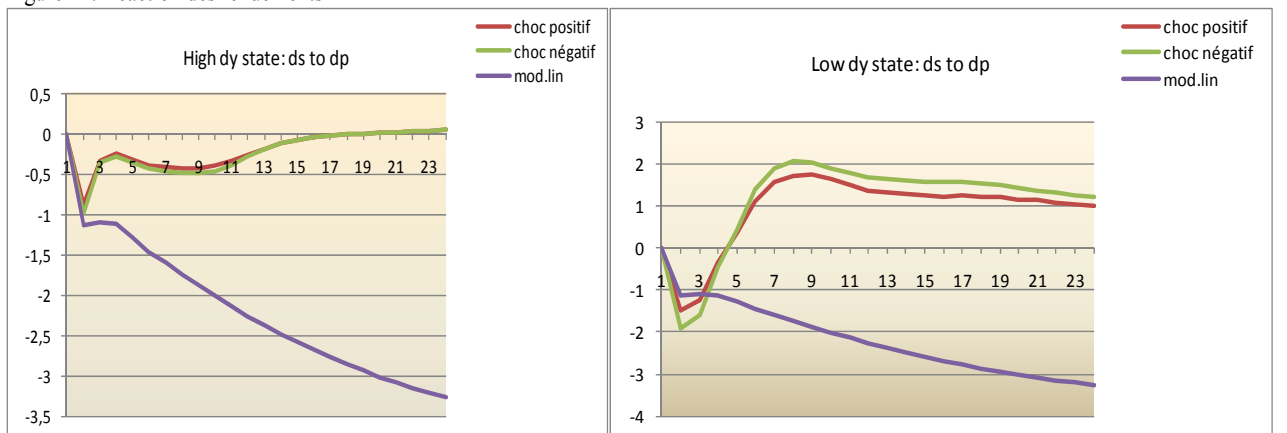


Tableau : résultats du test de linéarité

	équation de R			équation de OP			équation de IP			équation de rsr			ensemble du système		
	LR stat	p-Chisq	p-Boot	LR stat	p-Chisq	p-Boot	LR stat	p-Chisq	p-Boot	LR stat	p-Chisq	p-Boot	LR stat	p-Chisq	p-Boot
Yt-1	23.0768	0.0271	0.0320	11.6860	0.4712	0.5280	48.5360	0.0000	0.0010	27.7053	0.0061	0.0220	111.6052	0.0000	0.0000
Yt-2	26.9383	0.0079	0.0100	20.8053	0.0533	0.0870	17.5279	0.1308	0.1580	21.0469	0.0497	0.0760	83.0708	0.0000	0.0050
Yt-3	26.2969	0.0097	0.0160	12.6536	0.3947	0.4450	14.3223	0.2806	0.2860	4.0243	0.9830	0.9810	57.9837	0.0116	0.1400
OPt-1	17.6989	0.1251	0.1460	24.6996	0.0163	0.0200	17.6069	0.1282	0.1610	16.3294	0.1766	0.2260	74.2282	0.0002	0.0110
OPt-2	14.5551	0.2667	0.3170	23.7248	0.0222	0.0240	15.1011	0.2360	0.2590	22.6006	0.0313	0.0410	73.2938	0.0002	0.0150
OPt-3	14.5784	0.2653	0.3080	8.1567	0.7728	0.7930	10.4170	0.5794	0.5690	19.6123	0.0748	0.1100	49.5535	0.0657	0.3520
IPt-1	31.0013	0.0020	0.0030	24.1595	0.0193	0.0290	17.2005	0.1422	0.1660	18.8308	0.0927	0.1290	92.1710	0.0000	0.0030
IPt-2	19.2172	0.0834	0.1070	10.0490	0.6117	0.6720	18.0745	0.1134	0.1420	12.6309	0.3964	0.4330	58.4428	0.0104	0.1420
IPt-3	20.2302	0.0629	0.0930	16.4565	0.1712	0.2010	33.0227	0.0010	0.0060	21.0963	0.0490	0.0530	86.8581	0.0000	0.0020
RSRt-1	15.0721	0.2375	0.2550	19.2088	0.0836	0.1090	19.1839	0.0842	0.1280	20.4225	0.0595	0.0770	72.0799	0.0003	0.0260
RSRt-2	23.5473	0.0234	0.0340	13.1431	0.3587	0.4170	17.2005	0.1422	0.1490	16.0669	0.1882	0.2270	67.0057	0.0013	0.0350
RSRt-3	23.2028	0.0261	0.0330	10.3691	0.5836	0.6100	7.3037	0.8369	0.8240	11.0549	0.5242	0.5810	49.8612	0.0621	0.3470