

PRIX DU PETROLE, CROISSANCE ECONOMIQUE ET
EMPLOI

Rapport Final –Septembre 2008

CFE-IDEI-IFP

Synthèse du rapport final

Ce rapport final est composé de deux parties. La première partie propose une revue de la littérature empirique sur les effets d'une modification du prix du pétrole sur l'activité économique. Elle met essentiellement l'accent sur l'économie américaine puisque la grande majorité des travaux empiriques porte sur cette économie. Une première section de cette synthèse présente une vision des analyses les plus anciennes réalisées sur le sujet. Nous commencerons par expliquer l'ensemble des mécanismes identifiés à la suite du choc de 73 par lesquels le prix du pétrole était considéré comme susceptible d'agir sur l'activité économique. Nous retracerons ensuite les efforts réalisés afin d'introduire le prix de l'énergie dans les modèles de simulation. Enfin, nous aborderons les effets sur le potentiel de croissance à long terme du renchérissement du prix du pétrole. La seconde partie de ce rapport final développe un modèle quantitatif d'équilibre général stochastique afin d'étudier l'impact d'une hausse du prix du pétrole sur les variables macroéconomiques. Dans une première section, nous exposons le modèle théorique. Nous déterminons les conditions d'optimalité et d'équilibre de marché. La méthode de résolution du modèle est ensuite présentée. Dans une seconde section, nous présentons la calibration du modèle. Les paramètres du modèle sont étalonnés sur la base d'études économétriques ou d'évidences microéconomiques et de considérations de long terme. De plus, un travail d'estimation, à partir de données sur l'économie américaines, a été utilisé pour d'autres paramètres. La troisième et dernière section présente les résultats des simulations du modèle. Nous confrontons alors les prédictions du modèle à plusieurs situations possibles d'évolutions de paramètres clés. Ainsi, nous étudions les réponses des principaux agrégats macroéconomiques suite à un choc positif sur le prix de l'énergie. Une évaluation de la sensibilité du modèle à la calibration est également menée pour le cas du paramètre de persistance du choc et de la part relative de l'énergie dans le produit. Enfin, une évaluation quantitative du modèle par rapport à des séries réelles des agrégats termine ce travail. Cette dernière confrontation met en lumière les qualités prédictives et explicatives du modèle.

PARTIE I : PRIX DU PETROLE ET ACTIVITE ECONOMIQUE : UNE SYNTHESE DES ANALYSES EMPIRIQUES

INTRODUCTION

Les premières analyses théoriques réalisées considéraient les différents mécanismes standards par lesquels une variation du coût de l'énergie importée pouvait affecter l'économie : les influences sur la balance commerciale et les termes de l'échange, les effets sur l'évolution des liquidités et de l'inflation, les interactions entre productivité, salaires et emploi, les conséquences sur la conduite des politiques monétaire et budgétaire, les réponses de la consommation et de l'épargne, ainsi que les réactions des taux d'intérêt, la contraction des capacités de production. Sur le plan empirique, les chercheurs s'efforcèrent d'incorporer le coût de l'énergie dans les grands modèles de simulation macroéconomiques pendant une dizaine d'années ; en règle générale, le prix du brut influençait les équations principalement en tant que choc sur la demande agrégée. En parallèle, d'autres travaux s'intéressaient spécifiquement aux conséquences des chocs pétroliers sur l'offre de biens et services et ils cherchaient à évaluer les pertes de PIB potentiel subies.

Un relatif consensus est apparu au début des années 80 pour analyser l'influence des chocs pétroliers sur la conjoncture économique dans le cadre de la Théorie des Cycles Réels à l'aide de modèles compacts non contraints. L'étude de James Hamilton (1983) a joué un rôle particulièrement important dans cette évolution. Il a montré que le prix du pétrole exerçait une influence causale sur l'activité économique longtemps avant les chocs des années 70.

Pourtant, au fur et à mesure que le temps passait et que les historiques des séries utilisées dans les modèles s'allongeaient, les nouvelles données disponibles obligeaient à remettre en cause les relations identifiées. La recherche empirique concernant les effets des fluctuations du prix du brut sur l'économie a suivi l'évolution des marchés pétroliers qui ont révélé petit à petit leur complexité. Après la période de calme déclin précédant la formation de l'Organisation des Pays Exportateurs de Pétrole (O.P.E.P.), puis l'époque des hausses brutales au cours des années 70, les prix internationaux réels en Dollars ont subi, à partir de 1981, une érosion assez rapide, due à une réduction de la demande mondiale, une augmentation importante des capacités de production et, peut-être, au manque de discipline des membres de l'O.P.E.P., qui s'est conclue par l'effondrement des cours en 1986. Pourtant, les économies occidentales n'ont pas connu alors, semble-t-il, d'expansion particulièrement forte. Les travaux de différents chercheurs en vue de prolonger les résultats d'Hamilton sur des échantillons plus longs ont indiqué un affaiblissement significatif de la relation dans les dernières années. En revanche, le lien semblait partiellement restauré lorsque les modèles ne tenaient compte que des variations positives du prix du brut. Le constat d'une réponse asymétrique aux fluctuations à la hausse et à la baisse demandait une explication théorique. Une telle réaction pourrait être justifiée par l'existence de deux canaux de transmission par lesquels les fluctuations du prix du pétrole affecteraient l'activité économique : des influences indirectes néfastes, indépendantes de la direction de la variation mais liées uniquement à son amplitude, pourraient compenser les effets bénéfiques directs résultant d'une baisse des cours et amplifier la contraction provoquée par une hausse. Cette hypothèse a orienté la recherche sur les mécanismes par lesquels le pétrole affecte l'économie et deux théories complémentaires ont été proposées. La première s'intéresse aux déséquilibres sectoriels qui découlent des chocs pétroliers (hausseurs ou baissiers) ; les conditions de rentabilité des diverses industries sont affectées différemment par les évolutions brutales des cotations. Les ajustements sectoriels nécessaires suite à ces

bouleversements, en ce qui concerne l'utilisation des facteurs de production et leur rémunération, pourraient affecter significativement l'activité économique agrégée. La deuxième, quant à elle, met en avant la plus grande volatilité des cours depuis le contre-choc et l'incertitude que celle-ci introduit sur les marchés ; l'aversion au risque des agents pourrait les inciter à reporter des décisions d'investissements à la suite de fortes variations du prix du brut.

Cependant, au cours des années 90, les conclusions de ces analyses ont été remises en cause car les modèles statistiques sur lesquels elles reposaient se sont révélés instables. Différentes explications ont été apportées à l'affaiblissement de la relation causale entre le prix du pétrole et l'activité économique. Certains chercheurs ont avancé qu'une variation donnée du prix du brut pouvait avoir des effets très différents selon l'évolution récente des marchés énergétiques. Les économistes ont commencé à s'intéresser à la dynamique des prix. La disparition du lien de causalité serait alors due à la mauvaise spécification des modèles utilisés jusque là, qui parvenaient auparavant à capter une influence significative sur des échantillons où le régime des prix avait été homogène, mais dont l'inadéquation se manifestait de plus en plus au fur et à mesure que les marchés énergétiques poursuivaient leurs mutations. Les partisans de cette hypothèse se sont alors intéressés à des spécifications non linéaires incorporant la volatilité des cours afin de mieux prendre en compte les conséquences de déséquilibres sectoriels et de comprendre comment les anticipations des agents influencent leur comportement. En parallèle, les monétaristes proposaient diverses interprétations des récessions américaines. Parmi eux, certains mettaient en cause la réponse déflationniste de la Banque Centrale aux chocs pétroliers, d'autres sa réaction systématique et d'autres encore l'instabilité de la politique monétaire qui avait précédé les chocs énergétiques. Enfin, le développement des modèles markoviens à changement de régime a conduit à penser que

l'influence du prix du brut pourrait être instable à court terme, d'une phase à l'autre du cycle conjoncturel.

Une première section de cette synthèse présente une vision des analyses les plus anciennes réalisées sur le sujet. Nous commencerons par expliquer l'ensemble des mécanismes identifiés à la suite du choc de 73 par lesquels le prix du pétrole était considéré comme susceptible d'agir sur l'activité économique. Nous retracerons ensuite les efforts réalisés afin d'introduire le prix de l'énergie dans les modèles de simulation. Enfin, nous aborderons les effets sur le potentiel de croissance à long terme du renchérissement du prix du baril.

Nous décrirons dans la deuxième section la genèse et le développement des analyses reposant sur des modèles compacts non contraints. Nous présenterons d'abord les régularités mises en évidence par les premières études réalisées. Puis, nous exposerons les travaux réalisés sur les deux principales influences indirectes qui permettraient de justifier une réaction asymétrique de l'économie aux fluctuations du prix du brut.

Dans la troisième section, nous montrerons dans un premier temps l'affaiblissement de la relation causale et nous présenterons les principales spécifications non linéaires proposées afin d'y remédier, leurs hypothèses, leurs conclusions et leurs limites. Nous rapporterons également les différentes interprétations monétaristes. Pour finir, nous nous intéresserons à l'hypothèse d'instabilité à court terme.

1. LES PREMIERES ANALYSES DE L'IMPACT DES CHOCS PETROLIERS

Les recherches théoriques ont conduit les chercheurs à intégrer des variables énergétiques dans des modèles numériques afin de vérifier l'existence d'une relation entre le pétrole et l'activité, d'en évaluer l'amplitude et d'identifier parmi les candidats potentiels les différents canaux de transmission ainsi que leurs contributions respectives.

Principalement deux approches ont été utilisées dans les années 70 afin de vérifier l'existence d'une relation entre le pétrole et l'activité économique et d'en mesurer la force. D'une part, des analyses s'intéressant essentiellement à l'impact d'un choc pétrolier sur la demande (Hickman, Huntington et Sweeney, 1987) se sont multipliées en exploitant de larges systèmes d'équations. Des études focalisées sur l'offre (Rasche et Tatom, 1977a, b et c), d'autre part, ont tenté d'évaluer les pertes de PIB dues au renchérissement d'un des facteurs à l'aide de fonctions de production.

Ces différents travaux ont jeté les premières lumières sur le phénomène nouveau de choc pétrolier et ont permis de parvenir à une certaine compréhension des mécanismes impliqués qui a inspiré les politiques gouvernementales.

a. Les explications théoriques avancées

L'une des premières interprétations économiques des hausses du prix du brut dans les années 70 a été de les considérer, du point de vue des pays importateurs, comme des chocs inflationnistes exogènes (Pierce et Enzler, 1974). Ces chocs ne sont pas liés à l'offre de monnaie nationale et le niveau des prix s'élève donc sans être accompagné d'une augmentation de la quantité de liquidité. Il en résulte un déclin des encaisses monétaires réelles. Cette analyse d'inspiration néo-keynésienne présente donc les récessions induites par

les chocs pétroliers comme des phénomènes monétaires traduisant un déséquilibre sur les marchés financiers.

Une autre explication avancée dès le premier choc pétrolier s'intéresse plus particulièrement aux effets induits sur le marché des biens et services. L'énergie en général et le pétrole en particulier sont omniprésents dans les sociétés industrialisées. Les individus notamment utilisent d'abondantes quantités de produits pétroliers pour se déplacer, se chauffer, s'éclairer, etc. La dépendance du secteur des transports par rapport aux carburants obtenus par raffinage et, dans les autres domaines, les possibilités de substitution limitées sur le court terme rendent les consommateurs vulnérables faces aux hausses des prix. Quant aux entreprises, leurs besoins en fioul sont importants, quoique inégaux suivant les secteurs d'activité. La hausse du prix du pétrole se répercute sur les produits pétroliers. Il s'ensuit, d'une part, un alourdissement de la facture énergétique des ménages ; d'autre part, dans l'industrie et les services, le renchérissement des produits intermédiaires se répercute sur les prix à la production, puis à la consommation. L'érosion du pouvoir d'achat des particuliers conduit à un ajustement des dépenses des ménages qui vont réduire leur consommation en biens et services. Quant aux entreprises, la pression exercée par la hausse du prix relatif de l'énergie sur leurs marges les amène à réviser leurs plans d'investissement à la baisse. La courbe IS se déplace alors vers la gauche.

Le déclin du pouvoir d'achat des pays importateurs au profit de celui des pays exportateurs affecte lui aussi l'activité économique. Le transfert de revenus (Hickman, Huntington et Sweeney, 1987) contracte la demande intérieure dans les pays importateurs nets et l'accroît dans les pays exportateurs. Cependant, la hausse constatée pour ces derniers ne compense pas la baisse des premiers (Fried et Schulze, 1975 ; Dohner, 1981). En effet, la propension marginale à consommer des pays producteurs est en général plus faible que celle des pays consommateurs. Nombreux sont ceux parmi eux qui ont décidé d'épargner une partie de la

rente qu'ils tirent de leurs ressources naturelles afin de garantir aux générations futures les revenus de ces placements lorsque la manne pétrolière sera tarie. De plus, la demande intérieure peut également se réduire dans certains pays exportateurs, si l'État n'exerce pas de contrôle sur les prix. Au niveau international, la demande globale – intérieure et extérieure – en biens et services produits dans les pays importateurs se replie et l'approvisionnement en épargne s'accroît.

Globalement, la demande intérieure se ralentit et une pression inflationniste s'exerce. La Banque Centrale risque alors de durcir sa politique, provoquant une hausse des taux d'intérêt qui freinerait davantage encore la croissance (l'augmentation du volume de l'épargne exercerait cependant une pression à la baisse sur les taux d'intérêt réels qui compenserait partiellement la pression à la hausse ressentie dans les pays importateurs). Si de plus les ménages s'attendent à ce que la hausse des prix soit provisoire ou que les effets de long terme soient moins affirmés que ceux de court terme, ils essaieront de lisser leur consommation en épargnant moins ou en empruntant plus, ce qui provoquerait une nouvelle augmentation du taux d'intérêt d'équilibre réel. La hausse des cours du pétrole augmente donc le taux d'inflation mesuré, réduit la croissance du PIB et représente un risque d'élévation des taux d'intérêt réels.

Une augmentation du coût du pétrole constitue également un choc sur l'offre (Rasche et Tatom, 1977a, b et c). En effet, l'énergie est l'un des intrants de base dans les processus de production et son renchérissement élève le prix que les industries ont à payer pour maintenir la quantité de biens qu'elles fabriquent au niveau où il se situait avant le choc ; il bouleverse également les proportions dans lesquelles les autres facteurs de production (travail, capital, matières premières et biens intermédiaires) doivent être employés. Pour un stock de capital donné, les possibilités limitées de substitution sur le court terme impliquent une contraction de la capacité de production dont la part de l'énergie dans le PIB multipliée par la variation de prix, mesurée en pourcentage, donne une approximation. Sur le moyen et le long terme, le

nouveau régime de prix oblige à modifier l'ancienne combinaison de facteurs devenue inefficace par des investissements en capital et des ajustements sur le marché du travail. Cependant, quelle que soit la combinaison qui résultera de ces adaptations, en l'absence de progrès technique elle ne permettra pas de produire autant que la configuration optimale qui prévalait avant la hausse des cours du brut. Ainsi, lorsque l'équilibre sera rétabli, la capacité économique de la société aura décliné ; c'est ce que reflète le concept de PIB potentiel. Celui-ci est défini comme le niveau de production atteint lorsque le travail et le capital sont en situation de plein emploi et que les quantités d'énergie utilisées sont déterminées de manière à maximiser le profit.

Par ailleurs, la situation peut résulter en une spirale salaires / prix. En effet, les agents vont tenter de reconstituer leur revenu : les travailleurs revendiquent des hausses de salaires nominaux afin de compenser la montée des prix tandis que les entreprises s'efforcent de restaurer leurs marges. Du point de vue de ces dernières, le ralentissement de la croissance du PIB s'accompagne d'une réduction de la productivité réelle apparente du travail. A moins que les salaires réels ne baissent dans les mêmes proportions que la production réelle, les entreprises licencieront des travailleurs. L'augmentation du chômage conduira alors à de nouvelles pertes de PIB. Si les salaires nominaux sont bloqués à la baisse, le seul mécanisme par lequel la réduction nécessaire peut être réalisée est une augmentation de l'inflation au moins aussi importante que la diminution de croissance du PIB.

Ces relations entre variables agrégées masquent cependant une réalité bien plus complexe. En effet, la hausse du prix du pétrole se ressent de manière très variable dans les différents secteurs de l'économie. Si beaucoup y perdront, certains en sortiront gagnants. Ainsi, les producteurs de moteurs conventionnels subiront une diminution de leurs ventes au profit de fabricants de moteurs plus efficaces. Le même phénomène jouera sur le commerce international. L'impact du choc sera très inégal de par le monde dans la mesure où certains

pays produisent en grande quantité des biens qui bénéficieront de l'augmentation des cours du brut tandis que d'autres verront leur industrie périlcliter et leurs importations croître. L'illustration la plus frappante de ces disparités est le contraste entre le spectaculaire essor des exportations de voitures japonaises dans les années 70 et la crise traversée par le secteur automobile américain à la même époque.

b. Les simulations de modèles macroéconomiques de prévision

Un effort important a été déployé à partir du premier choc pétrolier en vue d'intégrer l'énergie dans de grands modèles macroéconomiques et de simuler ceux-ci afin d'analyser les effets des fluctuations du prix du brut sur la croissance et le chômage. Certains chercheurs se sont attachés à modifier des modèles préexistants tandis que d'autres ont créé des modèles spécifiques.

L'étude de Pierce et Enzler (1974) fait figure de pionnière dans ce domaine. Il s'agit d'une simulation reposant sur une adaptation du modèle MIT-Penn-SSRC (MPS) de l'économie américaine. Deux modifications ont été apportées. La première concernait l'équation de demande de monnaie afin de rendre compte du déséquilibre provoqué sur les marchés financiers par la variation du prix du pétrole. Pour capter cet effet, Pierce et Enzler ont remplacé le produit national brut (PNB) nominal par la somme du PNB nominal et des importations nominales ; les États-unis dépendant de l'étranger pour une portion significative de leur consommation pétrolière, ce changement autorisait à un choc exogène sur le prix du brut d'exercer un impact substantiel sur la demande de monnaie. La deuxième modification avait pour but d'établir un lien entre le prix du pétrole et les prix à la consommation en général. Les biens des ménages ont été déflatés, dans la fonction de consommation, par le déflateur des dépenses de consommation, ce qui permettait de tenir compte des effets de transfert de richesse sur la demande. Les simulations de Pierce et Enzler montraient que

« ...la hausse des cours du brut a provoqué une réduction importante des revenus et de l'emploi... » ; l'influence de cette conclusion a été importante car elle a légitimé la conviction que le choc pétrolier avait causé la récession.

A la suite de cette étude et en raison de ses résultats, des modifications ont été apportées aux modèles macroéconomiques de plusieurs groupes de prévision ; ce fut le cas des modèles d'inspiration largement keynésienne du D.R.I. (*Data Resources, Inc.*, actuellement utilisé par l'A.I.E. pour préparer l'*Annual Energy Outlook*) et du W.E.F.A. (*Wharton Econometrics Forecasting Associates*) qui furent reconstruits et estimés à nouveau afin de refléter l'évolution du contexte. En particulier, les modifications apportées au modèle DRI, en plus de refléter les effets de déséquilibre sur les marchés financiers et de transferts de revenus, s'intéresse aux conséquences sur la production de la hausse du coût de l'énergie. Bien que cet aspect reste au second plan et que l'essentiel du modèle se focalise sur la demande, il montre que les économistes commençaient à s'interroger sur les contraintes imposées par l'offre.

L'organisation par l'Université de Stanford en 1982-83 de la septième édition de l'*Energy Modeling Forum* (EMF-7) a fourni l'occasion aux différents économistes et groupes de prévision travaillant sur ce sujet de comparer leurs résultats. L'objectif était de simuler les conséquences sur l'activité économique d'un ensemble de scénarii sur l'évolution des prix du pétrole comprenant à la fois des hausses et des baisses d'amplitudes variables ainsi que différentes contraintes politiques. Chacun des modèles exploités parvenait à la conclusion qu'une hausse du prix du brut conduisait à une augmentation du chômage et, au cours de la deuxième année suivant le choc, un ralentissement de la croissance, bien que la gravité des effets fut variable de l'un à l'autre. Cette disparité traduisait les nombreuses incertitudes qui persistaient après une décennie de recherche et s'expliquait essentiellement par les contraintes structurelles différentes imposées aux modèles par leurs concepteurs. L'une des principales conclusions du travail réalisé dans le cadre de l'EMF-7 était qu'environ 30 % des pertes

venaient du déséquilibre de la balance commerciale et de la réduction de pouvoir d'achat tandis que l'essentiel des 70 % restant consistait en pertes cycliques dues au sous-emploi du travail et du capital qui conduisait à une contraction temporaire de la demande. Il est par ailleurs important de noter que, en raison de la formulation globalement linéaire des systèmes d'équations et de la rareté des épisodes de baisse des cours dans les échantillons d'estimation, les participants au forum s'attendaient à ce que les fluctuations du brut aient des effets symétriques.

D'autres études du même type pourraient être citées ici. Nous préférons néanmoins ne pas en dresser une liste exhaustive et présenter les deux principales critiques qui ont été – et sont toujours – adressées à cette classe de modèles. La focalisation de ces analyses sur des relations macroéconomiques agrégées pourrait limiter leur portée. Leurs estimations des conséquences d'un choc pétrolier sur la demande globale ne tient pas compte de la diversité des évolutions sectorielles et ne prend pas en considération les coûts d'ajustement qui en résultent. Ces simulations posent un deuxième problème qui pourrait être plus important encore. Les systèmes d'équations sur lesquelles elles s'appuient dépendent fortement, dans leurs formulations, des *a priori* économiques des chercheurs qui les ont construits alors que les mécanismes en jeu étaient – et sont toujours – imparfaitement compris. La variabilité des résultats obtenus a montré à quel point étaient cruciales les hypothèses structurelles qui sous-tendent les modèles et combien pouvait être coûteuse une réponse politique inspirée par une mauvaise spécification de ces relations.

Malgré les critiques adressées par certains chercheurs à l'encontre des hypothèses *a priori* sur lesquelles reposent les modèles macroéconomiques structurels, ceux-ci sont encore largement utilisés aujourd'hui par les instituts d'analyse et de prévision en raison de leurs performances empiriques très satisfaisantes (Cf. Sims, 1980a). Les simulations réalisées de nos jours indiquent un impact du prix du pétrole nettement moins marqué que celui estimé dans les

années 70 / 80. Ainsi, les élasticités entre le prix du pétrole et le PIB fournies par les modèles MULTIMOD, du F.M.I. (Fond Monétaire International), INTERLINK, de l'O.C.D.E. et F.R.B. / Global, du F.R.B. (*Federal Reserve Board*), sont comprises entre $-0,01$ et $-0,002$ selon l'évolution de la politique monétaire.

Le modèle INTERLINK de l'O.C.D.E. est constitué d'un ensemble de sous-modèles de petite et de moyenne tailles schématisant les interactions entre les variables macroéconomiques des différents États membres et du reste du monde, l'économie mondiale y étant traitée comme « *un tout cohérent et intégré* » (O.C.D.E., OE Sources – De l'utilisation du modèle). Il regroupe plusieurs milliers d'équations et d'identités. Régulièrement mis à jour pour tenir compte d'améliorations méthodologiques et de progrès théoriques, il prend en considération les principales sources de fluctuations comme les chocs budgétaires, les mouvements des taux d'intérêt, l'évolution des taux de change et les variations des cours des commodités ; « *le prix agit dans le modèle comme le prix de n'importe quelle autre commodité* » (Dalsgaard et al., 2001, O.C.D.E.).

Cependant, INTERLINK, ainsi que les modèles du F.M.I. et du F.R.B., considèrent les économies nationales comme mono-sectorielles (Jones, Leiby et Paik, 2002). INTERLINK utilise des fonctions de production de type Cobb-Douglas, à rendements d'échelle constants, et dont les intrants sont les facteurs travail et capital.

c. Les fonctions de production

Parallèlement à ces analyses, certains chercheurs se sont intéressés exclusivement aux conséquences d'un choc pétrolier sur l'offre en tentant d'évaluer les pertes de PNB consécutives à une augmentation permanente du prix du brut à l'aide de fonctions de production de type Cobb-Douglas dans lesquelles l'énergie avait été introduite en plus des facteurs classiques travail et capital. Les principales figures de ce mouvement sont Robert H.

Rasche et John A. Tatom, de la *Federal Reserve Bank* de St. Louis (Rasche et Tatom, 1977a, b et c). Ce courant repose en fait sur une analyse essentiellement microéconomique d'un problème macroéconomique. La hausse des cours du brut, avec une contrainte de budget fixe, contracte la frontière des capacités de production.

L'estimation de la fonction de production de Rasche et Tatom (1977a, b et c) présente quelques propriétés statistiques notables. La variable endogène de leur équation est le produit du secteur privé qu'ils expliquent à l'aide du prix du pétrole et des quantités de travail et de capital. La relation mise en évidence est stable sur l'échantillon allant de 1949 à 1975. En revanche, l'omission du coût de l'énergie dans le modèle sur la même période conduit à une augmentation de l'écart-type des résidus et un test de Chow indique alors une rupture en 1974. De plus, les coefficients des différents facteurs correspondent approximativement aux parts de leurs coûts respectifs dans les processus de production.

Dans leur publication de 1981, l'estimation à partir de ces calculs de l'élasticité entre le prix de l'énergie et le PNB vaut -0,070 pour les États-unis.

Ils utilisent par ailleurs cette fonction de production (Rasche et Tatom, 1977b) pour évaluer le PNB potentiel dans le contexte du nouveau régime de prix. Dans ce but, ils estiment de 1952 à 1976 le taux d'utilisation du capital et le nombre d'heures de travail lorsque ces ressources sont en situation de « plein emploi » (à partir de la masse salariale, de l'évolution du taux de chômage structurel et du nombre d'heures par travailleur et par an). Ces calculs montrent que, en 1976, l'écart entre le PNB réel et le PNB potentiel était faible, contrairement à ce qu'affirmaient les estimations du *Council of Economics Advisers*. Au milieu de l'année 1977, l'économie opérait à plus de 97 % de son potentiel (Rasche et Tatom, 1977c). Les résultats de Rasche et Tatom sont cohérents avec l'analyse théorique des conséquences d'un choc sur l'offre selon laquelle la hausse du prix du pétrole conduit à une réduction permanente de la

productivité du travail et du capital et contracte donc les capacités de production à technologie constante. L'implication politique d'une telle conclusion est forte. En effet, les efforts déployés pour atteindre un niveau de PNB supérieur échoueraient et seraient responsables d'une pression inflationniste plus importante et d'un alourdissement inutile des déficits budgétaires.

Il convient de noter que les évaluations par Rasche et Tatom de la réduction du PNB potentiel font abstraction des coûts d'ajustement liés au déplacement de l'ancien équilibre, caractérisé par des prix bas, au nouveau, marqué par des prix plus élevés et ne se préoccupent en rien du sentier que suivront le produit et l'emploi entre les situations initiales et finales. Pourtant, les coûts d'ajustement pourraient jouer un rôle prééminent sur le marché du travail (par le biais des salaires fixés contractuellement qui conduisent à une augmentation du chômage), sur les marchés des autres facteurs (utilisation réduite du stock de capital, modification des plans d'investissement) et sur la demande (intermédiaire des industries et finale des consommateurs). Les pertes de PNB estimées par cette méthode représentent donc le coût à long terme associé au renchérissement d'un des facteurs dans un environnement sans friction, des déséquilibres conjoncturels pouvant encore aggraver l'évolution cyclique.

De plus, comme l'a fait remarquer l'O.C.D.E. (Perspectives Économiques de l'O.C.D.E., vol. 17, juillet 1975, p. 10), des effets indirects non pris en compte sont également susceptibles d'influencer l'évolution du PIB potentiel : la contraction économique subie par les pays importateurs a poussé les investissements à la baisse. La trajectoire du stock de capital pourrait alors affaiblir le potentiel de croissance à moyen ou long terme.

Cependant, les résultats de Rasche et Tatom, ainsi que leur approche de façon plus générale, ont été remis en cause par Darby (1982). Ce dernier fait en effet remarquer que le phénomène de « rendements d'échelle croissants à court terme » introduit un biais dans l'estimation des

fonctions de production standard : pendant les récessions, le produit est surestimé par les quantités d'intrants en travail et en capital. Par conséquent, n'importe quelle variable cyclique introduite dans le modèle, telle que la masse monétaire réelle, semblera apporter de l'information sur le PNB, la corrélation étant positive si la variable est pro-cyclique et négative si elle est contre-cyclique. Étant donné la synchronisation observée entre les principaux épisodes de contraction monétaire et les hausses du prix du pétrole, l'estimation d'une influence préjudiciable d'un renchérissement du baril peut être fallacieuse.

Darby a alors estimé une équation du revenu réel de la forme Barro-Lucas (Barro, 1977), qui combine une fonction d'offre agrégée à la Lucas avec une fonction de demande agrégée (exprimée par la masse monétaire nominale, les dépenses gouvernementales réelles et les exportations réelles) afin d'éviter ce biais. Le prix réel du pétrole a été introduit dans le modèle de deux façons : en logarithme dans la relation exprimant le logarithme du PNB réel de plein emploi (qui entre dans la relation sous la forme d'un terme de correction d'erreur) pour capter les effets de long terme et en différences premières de logarithme (contemporaine et décalées jusqu'à trois trimestres) pour capturer un effet sur le court terme. L'équation a été estimée sur l'échantillon 1957-1976, en données trimestrielles, pour huit pays (États-unis, Canada, Royaume-Uni, France, République Fédérale d'Allemagne, Pays-Bas, Italie et Japon).

Les tests de significativité réalisés sur les relations estimées indiquent que cinq pays seulement subissent une influence significative du prix du pétrole (pour un risque de 5 %) ; parmi eux, les États-unis réagissent uniquement sur le court terme, ce qui pourrait résulter des politiques mises en œuvre rapidement et dans la panique en réponse à l'embargo, et la France voit son revenu augmenter suite à la hausse du prix du brut. D'autres études suggérant que les données concernant la France, l'Italie et le Japon n'étaient pas fiables, Darby s'est focalisé sur les autres pays. Le prix du pétrole n'était significatif (et du signe attendu) que dans les équations relatives aux États-unis, au Royaume-Uni et aux Pays-Bas. Or, ces trois pays

avaient tous mis un terme à des politiques de contrôle de prix au moment du choc pétrolier de 73 – 74. En revanche, le Canada et la République Fédérale d'Allemagne (RFA), qui n'avaient pas appliqué de contrôle des prix, n'étaient pas affectés par le prix du pétrole.

Darby soupçonne les politiques de contrôle de prix d'avoir provoqué une surestimation du PNB réel (et une sous-estimation du taux d'inflation) de 1971 à 1973. Par conséquent, le revenu réel *mesuré* serait retourné à sa vraie valeur lorsque ces politiques ont été relaxées entre 1973 et 1975, donnant l'illusion d'une récession plus sévère (et d'une inflation plus rapide) qu'elle n'était vraiment, ou même indiquant une récession qui n'existait pas.

Darby s'est alors concentré sur le cas des États-unis afin de vérifier si le prix du pétrole ne captait pas de façon fallacieuse les conséquences des politiques économiques de stabilisation (*Economic Stabilization Program, ESP*). Dans ce but, il a estimé une Loi d'Okun étendue exprimant le taux de croissance du PNB réel en fonction des variations des conditions sur le marché du travail, des différences premières du logarithme du prix réel du brut (contemporaine et décalées jusqu'à trois trimestres) et des variations instantanées d'une variable muette *PC* exprimant l'instauration et le relâchement des politiques de contrôle des prix. L'un des intérêts de cette relation est que les variables explicatives autres que le prix du brut et *PC* s'exprimaient toutes en nombre d'individus et n'étaient donc pas sujettes à des biais liés à l'*ESP*. Les tests de significativité indiquaient que la variable muette était significative tandis que le prix du pétrole ne l'était pas.

Les résultats de l'étude suggèrent donc que les variations du cours du brut n'influencent pas le PNB réel dans un modèle bien spécifié. Cependant, Darby reconnaît que ses équations ne permettent de tester qu'une influence agissant par le biais de la fonction d'offre agrégée et admet que des effets indirects, via la demande agrégée ou le marché du travail, peuvent exister.

En définitive, Darby ne se prononce pas vraiment sur l'influence du prix du pétrole, bien que ses résultats penchent plutôt en faveur d'un rejet des conclusions de Rasche et Tatom. Il met principalement en avant le fait que les données disponibles ne permettent pas de trancher entre les différentes hypothèses et que les analyses qui prétendent le contraire reposent sur des modèles biaisés. Compte tenu de la brièveté des échantillons exploitables afin d'analyser ce problème, ce n'est pas tant la diversité des opinions émises qui le surprend mais l'assurance et la fermeté avec laquelle les chercheurs les expriment. Déjà à l'époque, les convictions personnelles des auteurs jouaient un grand rôle.

2. L'ANALYSE ECONOMETRIQUE A L'AIDE DE SYSTEMES COMPACTS : GENESE ET DEVELOPPEMENTS

Alors que les économistes de l'énergie et les chercheurs en macroéconomie appliquée s'efforçaient de comprendre les effets des variations de prix du pétrole sur les cycles conjoncturels et sur les tendances à long terme, un important travail était réalisé de façon indépendante sur la pertinence de la distinction entre cycle et tendance et sur la nature des oscillations économiques, ainsi que leurs sources. La rencontre de ces deux lignes de recherche et les échanges qui en ont résulté sont à l'origine d'un foisonnement d'études sur les interactions entre le prix de l'énergie et l'activité.

A partir des années 80, l'un des principaux groupes de recherche a été celui des théoriciens des cycles réels (T.C.R., *Real Business Cycle* en anglais). Ce courant s'est développé à la suite des critiques adressées par Lucas au traitement des anticipations dans les modèles keynésiens et s'attache à expliquer les fluctuations du produit et du chômage comme des évolutions du niveau d'équilibre de ces variables – et non comme des écarts par rapport à l'équilibre – en réponse à des chocs exogènes aléatoires sur des marchés compétitifs avec des prix et des salaires totalement flexibles. Ces chocs sont généralement considérés comme des déplacements imprévisibles dans la fonction de production globale. La question de savoir quels types d'événements peuvent en être la cause a été au cœur d'un important débat. Edward Prescott (Kydland et Prescott, 1982), le leader intellectuel du mouvement des Cycles Réels, proposait les chocs sur la productivité provoqués par l'évolution du progrès technique. Les chocs pétroliers se sont également imposés comme des candidats intéressants. En effet, les variations du prix relatif du brut affectent la productivité des autres facteurs de production, en particulier le travail et le capital, et fournissent aux modèles de cycles réels le choc exogène non-anticipé nécessaire au déplacement de l'équilibre macroéconomique.

En parallèle, l'évolution des techniques économétriques a conduit à modéliser l'influence du prix du brut sur l'activité économique dans des systèmes compacts n'imposant pas d'hypothèses structurelles aux relations entre les variables.

La publication de Sims (1980a) a conduit à un renouvellement des modèles exploités en analyse macroéconomique. En effet, l'estimation des larges systèmes à équations multiples utilisés par les instituts de prévision nécessitait l'imposition de restrictions a priori sur la forme des relations entre les variables afin d'en limiter le nombre de degrés de liberté. Ces contraintes structurelles reflètent des convictions théoriques quant aux interactions entre les variables et soulèvent le problème de l'identification des modèles. Un certain scepticisme s'était développé dans la communauté scientifique au sujet de ces méthodes. De manière apparemment paradoxale, Sims reconnaît pourtant l'intérêt des larges systèmes d'équations en tant qu'outils de prévision ou d'analyse de projection politique en dépit du « *décourageant bagage d'hypothèses standards, bien qu'incroyables, auquel les macro-économètres ont l'habitude de recourir* ». Mais selon lui, l'imposition de telles restrictions, qui affectent les résultats, ne constitue pas une étape incontournable dans la construction d'un modèle. A titre de contre-exemple, il a proposé un petit système dynamique à six variables - quantité de monnaie M1, PNB réel, taux de chômage, salaires, niveau des prix et indice du prix des importations - estimé sous la forme d'un modèle vectoriel autorégressif non contraint. Les tests statistiques de stabilité et d'exogénéité réalisés ont abouti à des conclusions cohérentes avec les résultats attendus. Les analyses en terme de réponses impulsionnelles et de décomposition de la variance étaient peut-être plus intéressantes encore : l'interprétation des premières, certes délicate, permet d'observer comment se propagent dans l'ensemble du système les effets d'un choc sur l'une des variables ; nous pouvons mesurer, grâce aux secondes, la contribution de chaque variable dans les variances des autres et la sienne propre. Ces traitements mettent en évidence les mécanismes à l'œuvre et les interactions dans le

modèle. Ils se prêtent donc particulièrement bien à l'évaluation d'une théorie. Bien que les capacités de prévision de ce type de modèles soient largement inférieures à celles des grands systèmes d'équations, ce que Sims lui-même admettait dans la conclusion de son article, ils possèdent des capacités descriptives utiles et permettent d'effectuer une grande variété de tests sans avoir à recourir à des contraintes structurelles reposant sur des hypothèses non vérifiées ou répondant de façon arbitraire à des besoins de simplification.

L'analyse de l'influence du pétrole à l'aide de modèle VAR a permis rapidement d'identifier une relation de causalité (tout au long de notre travail, la causalité dont nous parlons est celle *au sens de Granger*, que nous le précisons ou non ; Cf. Granger, 1969) et de dégager un ensemble de régularité dans la relation entre le prix du brut et l'activité macroéconomique. Grâce à l'ensemble de traitements statistiques qui se développaient pour ce type de modèle, différents mécanismes de transmission ont été mis en évidence.

Cependant, au fur et à mesure que les échantillons d'estimation s'allongeaient, la relation initiale s'affaiblissait. Les baisses de prix, notamment, n'apportaient pas d'information sur l'activité économique. L'atténuation du lien causal a conduit certains chercheurs à suspecter d'importants effets indirects qui pourraient justifier une réaction asymétrique. Diverses explications ont été avancées, mais deux approches ont surtout été poursuivies.

La première met en avant les déséquilibres sectoriels entraînés par les variations brusques du prix du brut à la hausse ou à la baisse. Des déséquilibres sur le marché du travail, dans la composition de l'offre et de la demande, pourraient provoquer une élévation du taux de chômage qui affecterait l'activité économique.

La deuxième s'intéresse aux conséquences sur les décisions d'investissement de l'accroissement de l'incertitude qui accompagne les périodes de forte volatilité des cours de l'énergie. L'aversion au risque des agents pourrait les inciter à reporter leurs projets jusqu'à

ce que les conditions se stabilisent ; la demande intérieure aurait alors tendance à se contracter.

a. Les « faits stylisés » : causalité, retard et asymétrie

Dans un article devenu célèbre et qui fait aujourd'hui figure de référence incontournable, James Hamilton (1983) a montré que la corrélation négative observée dans les années 70 entre les variations du prix du pétrole et la croissance économique n'était pas un fait nouveau consécutif à la formation de l'O.P.E.P. En partant du constat que toutes les récessions qu'a connues l'économie américaine depuis la seconde guerre mondiale sauf une avaient été précédées par une forte hausse des cours du brut, il a envisagé trois explications possibles à ce phénomène. La première était que cet enchaînement temporel représentait une simple coïncidence. La seconde envisageait ce qui a été appelé « l'hypothèse de la troisième variable », c'est-à-dire l'hypothèse de l'existence d'un événement qui aurait en fait été responsable à la fois des chocs pétroliers et des crises. Enfin, la troisième interprétation était que les augmentations du prix du pétrole étaient exogènes et avaient joué un rôle significatif dans le ralentissement de la croissance à plusieurs reprises avant 1973.

Afin de tester la validité de ces hypothèses alternatives, il a légèrement modifié le modèle macroéconomique de Sims en y incluant les variations du prix nominal du pétrole. L'existence éventuelle d'une rupture en 1973 dans les chroniques utilisées l'a incité à réaliser l'estimation de ce système VAR sur un échantillon temporel s'étendant de 1948T2 à 1972T4. Ce choix présentait également l'avantage de séparer les données qui avaient motivé l'analyse (l'expérience post-O.P.E.P. des deux premiers chocs pétroliers) de celle sur lesquelles les tests statistiques allaient être effectués. Deux spécifications différentes ont été exploitées : l'une incluait quatre décalages dans les régressions et l'autre huit.

Les tests bivariés de causalité au sens de Granger indiquaient clairement qu'aucune des variables de Sims n'aurait permis d'anticiper les fluctuations du prix du brut sur la période considérée. En revanche, ces dernières contribuaient significativement à améliorer les prévisions concernant les évolutions futures du PNB réel et du taux de chômage. Les tests multivariés réalisés dans le cadre de ce modèle, évaluant le contenu informationnel des six variables considérées collectivement sur les variations du pétrole, fournissaient des résultats similaires.

Ces investigations ont conduit à rejeter la première explication proposée, celle de la simple coïncidence, et à douter de la seconde. Néanmoins, afin de s'assurer de la non-validité de la thèse de la « troisième variable », Hamilton a considéré un large ensemble d'indicateurs financiers, de prix et de production ne figurant pas dans le modèle macroéconomique de Sims. Aucun d'entre eux n'aurait permis de prévoir à la fois les hausses des cours du brut et les récessions, à l'exception du prix du charbon. La décomposition en parties anticipée et non anticipée, appliquée à la relation entre le prix du pétrole et celui des importations, a donc été répétée sur cette relation pétrole-charbon. Il en ressortait que le prix du charbon n'apportait pas d'information sur le PNB et que le prix du pétrole n'était pas causé uniquement par la composante endogène du prix du charbon ; cependant, contrairement aux résultats obtenus avec le prix des importations, les variations anticipées et celles non-anticipées du prix du pétrole causaient le PNB. La force de la relation entre le prix du brut et l'activité macroéconomique est donc due en partie au fait que les variations du cours du pétrole reflètent les variations du coût de l'énergie en général.

Il est évident que certaines variables endogènes ont exercé une influence sur le cours du pétrole entre 1948 et 1972. En particulier, l'érosion des prix du brut par l'inflation a dû inciter les professionnels de l'énergie à tenter de rétablir leurs marges. L'analyse d'Hamilton a cependant montré qu'historiquement, les opportunités qui se sont offertes à eux découlaient

d'événements exogènes à l'économie américaine tels que la nationalisation des ressources iraniennes ou la crise de Suez.

Une question s'imposait après ces traitements : les relations identifiées entre les fluctuations du prix du brut et le PNB ou le chômage avant 1973 étaient-elles encore valables après le premier choc pétrolier ? Un test de Fischer réalisé sur les coefficients estimés lorsque des données allant jusqu'en 1980T3 étaient utilisées dans la régression du PNB réel sur son propre passé et celui du prix du pétrole (en corrigeant les variables pour tenir compte de leur non-stationnarité et en considérant quatre décalages) indiquait une rupture structurelle en 1973. Cependant, l'estimation de cette équation sur les deux sous-périodes (de 1949T2 à 1972T4 et de 1973T1 à 1980T3) montrait des dynamiques similaires : sur chaque échantillon, une augmentation du coût du brut était suivie pendant un an d'un ralentissement de la croissance du PNB réel, puis d'une phase d'expansion au bout de six ou sept trimestres. Les relations de causalité étaient stables, bien que l'influence du prix du pétrole ait été reconnue moins forte dans les années 70. Hamilton a avancé l'évolution du taux d'inflation depuis la seconde guerre mondiale comme une explication potentielle de ce phénomène. En effet, les augmentations du niveau général des prix avaient été de cinq à six fois plus importantes entre 1973 et 1980 que celles entre 1948 et 1973. Il n'est pas surprenant qu'une même hausse du prix nominal du pétrole ait eu un impact plus faible en période de forte inflation que lorsque l'inflation était modérée.

La publication d'Hamilton a eu un impact considérable dans la communauté économique et a largement influencé la perception des chocs pétroliers et leur analyse, tant par ses propres résultats que par les recherches qu'elle a inspirées. Sur le plan méthodologique, il s'agit d'une des premières analyses qui a adopté la démarche proposée par Sims afin d'étudier l'influence du pétrole dans l'économie. Cette approche s'est généralisée par la suite ; elle était en effet particulièrement bien adaptée à l'étude de ce problème, les incertitudes concernant les

mécanismes en jeu rendant l'écriture d'un modèle contraint délicate. Du point de vue des outils statistiques utilisés et des conclusions dégagées, le recours aux tests de causalité développés peu de temps auparavant a permis d'associer une probabilité à la corrélation négative observée entre les fluctuations du prix du brut et la croissance ; les statistiques calculées indiquaient qu'elle n'était pas fallacieuse et que les chocs pétroliers portaient une responsabilité significative dans sept des récessions qu'avaient supportées les États-unis depuis 1948.

L'étude d'Hamilton a suscité un grand intérêt pour les modèles VAR et une multitude d'articles utilisant cette méthodologie est parue à sa suite. L'analyse de Burbidge et Harrison (1984) s'est développée en parallèle à la sienne et la complète d'une certaine façon, dans la mesure où ils n'ont pas recouru aux mêmes traitements et qu'ils n'ont pas concentré leur attention sur le cas des États-unis mais se sont intéressés également à quatre autres membres de l'O.C.D.E - le Japon, la République Fédérale d'Allemagne, le Royaume-Uni et le Canada - à partir de données mensuelles allant de janvier 1961 à juin 1982. En raison de considérations aussi bien pratiques qu'économiques, leur choix s'est porté pour chaque pays sur un modèle à sept variables incluant le prix relatif du pétrole, une mesure de la production industrielle agrégée de l'O.C.D.E., la production industrielle de la nation considérée, un taux d'intérêt à court terme, un indicateur de la quantité de monnaie et des demandes de dépôt, le salaire horaire moyen et l'indice des prix à la consommation. L'objet premier de leur étude était d'observer les effets du prix du pétrole sur la production et l'inflation. La production industrielle de l'O.C.D.E. a été ajoutée afin de capter une éventuelle influence des évolutions de la demande globale, qui pourrait agir en entraînant une variation du volume des exportations domestiques. Quant aux autres variables, elles permettent au brut d'influencer l'activité économique par le biais du secteur monétaire et des salaires. Différentes spécifications autorégressives ont été considérées et l'essentiel des traitements a été réalisé en

utilisant quatre décalages ; les auteurs ont montré que les résultats étaient peu sensibles à cette spécification.

Dans un premier temps, une analyse reposant sur des tests d'exogénéité a mis en évidence un certain nombre d'interactions entre les séries. Ainsi, une augmentation du coût du pétrole conduit à une hausse du niveau général des prix dans les pays considérés et l'inflation qui en résulte provoque une érosion du prix réel du brut. Par ailleurs, celui-ci affecte la production industrielle de l'O.C.D.E. dans son ensemble et, par ce biais, la production des deux nations dont les économies sont les plus « ouvertes » : l'Allemagne et le Royaume-Uni.

Une analyse impulsionnelle a ensuite été menée afin d'observer plus finement la réponse du système à un choc sur le prix du pétrole. Les effets sur la production de l'O.C.D.E. consistent en une contraction pendant environ deux ans suivie d'un retour à l'état initial dans la troisième année. Les conséquences sur la masse monétaire et le taux d'intérêt sont beaucoup plus faibles et varient considérablement d'un pays à l'autre. Les salaires nominaux, quant à eux, connaissent des augmentations significatives, principalement aux États-unis et au Canada. L'Allemagne mise à part, les prix subissent également une pression à la hausse, notamment aux États-unis et au Royaume-Uni. Enfin, en ce qui concerne la production industrielle domestique, deux pays présentent des impacts importants : les États-unis, où une faible augmentation est suivie au bout d'un an par une forte réduction, et le Japon.

Enfin, Burbidge et Harrison ont réalisé des prévisions du comportement de l'indice des prix à la consommation et de la production industrielle à partir de septembre 1973. Leur première projection, qu'ils désignent sous le nom de projection de base (*base projection*), n'utilisait que l'information disponible à cette date tandis que la seconde, appelée projection de base augmentée du pétrole (*base-plus-oil projection*), considérait comme connus le passé des séries du modèle et les innovations qui ont affecté le prix du pétrole. La comparaison de ces

simulations aux évolutions observées des séries étudiées permet de mieux comprendre les conséquences du premier choc pétrolier. Burbidge et Harrison trouvent que la récession du milieu des années 70 n'a pas été provoquée par la hausse du cours du brut d'octobre 1973. Cependant, ils estiment que celle-ci a largement contribué à aggraver la crise traversée. *« Pour tous les pays, exception faite de l'Allemagne, les chocs sur le prix du pétrole permettent dans une large mesure de réduire le fossé entre la projection de base et l'évolution réelle des séries jusqu'à la fin de 1975 ou le début de 1976. »* Comme l'indiquaient les tests d'exogénéité et les réponses impulsionnelles, les effets présentent d'importantes variations entre les nations. Ces divergences ne sont pas surprenantes compte tenu des différences de politique monétaire, de système de taxation, etc. Cette analyse a été répétée en fixant la date de début des simulations à mars 1979 afin d'évaluer l'impact du deuxième choc pétrolier. Le contraste est saisissant entre les conclusions auxquelles mène ce second jeu de projections et celles tirées précédemment : à cette occasion, le prix du pétrole ne semble pas avoir été un facteur déterminant dans le ralentissement de la croissance et la montée de l'inflation aux États-unis, en Allemagne, au Royaume-Uni et au Canada. *« Il semble donc qu'il soit plus difficile que certains ne le pensent de rejeter sur des influences externes, à savoir l'O.P.E.P., l'entière responsabilité des faibles performances économiques de la majorité des pays importateurs durant les dix dernières années. »*

Mork (1989) a répété l'analyse d'Hamilton en y incluant des données allant jusqu'en 1988T2. Son objectif était de vérifier si la forte corrélation que ce dernier avait mise en évidence entre les fluctuations du cours du pétrole et la croissance des États-unis en se basant sur une période où l'essentiel des mouvements de prix étaient à la hausse restait valide lorsque des épisodes significatifs de baisse des cotations figuraient dans l'échantillon d'estimation. Il a donc exploité lui aussi le modèle macroéconomique à six variables de Sims, en considérant des données trimestrielles et en incluant quatre décalages dans la structure autorégressive du

VAR. Il s'est néanmoins distingué d'Hamilton dans son choix de la septième variable représentant le prix du brut. Les critiques adressées au sujet de l'impact du contrôle des prix entre 1971 et 1974 sur la récession qui a suivi le premier choc et le fait que le PPI⁵ (PPI : *Producer Price Index*, Indice des Prix à la Production) ne représente que l'évolution des cours du pétrole produit aux États-Unis l'ont incité à utiliser une mesure réelle tenant compte de ces phénomènes ; il a construit dans ce but un indice du coût d'acquisition en raffinerie (RAC : *Refiner Acquisition Cost*, Coût d'Acquisition en Raffinerie). Les coefficients associés à cette variable dans l'équation du PNB montrent que l'élongation de l'échantillon conduit à un affaiblissement de la relation entre le brut et la croissance. Bien que trois d'entre eux – sur quatre – soient négatifs, ils sont très proches de zéro. Un test de significativité jointe rejette marginalement l'hypothèse de nullité, avec une probabilité associée de 0,071 (à comparer à la probabilité calculée par Hamilton de 0,0003). Quant au test de stabilité, il indique sans ambiguïté une rupture en 1986, au moment où les prix se sont effondrés lors du troisième choc pétrolier. Mork s'est alors posé la question de savoir si les réponses aux fluctuations du brut étaient symétriques. A cette fin, il les a décomposées en deux variables, la première représentant les variations positives et la seconde les variations négatives. Cette spécification fournit des résultats qui diffèrent fortement de ceux obtenus avec le modèle initial. Les hausses de prix exercent désormais une influence négative forte : tous les coefficients sont négatifs, deux d'entre eux sont significatifs individuellement à 5 %, leur somme s'élève à -0,144 et un test de Fischer rejette l'hypothèse d'exclusion de cette variable avec une probabilité associée de 0,001. En revanche, les coefficients associés aux baisses de prix sont plus petits, de signe variable, leur somme est légèrement positive (0,017) et ils ne passent pas le test d'exclusion réalisé pour un niveau de significativité standard (la probabilité associée vaut 0,152). Un test d'égalité par paire entre les coefficients des augmentations et des diminutions confirme clairement l'asymétrie des réactions (probabilité : 0,006). De plus, cette

spécification ne présente pas de rupture au moment du contre-choc. Il ressort de l'étude de Mork que la corrélation négative observée par Hamilton entre les *hausse*s des cours du pétrole et la croissance économique reste valable lorsque l'échantillon d'intérêt est allongé afin d'inclure les données récentes. Cette relation est même renforcée quand les séries sont corrigées pour prendre en compte le contrôle des prix entre 1971 et 1974. Il semble également que les baisses de prix n'aient qu'une influence très limitée. Mork, Olsen et Mysen (1994) ont utilisé le même modèle afin d'analyser l'évolution de sept pays de l'O.C.D.E. entre 1967T3 et 1992T4. Cette publication s'achève sur la triple conclusion que 1) la corrélation négative entre les hausses du prix du brut et la croissance persiste lorsque les échantillons de travail s'étendent jusqu'en 1992, 2) les effets d'un choc pétrolier sur l'activité économique varient d'un pays à l'autre et 3) les réactions aux fluctuations du cours du baril sont asymétriques, les coefficients associés aux baisses n'étant pas statistiquement significatifs. Ce dernier résultat va dans le sens des théories concernant la réallocation sectorielle des emplois en réponse à un choc exogène sur la demande de travail et supporte également l'hypothèse de report d'investissement en situation d'incertitude. Ces courants de pensée sont apparus au début des années 80, mais leur véritable essor, appliqués à l'énergie, remonte au contre-choc pétrolier.

b. Variations du prix et déséquilibres sectoriels : les effets de dispersion sur l'emploi

Un certain niveau de chômage est inévitable dans une économie de marché. L'évolution du contexte, due par exemple à des variations de demande ou de coûts de facteurs de production, conduit les entreprises à ajuster en permanence la taille de leur force de travail. Même dans les périodes où l'emploi agrégé est stable, cette réallocation des ressources est responsable de déplacements significatifs de travailleurs entre les sociétés. Comme le processus de changement d'emploi consomme du temps, il en résulte qu'un niveau de chômage positif reste inéluctable. Les économistes ont observé ce phénomène depuis longtemps et désignent ce niveau nécessaire du taux de chômage par les expressions taux « frictionnel », « naturel »

ou « d'équilibre ». Les études réalisées dans ce domaine considèrent généralement que les cycles de chômage observés représentent des écarts par rapport à un taux naturel relativement stable.

A l'opposé, la théorie des Cycles Réels (T.C.R.) considère que le niveau d'équilibre du chômage réagit à des chocs non-anticipés sur la fonction de production globale qui modifient l'offre de travail.

Ainsi, Lucas et Prescott (1974) calculent ce taux en supposant que le travail est échangé entre différents marchés avec une certaine inertie, que la demande agrégée est constante mais que les demandes des marchés considérés individuellement subissent des fluctuations stochastiques qui conduisent à des différentiels de salaires et donc des déplacements sectoriels de l'offre de travail.

L'état d'équilibre décrit par Lucas et Prescott repose sur l'hypothèse que le processus générant les fluctuations de la demande entre les marchés est homoscédastique ; leur taux naturel est donc constant dans le temps. Pourtant, cette hypothèse est peu crédible. Si à certaines époques – comme ce fut le cas dans les années 60 – la consommation croît de façon uniforme entre les segments de l'économie, des événements exogènes – tels que la fin de la guerre du Vietnam, les boycotts et l'augmentation des prix des produits pétroliers ou les modifications des conditions du commerce international dans les années 70 – peuvent parfois provoquer des déséquilibres importants dans la demande sectorielle de travail sur de courtes périodes.

L'hypothèse de dispersion proposée par David Lilien (1982) a été l'un des axes de recherche privilégié des études sur les chocs pétroliers réalisées dans le cadre de la T.C.R. Elle suppose que des déplacements inter ou intra-sectoriels de la demande de travail peuvent être responsable d'une croissance importante du taux de chômage. En effet, l'ajustement nécessaire

en réponse à ces déplacements de l'équilibre entre les branches de l'économie requiert une réallocation des ressources qui peut durer plus ou moins longtemps et dont la conséquence est une sous-utilisation temporaire des facteurs de production. Cette hypothèse a été étudiée par Lilien avant même que le contre-choc ne remette en question les interprétations post-keynésiennes des premiers chocs pétroliers, et bien qu'il suggère que les hausses brutales des prix du brut dans les années 70 aient été à l'origine d'importants déséquilibres sur le marché du travail, il n'a pas analysé l'influence spécifique de l'énergie. A sa suite, d'autres chercheurs se sont intéressés à mettre en évidence et à évaluer l'effet de dispersion du pétrole. Leurs études ont fourni une justification à l'asymétrie de la réaction du produit aux variations du brut grâce aux coûts d'ajustement induits par ce phénomène. Ce type d'analyse a également été exploité afin d'identifier les secteurs industriels les plus vulnérables et de déterminer les critères qui conditionnent l'ampleur de la réponse à un choc.

David Lilien a reconsidéré le modèle de Lucas et Prescott en permettant à la volatilité caractérisant la demande de travail de varier dans le temps, ce qui lui permet d'estimer un taux de chômage naturel évoluant avec le contexte économique. Il a construit une mesure de la variance du processus générant les fluctuations de la demande de travail aux États-unis en calculant la variance du taux net d'embauche entre les 21 branches de l'industrie (définies à deux chiffres) entre 1958 et 1977. L'utilisation de cette variable dans des régressions linéaires exprimant le taux de licenciement agrégé en fonction du taux d'embauche nette indique une corrélation positive significative entre elle et la variable endogène. Lilien s'est ensuite attaché à mesurer, avec des données annuelles, l'impact de la dispersion de la demande de travail sur le taux de chômage. Celui-ci est sa variable endogène dans une équation obtenue à partir d'un modèle de flux représentant les processus d'entrée-sortie du chômage. Les variables exogènes sont les valeurs passées de la variable endogène, une mesure de la croissance non-anticipée de la masse monétaire et une mesure de dispersion (calculée à partir d'une estimation de la

variance de l'emploi dans les 11 branches de l'industrie définies par la décomposition standard). Il ressort des analyses menées que la dispersion est exogène par rapport aux autres variables du modèle et qu'elle contribue fortement à améliorer l'estimation du taux de chômage. Grâce à cette équation, Lilien a alors construit une mesure du taux de chômage naturel entre 1949 et 1980. Il définit celui-ci comme la proportion de chômage qui affecterait l'économie si les anticipations de politique monétaire étaient correctes, c'est-à-dire lorsque la série DMR et les erreurs d'estimation sont considérées comme nulles à chaque instant. La mesure ainsi évaluée capte bien les mouvements observés du chômage sur l'intervalle de temps considéré. Plus de la moitié de la variance du second est expliquée par la première. La comparaison des deux courbes met également en évidence la variété des sources de fluctuations cycliques du marché du travail. Dans les années 70, le taux de chômage naturel estimé suit particulièrement bien l'évolution du taux de chômage observé ; les chocs exogènes sur l'offre, qui ont provoqué des déplacements de la demande de travail, semblent être les principales causes des variations de l'activité pendant cette décennie. En revanche, au cours des années 50 et 60, la politique monétaire porterait une responsabilité importante dans les écarts entre les deux séries : en effet, sept des huit années s'étalant de 1956 à 1963 ont été caractérisées par une croissance de la masse monétaire inférieure à sa valeur anticipée, ce qui a conduit à un chômage supérieur à sa valeur d'équilibre sur cet intervalle ; à l'opposé, la croissance monétaire a été plus forte que prévue entre 1964 et 1969 et le chômage s'est situé en dessous de sa valeur naturelle.

Grâce à un modèle d'équilibre général d'une économie constituée de deux secteurs dans lequel les salaires et les prix sont totalement flexibles, Hamilton (1988) a montré que le produit marginal des travailleurs employés pouvait être supérieur au salaire de réservation de ceux au chômage lorsque ces derniers sont spécialisés et préfèrent attendre que les conditions s'améliorent dans le secteur pour lequel ils sont le plus qualifiés. Un tel choix ne contredit pas

l'hypothèse des anticipations rationnelles si la probabilité de cet événement est non nulle, même si les postes non qualifiés proposés sont rémunérés à un salaire supérieur à l'utilité marginale du loisir des chômeurs qualifiés. Les difficultés associées au reclassement de la main d'œuvre qualifiée permettent d'expliquer pourquoi des chocs négatifs sur l'offre de faible amplitude peuvent avoir des effets importants sur l'ensemble de l'économie.

Il semble donc que les modèles macroéconomiques expliquant la croissance de l'emploi à l'aide de mesures agrégées sans tenir compte de la composition sectorielle de cette croissance laissent de côté un déterminant essentiel de l'évolution du marché du travail. La dispersion entre les entreprises de la demande et de l'offre de travail et le processus de réallocation des ressources qui en résulte constituent des sources majeures de fluctuation de l'emploi et donc de l'activité. De plus, une politique de soutien de la demande sera inefficace face à une augmentation du taux de chômage naturel. Des politiques visant à faciliter la transition des employés entre les secteurs en déclin et ceux en expansion ou s'appliquant à stimuler la productivité des entreprises en difficulté semblent plus appropriées.

A la suite de Lilien, d'autres chercheurs se sont intéressés aux coûts d'ajustements dus aux déséquilibres sur le marché du travail provoqués par les fluctuations du prix du pétrole.

Prakash Loungani (1986) a construit lui aussi un indice de dispersion. La démonstration par Hamilton (1983) que le prix du pétrole causait *au sens de Granger* le chômage l'a incité à étudier les effets de dispersion potentiels des chocs pétroliers. Dans ce but, il a décomposé son indice en deux mesures de dispersion : l'une exprimant l'importance de la réallocation des ressources induite par les fluctuations des cours du brut, $(\sigma_{pt})^2$, l'autre capturant l'impact des autres chocs, $(\sigma_{rt})^2$. Il a alors estimé plusieurs équations exprimant le taux de chômage en fonction des variations non-anticipées de la masse monétaire et des indices de dispersion. Lorsque les deux mesures sont incluses dans le modèle, le pouvoir explicatif de celui-ci est

amélioré par rapport à celui de Lilien. Les coefficients associés à l'indice de dispersion exprimant l'influence des prix du pétrole sont positifs et fortement significatifs jusqu'au quatrième décalage, tandis que, parmi ceux associés aux autres perturbations, très peu sont statistiquement non nuls. Les coefficients de l'une de ces deux variables ne sont pas profondément modifiés si l'autre est exclue de l'équation. En appliquant la méthodologie de Lilien, Loungani a calculé les « taux de chômage naturels » correspondant à chacun des deux types de dispersion. Sur l'échantillon considéré, la quantité de chômage attribuable aux mouvements de $(\sigma_{pt})^2$ explique environ 20 % de la variance du taux de chômage observé contre seulement 5 % pour $(\sigma_{rt})^2$. Cette analyse suggère donc que les chocs pétroliers ont provoqué une forte dispersion de la demande de travail et ont été une source importante de chômage depuis la seconde guerre mondiale. Par ailleurs, ce modèle présente une caractéristique particulièrement intéressante dans la relation entre le prix du pétrole et le chômage. Dans les modèles macroéconomiques traditionnels, l'amplitude et la direction des fluctuations de prix jouent un rôle ; le chômage est corrélé positivement avec celles-ci. En revanche, dans le cadre de l'hypothèse de dispersion, la direction ne compte pas : les variations positives et négatives conduisent toutes deux à une réallocation des ressources ; $(\sigma_{pt})^2$ dépend du carré des différences premières du prix du brut. Loungani conclut que les variations cycliques du chômage ont été peu affectées par des chocs dispersifs exogènes, mis à part les chocs pétroliers qui semblent avoir joué un rôle important dans les années 50 et 70.

Dans une étude plus complète, Davis, Loungani et Mahidhara (1997) se sont intéressés aux effets de dispersion des chocs pétroliers aux États-unis. Leur analyse ne se focalise pas sur les déséquilibres engendrés sur les marchés de l'emploi par les fluctuations du prix du brut mais se préoccupe également d'autres sources de perturbations pouvant être considérées comme des chocs exogènes affectant la productivité du travail ou le volume et la composition de la demande en biens et services. De plus, ils ont utilisé des données régionales, ce qui leur

permet d'obtenir des résultats plus fins : en effet, les différences dans les législations ou dans la structure industrielle qui caractérisent chaque état induisent des réponses contrastées. Les principaux événements extérieurs qu'ils considèrent sont les fluctuations des cours du pétrole, les dépenses militaires et aérospatiales ainsi que les variations dans le nombre des employés militaires (liées, par exemple, à la fermeture d'une base). Les régressions sont réalisées sur des données annuelles couvrant l'échantillon 1948-1992. Il ressort des modèles construits et des tests effectués que depuis le début des années 70, les chocs pétroliers sont les principales forces entraînant des évolutions des taux de chômage et des taux de croissance de l'emploi dans les 50 états et le District of Columbia. Globalement, l'effet cumulé en réponse à un choc positif d'un écart-type sur le prix du pétrole consiste en une augmentation du taux de chômage de presque un point. Les impacts sont cependant très variables d'un état à l'autre. Cette divergence est due essentiellement à trois éléments : (i) les régions diffèrent quant à la composition de leur industrie, (ii) les entreprises présentent des sensibilités diverses aux mouvements du prix du brut et (iii) le réajustement des facteurs de production entre les industries et les régions est coûteux en argent et en temps. Ainsi, le Michigan et l'Indiana – qui sont des États caractérisés par un grand nombre de travailleurs dans les secteurs des transports et de la métallurgie – connaissent des taux de chômage élevé (bas) lorsque le prix du pétrole augmente (baisse). Ce résultat constitue une illustration du phénomène de transfert de revenus entre les acteurs provoqué par les fluctuations du cours du brut. Une hausse locale du chômage en réponse à un choc exogène semble avoir tendance à persister plusieurs années. Le principal mécanisme de régulation permettant une homogénéisation des taux de chômage entre les régions est la migration des travailleurs entre celles qui sont particulièrement touchées et celles qui le sont dans une plus faible mesure. Par ailleurs, les auteurs ont obtenu des réponses asymétriques de l'emploi selon que le choc est positif ou négatif : ceux dont l'effet est préjudiciable présentent un impact plus fort que ceux de même amplitude dont les

conséquences sont bénéfiques. Ainsi, lorsque le cours du pétrole baisse, la réallocation des ressources entre les secteurs exerce une influence néfaste sur l'emploi et la production qui neutralise les répercussions profitables de la réduction des coûts d'approvisionnement. Ce résultat confirme les conclusions d'autres études telles que celle de Mork (1989) et fournit une explication au phénomène.

L'étude de Davis et Haltiwanger (2001) corrobore les conclusions de Davis, Loungani et Mahidhara (1997). L'utilisation de données désagrégées leur permet cependant d'observer plus finement les phénomènes de destruction et de création d'emploi au niveau de l'entreprise entre 1972 et 1988. Ils confirment la réaction fortement asymétrique du taux de croissance de l'emploi en réponse à un mouvement du prix du pétrole à la hausse ou à la baisse et l'expliquent par l'existence de canaux de transmission « agrégé » (production potentielle, choc sur l'approvisionnement, etc.) et « sectoriel » (déséquilibre entre l'offre et la demande de travail et de capital) qui s'ajoutent dans le premier cas et se compensent dans le second.

Leur analyse a été motivée par la réponse du secteur automobile américain au choc pétrolier de 1973 qui constitue un exemple type du comportement de l'industrie à la suite de l'augmentation des coûts d'approvisionnement en énergie. En effet, le marché a constaté alors une hausse de la demande sur les petites voitures peu consommatrices tandis que les gros modèles voyaient leurs ventes baisser. Les compagnies américaines se sont ainsi retrouvées dans une situation embarrassante, leur capital et leurs employés étant spécialisés généralement dans la conception de véhicules voraces en énergie. Il s'ensuit que l'utilisation des ressources a chuté avec la production au milieu des années 70, bien que de nombreuses usines dévolues à la fabrication de voitures économiques tournaient à plein régime. Cette réaction contrastée est difficile à observer avec les données agrégées qu'utilisent traditionnellement les modèles macroéconomiques. De plus, l'inadéquation des capacités des travailleurs et du capital au nouvel environnement n'a pas été la seule source de déséquilibre. La hausse des cours du brut

a conduit à un décalage entre les caractéristiques requises et réelles des facteurs de production à différents niveaux : les réseaux de distribution et de vente de l'industrie automobile étaient eux aussi habitués à commercialiser de grosses voitures (Bresnahan et Ramey, 1993) ; de même, la conception de modèles adaptés au contexte a nécessité une réorientation longue et coûteuse des équipes de recherche et de design afin d'acquérir le capital de connaissance et de savoir-faire nécessaire.

Le cadre empirique de l'étude a été établi de façon à évaluer l'importance de l'impact des chocs pétroliers ainsi que les mécanismes par lesquels ils affectent les cycles d'affaire en permettant à la politique monétaire et à un ensemble de chocs non spécifiés – globaux et spécifiques – de jouer un rôle. Afin de comparer les contributions respectives des deux types de canaux de transmission, Davis et Haltiwanger décomposent les variations de l'emploi en considérant à la fois les créations et les destructions de postes : en effet, les effets « agrégés » et « sectoriels » d'un choc pétrolier provoquent des dynamiques différentes. Par exemple, une hausse des prix du brut conduit, par des mécanismes agrégés, à une diminution des créations et une augmentation des destructions de postes, tandis que les mécanismes sectoriels résultent en un accroissement des créations et des destructions. Par ailleurs, ils incluent dans leurs modèles un indice de choc pétrolier et la valeur absolue de ses variations, ce qui leur permet de vérifier si l'emploi réagit de façon symétrique aux fluctuations du brut. Cette procédure leur fournit un autre moyen d'évaluer les parts des deux canaux de transmission : si le déséquilibre engendré entre l'offre et la demande en facteurs de production est le principal mécanisme, alors l'emploi réagira à l'amplitude de la variation de prix indépendamment de sa direction ; dans l'autre cas, les effets sur le chômage seront opposés selon que les cours montent ou baissent. Plusieurs modèles VAR, correspondant chacun à un secteur d'intérêt, ont été construits à partir de données trimestrielles en utilisant quatre retards dans l'estimation. En plus des deux indicateurs pétroliers (qui sont traités comme exogènes) et des taux de création

et de destruction d'emploi dans le type d'industrie considéré, ils contiennent trois autres variables : la différence de qualité entre le taux du papier commercial à six mois et le taux du Bon du Trésor à six mois, qui mesure les chocs monétaires, et les taux de création et de destruction d'emploi dans l'ensemble de l'industrie. Cette méthodologie consiste donc en l'estimation de modèles VAR contraints sur des données de panel.

Cinq catégorisations des entreprises ont été exploitées, en fonction : (i) des typologies SIC en 20 ou 450 branches, (ii) de l'intensité énergétique, (iii) de l'intensité capitalistique, (iv) de la durabilité des biens produits et (v) de la taille et l'âge.

Des analyses de décomposition de la variance ont été menées en premier lieu. Elles montrent clairement que chaque type de choc (pétrolier, monétaire, non spécifié commun à toutes les industries ou propre à un secteur) joue un rôle complexe dans l'évolution de l'emploi (taux de croissance net, de réallocation, de création et de destruction). Les résultats mettent également en évidence, de façon prévisible, que l'importance de chaque choc varie selon la classification utilisée. Ainsi, c'est lorsque la typologie repose sur l'intensité énergétique que les innovations sur les prix du brut expliquent la plus grande part des variations de l'emploi – 25 % pour le taux de croissance net, 40 % pour la réallocation et 35 % pour la destruction. Néanmoins, quelle que soit la classification retenue, l'influence exercée par les chocs pétroliers est environ deux fois plus forte que celle des chocs monétaires.

Dans un deuxième temps, des simulations de réponses impulsionnelles sur le comportement de l'emploi dans l'industrie en général ont confirmé l'importance des canaux de transmission « sectoriels ». Les destructions augmentent vigoureusement et le taux de croissance net décroît à la suite d'une hausse brusque du prix du brut, alors que les créations subissent une légère diminution. L'impact le plus fort se situe quatre trimestres après le choc. En revanche,

les effets « agrégés » et « sectoriels » se compensent à peu près lorsque les prix baissent. Ces résultats vont dans le sens de ceux de la section précédente.

La même analyse a été réalisée pour chaque type d'entreprise selon les cinq formes de regroupements envisagées. Dans presque tous les secteurs, une hausse imprévue du prix du brut a des conséquences préjudiciables sur l'emploi dans le court terme. La comparaison de l'amplitude des destructions et des créations d'emploi à brève échéance est également intéressante : à l'exception des jeunes entreprises de moins de 20 employés, l'ampleur des premières est généralement bien supérieure à celle des secondes au bout de deux ans. Il ressort également de ces traitements que les secteurs les plus touchés par une montée des cours du pétrole sont ceux dont les processus de production sont intensifs en énergie ou en capital et ceux qui fabriquent des biens durables.

Un autre type de simulation a été réalisé en exploitant le modèle afin de prévoir sur l'échantillon d'estimation le comportement de l'emploi lorsque l'évolution des cotations pétrolières est connue. Cet exercice révèle que les cours du brut ont exercé une influence forte sur des secteurs particuliers à certaines époques, notamment entre les années 1985 et 1988. Il montre également que les chocs pétroliers ont joué un rôle important dans la poussée du chômage au début des années 80, sans pour autant expliquer sa persistance. Les résultats obtenus indiquent une croissance de l'emploi à partir de 1982 environ, ce qui correspond à la dynamique de quelques secteurs (habillement, les branches économes en énergie ou produisant des biens durables) mais s'oppose à la contraction continue qu'ont connue la plupart des entreprises.

Ces traitements permettent donc d'identifier les réponses des branches considérées mais il reste cependant difficile de comprendre quelles sont les caractéristiques sectorielles qui importent. En effet, l'industrie des biens durables, par exemple, est dominée par des sociétés

généralement grandes et anciennes ; la corrélation entre ces attributs empêche de déterminer précisément les aspects qui conditionnent l'évolution de l'emploi dans une entreprise donnée. Les auteurs ont alors considéré les réponses impulsionnelles qu'ils avaient calculées à partir de la catégorisation SIC des entreprises en 450 branches. En régressant – selon différentes spécifications cubiques et linéaires – la réponse cumulée du taux de croissance de l'emploi à un horizon de 7 trimestres par rapport à des mesures de l'intensité énergétique, l'intensité capitalistique, la taille, l'âge et la durabilité des biens produits, ils ont pu évaluer les influences respectives de chaque caractéristique : l'impact d'un choc pétrolier est plus marqué pour les entreprises dont le capital par travailleur est élevé, qui produisent des biens durables et qui ont des besoins forts en énergie dans leurs processus de production - ces critères sont classés par ordre d'importance. La taille et l'âge ont une portée plus faible : les firmes qui comptent peu ou beaucoup de travailleurs et celles qui sont plus jeunes sont pénalisées elles-aussi par une hausse des cours du brut, mais de façon marginale.

c. Volatilité des cours et incertitude : le report des décisions d'investissement

L'influence exercée par le prix du brut sur la croissance mise en évidence par Hamilton (1983) – au moyen de tests de causalité – et par Burbidge et Harrison (1984) – par des analyses impulsionnelles – a été remise en question par le contre-choc pétrolier. L'identification par Mork (1989) d'effets asymétriques a conduit à s'intéresser à des mécanismes nouveaux par lesquels le coût de l'énergie agit sur l'activité économique en déplaçant le niveau de chômage d'équilibre. Ces analyses ont permis de mieux comprendre les conséquences d'un choc en révélant un impact dispersif sur le marché du travail mais elles n'ont cependant pas suffi à rétablir la forte corrélation qui liait les *hausse*s du prix du pétrole et la croissance au début des années 80. La relation entre ces deux séries se dégrade considérablement lorsque les échantillons de travail sont étendus afin de prendre en

considération des données concernant la période « post-O.P.E.P. » et le pouvoir prédictif de la première sur la deuxième s'affaiblit.

Depuis le contre-choc pétrolier, les prix sont largement déterminés par les forces de marché et les successions de hausses et de baisses depuis 1986 ont résulté en une augmentation substantielle de la volatilité des cours réels. L'étude des effets macroéconomiques de cette variabilité a constitué un axe de recherche privilégié depuis le début des années 90. Tout comme les analyses menées sur la réallocation sectorielle des ressources en réponse à un déséquilibre, les travaux sur le report des investissements en présence d'incertitude ont permis d'identifier un ensemble de canaux de transmission et d'expliquer pourquoi les variations de prix ne présentaient pas des effets symétriques.

La recherche récente sur l'investissement a montré que l'incertitude des agents exerce une influence différente, et sans doute plus forte, sur les décisions d'investissement que celle suggérée par une simple évaluation de type coût-bénéfice (Pindyck, 1991). Le temps dissipant les incertitudes au fur et à mesure qu'il s'écoule, les calculs économiques servant à la prise de décision conduisent à des évaluations asymétriques des probabilités associées à des résolutions favorable ou défavorable de ces incertitudes : les investisseurs accordent un poids plus important à un résultat potentiel préjudiciable qu'à un résultat potentiel avantageux de même amplitude. Cette disproportion est connue sous le nom de « principe de mauvaises nouvelles » (*bad news principle*, Bernanke, 1983). Ainsi, dans les périodes de forte incertitude, la valeur associée à l'option de reporter une décision d'investissement augmente fortement et les incitations à investir diminuent ; une autre manière de formuler ce phénomène consiste à dire que les opportunités doivent présenter des taux de retour très élevés pour être prises en considération. Bernanke avait démontré que, si des informations utiles concernant l'évolution future du prix d'un intrant sont attendues, il peut être payant de reporter tout

investissement dans des technologies « *putty-clay* » jusqu'à ce que les informations soient connues.

Dans la mesure où la volatilité des prix du pétrole génère de l'incertitude sur les marchés, les fluctuations brusques des cours vont tendre à retarder les investissements. Le multiplicateur transmet les pertes provoquées par ce report à travers l'économie, ce qui conduit à des réductions plus grandes de l'emploi et du produit. L'incertitude sur l'évolution future des cours du brut augmentant avec les hausses et les baisses des prix, ce mécanisme contribue à expliquer l'asymétrie des réactions de la croissance aux fluctuations du baril.

Ferderer (1996) a orienté ses recherches vers l'analyse des conséquences macroéconomiques de l'incertitude sur les marchés pétroliers. Son idée initiale est que les chocs n'exercent pas une influence négative sur l'activité uniquement en élevant le niveau des prix ou en déplaçant l'équilibre entre l'offre et la demande de travail mais aussi en augmentant la volatilité des cours. Afin de vérifier cette hypothèse, il a recouru à un modèle VAR non contraint dont les variables étaient le premier et le deuxième moment d'un indice du prix du brut, une mesure de la politique monétaire (le taux des fonds fédéraux et le logarithme des réserves non-empruntées ont été exploités alternativement) et la production industrielle. Plutôt que d'utiliser le PPI ou le RAC, Ferderer a privilégié les prix spot quotidiens sur le marché de Rotterdam de différents produits pétroliers couvrant la gamme des usages possibles du brut. A partir des cotations fournies par les publications Platt's, il a évalué des moyennes et des écart-types mensuels après les avoir corrigées de l'inflation en les divisant par l'indice des prix à la consommation. Contrairement à Hamilton (1983), il préfère une mesure réelle car, selon lui, c'est le prix réel qui intéresse les décideurs. Les tests préliminaires de stationnarité et de cointégration l'incitent à choisir un modèle exprimant les variables en différences premières, à l'exception de l'indice de volatilité qui est expliqué en niveau, et sans relation d'équilibre de

long terme. La longueur de la structure autorégressive a été fixée à 12 mois et les estimations ont été réalisées sur l'échantillon temporel allant de janvier 1970 à décembre 1990.

Les analyses de décomposition de la variance et de réponses impulsionnelles réalisées à partir de ces estimations montrent que chacune des variables a un impact significatif sur la croissance de la production industrielle. L'effet d'un choc sur la politique monétaire est cohérent avec la théorie économique, bien que marginalement significatif. Les variations et la volatilité des prix réels du pétrole exercent également une influence négative sur la croissance de la production. Il est intéressant de constater que l'impact des premières ne se fait sentir qu'au bout d'un an, ce qui corrobore les résultats d'autres études (Hamilton, 1983 ; Mork, 1989), tandis que les pertes provoquées par la seconde surviennent immédiatement et reparaisent onze mois plus tard. Les parts de variance expliquées à des horizons de 12 et 24 mois indiquent, elles aussi, que le pouvoir explicatif de chacune des variables est significatif. Les variations des prix du pétrole provoquent néanmoins des effets moins marqués que la politique monétaire ou la volatilité des cours. Les tests de significativité jointe réalisés sur les coefficients associés à ces trois variables dans l'équation expliquant la croissance de la production conduisent à des résultats plus ambigus et différents selon le choix de la mesure de politique monétaire : lorsque la croissance des réserves non-empruntées est exploitée, seule la volatilité présente un effet non nul pour un risque de 1 % ; en revanche, l'utilisation des variations du taux des fonds fédéraux conduit à considérer qu'aucune des trois variables n'apporte d'information pour un risque de 10 %. Une explication possible de cette contradiction est que les tests de restriction linéaire sont très sensibles aux corrélations entre les variables explicatives. Quand l'une des deux mesures de prix pétroliers est exclue du système, l'autre devient significative, ainsi que la variable monétaire. Ces différents traitements suggèrent donc que le pouvoir prédictif de la volatilité des cours est plus important que celui du niveau des prix et que les informations apportées par ces deux

variables sur l'évolution future de la production industrielle sont indépendantes l'une de l'autre et indépendantes de l'information contenue dans la mesure de politique monétaire.

Afin de vérifier si la réponse de la croissance économique aux fluctuations du prix du brut demeure asymétrique lorsque la volatilité des cours est introduite dans le système, Ferderer a estimé des modèles VAR à cinq variables en décomposant les variations du prix réel du panier de produits pétroliers selon leur signe. La multicollinéarité entre les régresseurs affaiblit encore le pouvoir des tests de significativité jointe. En revanche, la décomposition de la variance accorde à toutes les variables un impact significatif sur la production. Les parts expliquées par les fonds fédéraux et la volatilité sont à peu près équivalentes à celles calculées dans le cadre des modèles à quatre variables. Quant aux changements de prix, les variations positives apportent plus de deux fois plus d'information que les variations négatives pour un horizon de 24 mois. Cette asymétrie est encore confirmée par les analyses de réponse impulsionnelle, qui montrent un déclin significatif de la production à la suite d'une hausse brusque des cours et un recul marginal après une baisse.

L'observation des équations concernant les mesures monétaires présente un double intérêt : premièrement, cette analyse permet d'évaluer l'hypothèse selon laquelle les politiques anti-inflationnistes sont responsables des conséquences réelles des chocs pétroliers ; deuxièmement, elle fournit un moyen de vérifier si l'asymétrie de la réaction de la croissance résulte d'une réponse asymétrique de l'autorité monétaire aux fluctuations des cours des produits pétroliers. Les tests réalisés sur les modèles à quatre et cinq variables montrent que la politique monétaire est affectée par les changements de prix mais que les hausses ont un impact plus marqué. Il est par ailleurs particulièrement intéressant de noter que la variable pétrolière présentant la relation statistiquement la plus forte avec les fonds fédéraux est la volatilité. Les réponses impulsionnelles indiquent qu'une hausse des cours conduit à une réduction significative de la croissance des réserves non-empruntées le quatrième mois

suivant le choc et une augmentation persistante, bien que marginale, du taux des fonds fédéraux. Ces résultats prouvent que la politique de la Banque Centrale a été influencée par le niveau et la volatilité des cours des produits pétroliers entre 1970 et 1990 ; en particulier, les hausses des prix ont provoqué des contractions monétaires. La politique anti-inflationniste porte donc une part de responsabilité dans les épisodes de ralentissement de la croissance induits par les renchérissements du brut. Les tests d'exclusion vont jusqu'à suggérer que cette politique est seule responsable. Néanmoins, comme nous l'avons déjà mentionné, les fortes corrélations entre les variables incitent à relativiser la puissance de ces tests : lorsque la volatilité est exclue des modèles, les variations positives des prix redeviennent significatives. Les réponses impulsionnelles de la politique monétaire – quelle que soit la variable considérée - à un choc sur le niveau des prix présentent des allures similaires que le choc affecte les variations positives ou négatives : rien n'indique que la Banque Centrale réagissent de façon asymétrique à un changement de régime des marchés pétroliers et que la contraction monétaire en réponse à une hausse des cours soit plus marquée que ne l'est l'expansion à la suite d'une baisse.

En revanche, la volatilité est corrélée avec les mouvements des prix, positivement et fortement avec les augmentations, négativement et de façon moins significative avec les réductions. Les tests d'égalité entre les sommes des coefficients associés aux variations à la hausse et à la baisse conduisent à un rejet à 1 % de l'hypothèse nulle de symétrie dans un modèle réduit ne tenant pas compte de la politique monétaire et de la volatilité des cours ; la prise en considération des fonds fédéraux dans le système résulte en un rejet moins évident ; enfin, lorsque la volatilité est incluse également dans les équations, la statistique de rejet diminue encore et le risque passe à 5 %. Ces observations tendent à prouver que la politique monétaire n'est pas la clé permettant d'expliquer l'asymétrie des réactions de la croissance aux fluctuations des prix des produits pétroliers ; en revanche, les interprétations s'appuyant sur la

dispersion de la demande et de l'offre de travail ou sur l'incertitude et le report des investissements – qui font intervenir la variabilité des cours – fournissent une justification partielle à ce phénomène. Il semble néanmoins que certains mécanismes impliqués n'aient pas encore été identifiés.

3. L'AFFAIBLISSEMENT DE LA RELATION ENTRE PRIX DU BRUT ET CROISSANCE ECONOMIQUE

Il existe de nombreuses raisons de penser que la relation entre le prix du brut et l'activité économique puisse évoluer dans le temps. Avant 1973, les prix étaient soumis à un système de contrôle dans la plupart des pays et en particulier aux États-unis ; par ailleurs, ils étaient bas et stables. A partir du premier choc, ils se sont stabilisés à un niveau plus élevé et les organismes de régulation ont peu à peu disparu. Les transactions sur les marchés spot ont supplanté les contrats de long terme. Des marchés à terme sont apparus dans les années 80 tant pour le brut que pour certains produits pétroliers tandis que l'O.P.E.P. perdait provisoirement le contrôle des prix. Ces évolutions ont été accompagnées d'une hausse de la volatilité des cours. Compte tenu de tous ces bouleversements, il ne semble guère raisonnable de s'attendre à ce que le pétrole affecte l'économie avec la même force et par les mêmes mécanismes depuis trente ans.

En effet, alors que les échantillons temporels s'allongeaient, l'estimation des modèles présentés dans la section précédente conduisait à remettre en cause leurs conclusions initiales : la relation de causalité entre le prix du pétrole et l'activité économique s'affaiblissait et devenait non significative sur les périodes récentes.

Ce constat a conduit certains chercheurs à supposer que le prix du brut influençait la croissance de façon non linéaire, l'impact d'une hausse ne dépendant pas uniquement de son amplitude mais aussi de l'évolution récente des cours. Ils s'efforcent alors de construire une mesure de « choc pétrolier » incorporant ces informations.

Le rôle de la politique monétaire et l'influence du changement d'attitude de la Fed face à l'inflation au début des années 80 ont également suscité un regain d'intérêt. Un changement dans les réactions des Banques Centrales aux hausses de prix du brut pourrait expliquer une rupture structurelle dans la relation entre ces dernières et l'activité économique.

Enfin, une instabilité de court terme a également été envisagée. Il serait possible que l'impact d'un choc ne dépende pas uniquement de l'évolution récente du prix mais aussi de la phase du cycle conjoncturel dans laquelle il survient.

a- L'hypothèse de non linéarité et la recherche d'une mesure de « choc pétrolier »

Mark Hooker (1996a) s'est intéressé à l'affaiblissement apparent de la relation causale liant le brut à l'économie. Il est parti du constat que les tests statistiques réalisés sur des données trimestrielles postérieures à 1973 n'indiquent aucun lien de causalité – *au sens de Granger* – du prix du pétrole (mesuré en logarithme du niveau réel ou en différences premières des logarithmes des valeurs nominales) vers la plupart des indicateurs macroéconomiques, y compris le taux de chômage, le PIB réel, l'emploi et la production industrielle. De plus, l'utilisation de ces données dans des échantillons commençant peu après la seconde guerre mondiale conduit à une mesure de causalité nettement moins forte que celle identifiée par Hamilton (1983) sur la période précédant le premier choc. Hooker a estimé des modèles VAR inspirés de ceux d'Hamilton, de Burbidge et Harrison (1984) et de Mork (1989), auxquels il se réfère, afin d'analyser l'importance éventuelle d'une rupture structurelle dans les séries considérées et d'expliquer l'atténuation de la relation causale. Il se démarque néanmoins de ces auteurs, qui recourent en général à des structures autorégressives assez courtes, et considère douze retards. Ce cadre lui a permis de mettre en œuvre une batterie de tests. Premièrement, des tests de Chow ont indiqué nettement que l'équation exprimant le PIB présentait une rupture structurelle en 1973T3/T4 et que l'équation de l'emploi montrait également des signes d'instabilité à la même date (probabilités associées au rejet de l'hypothèse nulle de stabilité respectives : $< 0,001$ et $0,11$). Les tests de causalité réalisés ensuite corroborent les résultats d'Hamilton sur la période pré-O.P.E.P., la mesure du prix du brut contribuant significativement à améliorer la prévision du PIB et du taux de chômage. En

revanche, après 1973 et sur l'échantillon complet, son pouvoir prédictif se détériore et devient statistiquement nul.

Hooker a alors envisagé deux explications possibles : l'une suppose que le prix du pétrole est devenu endogène et l'autre envisage que les deux spécifications exploitées ne permettent pas de capter son influence qui s'exerce aussi, selon les théories de la réallocation sectorielle et de l'investissement irréversible, par des mécanismes non-linéaires et en particulier asymétriques. La première proposition a été évaluée en mesurant le pouvoir explicatif des variables des différents modèles utilisés sur les indices de prix du brut ; les tests conduisaient à accepter l'hypothèse d'absence de causalité. Par ailleurs, des analyses de décomposition de la variance et des analyses impulsionnelles ont également été effectuées dans la version préliminaire de cette publication. Les résultats de ces traitements, de la même façon, ne permettaient en rien d'accréditer l'hypothèse d'endogénéité du prix du brut. En ce qui concerne la deuxième hypothèse, Hooker a remplacé dans ses modèles les deux mesures du prix du brut utilisées précédemment par celles proposées par Davis (1986), Loungani (1986), Mork (1989) et Ferderer (1996). Les résultats des tests de causalité sont qualitativement similaires à ceux obtenus dans la première partie de l'étude. Toutes les transformations du prix du brut, à l'exception des variations négatives, causent fortement - au sens de Granger - le PIB et le taux de chômage jusqu'en 1973T3 et leur pouvoir explicatif n'est plus significatif après. Lorsque les tests sont réalisés sur l'échantillon entier, de 1948T1 à 1994T2, l'hypothèse d'absence de relation causale est acceptée pour toutes les spécifications. Ces résultats restent valables lorsque les modèles VAR sont estimés à nouveau avec des structures autorégressives plus ou moins longues ou d'autres jeux de variables. Seule la volatilité du prix apporte parfois une information significative sur le PIB sur le deuxième sous-échantillon. Par ailleurs, l'équation du PIB demeure instable et les tests de Chow indiquent encore une rupture en 1973T3/T4. Il semble donc que les spécifications du prix du pétrole avancées afin d'expliquer l'asymétrie de

l'impact d'un choc, si elles permettent de comprendre un ensemble de mécanismes qui interviennent, ne sont pas suffisantes pour rétablir une relation stable et forte entre le prix du brut et l'activité économique. Ce constat est troublant dans la mesure où, selon les théories sur lesquelles reposent ces spécifications, les mouvements plus amples des cotations depuis 1973 auraient dû résulter en *plus* de réallocation sectorielle et *plus* d'incertitude.

Hooker a alors effectué des simulations semblables à celles de Burbidge et Harrison (1984) pour évaluer l'influence du prix du pétrole sur l'emploi lors des trois chocs pétroliers. Il en ressort que l'impact du choc de 1973 sur l'économie a été fort tandis que celui de 1979 a joué un rôle significatif, mais insuffisant pour en capturer la dynamique, dans la récession de 1980-82 ; ce deuxième résultat s'oppose à la conclusion de Burbidge et Harrison, selon qui « *le prix du pétrole ne semble pas avoir été un facteur important dans le déclin des taux de croissance [...] aux États-unis, en Allemagne, au Royaume-Uni ou au Canada* » lors de la seconde crise pétrolière. Quant au contre-choc, le prix du brut n'apporte rien à la prévision de la trajectoire du chômage dans les années qui ont suivi.

L'idée selon laquelle l'impact macroéconomique des fluctuations du prix du brut ne dépend pas uniquement des caractéristiques propres à ces variations – amplitude et direction – mais aussi de l'évolution récente des marchés pétroliers, et en particulier de leur volatilité, remonte à la fin des années 80 (Davis, 1987 ; Hamilton, 1988) ; les premières études consacrées à ce sujet sont apparues quelques années plus tard.

Ainsi, l'intuition qui a motivé Lee, Ni et Ratti (1995) est qu'un changement du prix du pétrole aura un impact plus fort sur l'activité quand les marchés se trouvaient précédemment dans une période de stabilité que lorsque les cotations présentaient des mouvements fréquents et erratiques. Les agents auraient tendance, dans le second cas, à considérer cette évolution comme un ajustement en réponse aux fluctuations des mois précédents. Les auteurs ont donc

construit une variable de choc pétrolier qui reflète la composante non-anticipée des variations de prix. Elle peut être interprétée comme une mesure de la différence entre les développements observés et ceux auxquels nous pouvions nous attendre compte tenu du passé proche. Cette spécification tend à accroître l'importance des hausses de prix de 1952-53, de la crise de Suez, de 1969 et de 1979 par rapport à celles de 1973-74 et celles survenues depuis 1986. Lee, Ni et Ratti ont alors ajouté leur variable dans le modèle à sept variables d'Hamilton et de Mork, en plus des variations du prix réel du brut. Ces dernières ne passent pas les tests d'exclusion dans l'équation exprimant le taux de croissance réel du PNB tandis que les chocs normalisés sont hautement significatifs sur tous les échantillons considérés (1950T3–1986T1, 1950T3–1988T2 et 1950T3–1992T3). Une décomposition en parties positive et négative conduit à accepter l'hypothèse d'asymétrie, les coefficients associés aux baisses non-anticipées étant statistiquement nuls ; ceux caractérisant les hausses sont tous négatifs et stables lorsque l'échantillon est prolongé jusqu'en 1992 ou que d'autres variables sont insérées dans le modèle. Les analyses impulsionnelles mènent à des résultats consensuels que nous ne détaillerons pas. Bien que Lee, Ni et Ratti n'étudient pas les mécanismes de façon plus détaillée et ne présentent pas précisément les réactions de l'emploi à un choc, ils concluent que leurs résultats soutiennent les théories concernant la réallocation sectorielle des ressources et le report de l'investissement en présence d'incertitude.

Face à l'affaiblissement de la relation qu'il avait identifiée, Hamilton (1996) a également proposé une spécification asymétrique du prix du pétrole tenant compte de sa volatilité. Sa publication de 1988 insiste sur le fait que les hausses du prix du brut affectent l'économie principalement en contractant la consommation et l'investissement. Historiquement, les crises pétrolières ont été caractérisées par d'importantes préoccupations au sujet du prix et de la disponibilité de l'énergie. Ces inquiétudes } sont susceptibles d'avoir retardé les prises de décision concernant des investissements irréversibles. Si cette hypothèse est exacte, alors une

baisse des cours n'a aucune raison d'exercer une influence bénéfique sur l'économie. Ce type de considération avait inspiré l'analyse de Mork (1989) reposant sur des relations asymétriques. Néanmoins, la prolongation de la série de prix utilisée par ce dernier avec des données postérieures à son étude ne fournit pas de résultats satisfaisants et une simple observation graphique permet de comprendre pourquoi : le régime des prix a radicalement changé depuis 1986 ; les phénomènes de chute brusque des cours et surtout la variabilité continue d'un trimestre à l'autre représentent des faits nouveaux. En effet, la plupart des hausses depuis 1986 sont survenues immédiatement à la suite de baisses plus marquées. Hamilton considère donc plus approprié, si nous souhaitons évaluer à quel point une hausse du prix est surprenante pour les consommateurs et les entreprises, de comparer la valeur actuelle du pétrole à son évolution au cours de l'année précédente plutôt qu'à son niveau un trimestre auparavant. Il a donc calculé une variable représentant les hausses nettes du prix (NOPI : *Net Oil Price Increase*). Celle-ci est dérivée en comparant pour chaque trimestre t le prix du brut à la cotation la plus haute observée pendant les quatre derniers trimestres : si un nouveau maximum est atteint, la valeur du taux de croissance par rapport à l'ancien est assignée à la variable $NOPI_t$; sinon, la série est définie comme nulle à la date t . Cette mesure permet de prendre conscience que l'essentiel des hausses depuis 1986 n'étaient que des ajustements compensant des hausses antérieures. Il ressort également que le principal événement ayant provoqué une augmentation significative des cours a été l'invasion du Koweït par l'Irak en 1990. Cet épisode a été suivi par une récession aux États-unis, la crise économique précédente remontant au choc pétrolier associé au commencement de la guerre entre l'Iran et l'Irak en 1980. L'utilisation de la série NOPI dans le modèle exploité en 1983 permet de rétablir la relation de causalité entre le prix du pétrole et la croissance du PIB sur un échantillon allant de 1948 à 1994. Ce résultat a renforcé la conviction d'Hamilton que l'influence du prix du brut sur l'économie est restée forte et l'a incité à renouveler le pronostic

qu'il avait déjà émis en 1985 selon lequel, « à nouveau, dans les dix prochaines années, des agitations au Moyen-Orient vont provoquer d'importants problèmes d'approvisionnement mondial en pétrole. La crise occasionnera une récession aux États-unis ».

Ces propositions ont été étudiées par Hooker (1996b). Il est sensible aux arguments théoriques qui ont incité Hamilton (1996) à construire la variable NOPI. Néanmoins, il constate que cette spécification présente elle aussi quelques limites importantes. Avant tout, d'un point de vue empirique, les hausses nettes du prix du pétrole causent – *au sens de Granger* – un ensemble d'indicateurs macroéconomiques sur des échantillons allant de la seconde guerre mondiale au milieu des années 90, mais l'hypothèse d'absence de relation causale est acceptée sur les échantillons postérieurs à 1973. Les statistiques des tests obtenues sur les intervalles situés avant le premier choc conduisent à rejeter l'hypothèse nulle plus fortement que lorsque les variables évaluées dans la première publication (Hooker, 1996a) sont utilisées. La suggestion d'Hamilton semble donc bien adaptée à ces périodes ; cependant, la significativité des tests de causalité sur l'échantillon complet risque fort de provenir des données antérieures à 1986. Les réponses impulsionnelles d'Hamilton montrent d'ailleurs des effets plus marqués avant 1973 qu'après. D'autre part, sur le plan théorique, Hooker pense qu'une démonstration de la pertinence d'une spécification semblable à celle d'Hamilton – ou de Lee, Ni et Ratti (1995) – par rapport à d'autres candidates est nécessaire afin d'en rendre l'utilisation plus convaincante.

Dans une autre publication, Hooker (1997) s'est livré à une étude comparative approfondie des quatre principales spécifications de variables exprimant le prix du pétrole : les variations à la hausse de Mork, la volatilité de Ferderer, les « surprises sur le prix du brut normalisées » de Lee, Ni et Ratti et les augmentations nettes d'Hamilton. Dans un premier temps, des tests de stabilité ont été réalisés sur des modèles VAR faisant intervenir le prix du pétrole selon la

technique d'Andrews (1993). Les résultats obtenus avec la variable de Mork indiquent fortement une rupture dans l'équation du chômage et plus faiblement dans celle du PIB. En ce qui concerne la première, la représentation graphique de la probabilité associée à la statistique du test calculée pour chacune des dates de rupture possible montre que celle-ci se situe sous la barre des 5 % pour la période 1974-1987 et en dessous de la barre des 1 % pour n'importe quelle date entre 1975 et 1980. L'équation du taux de variation du produit semble plus stable, bien qu'en de nombreux points la probabilité associée au test soit inférieure à 10 %. Les valeurs des statistiques tombent rapidement après 1986, ce qui suggère que le contraste entre les données avant et après le contre-choc est responsable de la rupture. Les tests d'Andrews réalisés avec la mesure de Ferderer conduisent également à rejeter la stabilité des équations du PIB et du chômage pour un risque de 1 %. La représentation graphique montre qu'une rupture peut se trouver n'importe où entre 1975 et 1980. En revanche, aucune distinction n'est visible entre les données antérieures et postérieures à 1986. Lorsque la variable de Lee, Ni et Ratti est utilisée, l'équation de l'emploi est stable et les tests sur le PIB acceptent l'hypothèse de stabilité pour tous les points de rupture potentiels, à l'exception de la période 1972-74. Contrairement à la spécification de Mork, cette mesure n'indique aucun changement en 1986. Enfin, le recours à la variable d'Hamilton conduit à accepter la stabilité de l'équation du PIB et à refuser celle de l'équation du chômage, la date de rupture pouvant se situer entre 1975 et 1980. Ces traitements montrent que les trois spécifications faisant intervenir la variabilité des prix du pétrole permettent de résoudre le problème de l'instabilité liée au contre-choc dans les relations entre le brut et l'activité macroéconomique, toutes les ruptures possibles se situant dans les années 70. Ces re-spécifications apportent donc un éclairage nouveau sur la relation entre le prix du pétrole et l'activité économique ; elles ne sont néanmoins pas suffisantes pour construire des modèles stables sur des échantillons remontant jusqu'aux années 60.

Dans un deuxième temps, Hooker a réalisé des tests de causalité sur des sous-échantillons de taille fixe dont l'origine glissait le long de l'échantillon complet. Les deux premières transformations candidates, celle de Mork et celle de Ferderer, ne causent ni le produit ni le chômage dans presque tous les échantillons. Ce résultat semble en opposition par rapport à ceux exposés dans Hooker (1996) où ces deux variables étaient fortement significatives sur la période 1948-73 ; la divergence des conclusions est sans doute due au fait que les échantillons exploités ici présentent tous des épisodes de baisse de prix dans les années 80 et la plupart contiennent également des données volatiles postérieures à 1986. Les deux autres transformations conduisent à des résultats plus encourageants, mais elles ne permettent cependant pas d'établir une relation causale entre le brut et le PIB. Néanmoins, la variable de Lee, Ni et Ratti cause le chômage dans la plupart des échantillons - et plus fortement lorsque des données des années 90 sont incluses - ainsi que celle d'Hamilton, pour laquelle la probabilité associée au test de Granger se situe souvent en dessous de 10 %. Les traitements réalisés portent donc à penser que ces quatre spécifications ne parviennent pas à exprimer les relations qui lient réellement les mouvements de prix du pétrole à l'activité macroéconomique dans les années 80 et 90. Les deux dernières propositions permettent d'obtenir quelque succès dans la prévision du taux de chômage, mais ni l'une ni l'autre n'explique de façon robuste le PIB.

Tous ces résultats ont été obtenus dans le cadre de modèles VAR à cinq variables incluant le taux des Fonds Fédéraux. Hooker s'est alors intéressé aux conséquences induites par l'omission de cette dernière. Une telle démarche est inspirée et motivée par deux considérations : la première est le constat de Sims (1980b) selon lequel les taux d'intérêt à court terme affectent de façon significative les tests de causalité de la monnaie vers le PIB, ce qui suggère qu'ils pourraient également exercer une influence sur d'autres tests du même type ; la deuxième est que plusieurs chercheurs ont obtenu des résultats robustes avec des

modèles ne contenant pas de taux d'intérêt de court terme. Les propriétés de stabilité des équations ne semblent pas modifiées dans les modèles à quatre variables. En revanche, les régressions glissantes produisent des résultats très différents : les statistiques associées aux tests de causalité des quatre transformations du prix du brut vers le PIB ou le chômage sont beaucoup plus fortes que lorsque les taux d'intérêt sont pris en considération, ce qui conduit à des probabilités environ deux fois plus petites que précédemment dans tous les cas. Ceci n'est pas suffisant pour stabiliser les relations exploitant les deux premières spécifications : les performances de la variable de Mork sont satisfaisantes jusqu'en 1987 mais se détériorent rapidement par la suite ; la mesure de volatilité de Ferderer se comporte globalement de la même manière, un peu moins satisfaisante dans les années 80 et légèrement plus dans les années 90. En revanche, les deux dernières transformations produisent des résultats notablement meilleurs : celle de Lee, Ni et Ratti cause le chômage à un niveau inférieur à 10 % sur tous les échantillons et le PIB sur ceux s'achevant après 1991 (les probabilités sont comprises entre 0,10 et 0,20 avant) tandis que celle d'Hamilton cause le chômage et le PIB à 5 % sur presque tous les échantillons. Il ressort de ces analyses que l'affaiblissement de la relation entre le prix du brut et l'économie depuis 1986 s'explique par l'utilisation d'une forme fonctionnelle incorrecte *et* par les interactions entre les marchés pétroliers et monétaires. Parmi les différentes spécifications avancées pour résoudre le premier de ces problèmes, celle d'Hamilton semble être la plus satisfaisante.

Hooker a alors étudié les liens entre les hausses nettes du prix et le taux des Fonds Fédéraux. Son idée était que ces deux variables pouvaient évoluer parallèlement, ce qui expliquerait l'affaiblissement de la significativité de l'une en présence de l'autre. En effet, les taux d'intérêt de court terme ne causent pas, eux non plus, le PIB lorsque la transformation d'Hamilton est incluse dans le modèle. Ferderer (1996) affirmait que les chocs pétroliers affectent l'activité directement et indirectement, par le biais de contractions monétaires, entre 1970 et 1990.

Hooker a confirmé cette hypothèse en reprenant les tests de causalité glissant avec comme variable d'intérêt le taux fédéral : celui-ci est causé par la mesure de prix sur presque tous les échantillons s'achevant avant 1992. Il semble donc que l'atténuation apparente de la relation entre le cours du brut et la croissance économique observée depuis 1973 est due au fait que, à partir de cette date, la Banque Centrale a répondu aux mouvements des prix du pétrole et leurs effets ont été masqués par la politique monétaire. Quelque chose semble cependant avoir changé depuis 1992 et Hooker soupçonne que la variable d'Hamilton corresponde, elle aussi, à une mauvaise spécification dont les défauts sont visibles uniquement sur la fin de l'échantillon. Il est en effet gêné par le parti pris de ne pas prendre en considération les baisses de prix. La justification théorique de ce choix est que les effets favorables et défavorables se compensent. Pourtant, un tel phénomène ne paraît guère vraisemblable lors d'épisodes de diminution des coûts d'amplitude et de permanence diverses, plus ou moins prévisibles, dans des économies aux compositions sectorielles différentes, à la dépendance énergétique variée, etc.

Les années 90 ont connu plusieurs périodes d'importantes baisses des cours, dont certaines semblaient corrélées avec des hausses du PIB. Ainsi, les prix ont été presque divisés par deux au début de 1991 et ils sont restés bas tout au long de l'année ; la croissance du PIB américain s'élevait à 3,5 % en 1992. De nouveau, les cours sont tombés vers le milieu de 1993 et au début de 1994 ; cette même année, la croissance était supérieure à la moyenne. Par ailleurs, les arguments avancés par Mork (1994) et Ferderer (1996), entre autres, niant les effets bénéfiques de l'effondrement des cotations lors du contre-choc sont à nuancer. Effectivement, la croissance économique en 1986 n'a pas présenté de signe d'expansion particulièrement forte, mais ce raisonnement oublie le décalage de quatre à huit trimestres observé historiquement entre les mouvements du prix du pétrole et la réponse maximale du PIB ou de

l'emploi ; pendant le deuxième semestre de 1987, la croissance réelle a été forte, l'utilisation des capacités s'est située à un niveau élevé et le chômage a diminué notablement.

De plus, comme le fait remarquer Huntington (1998), la chute du prix du pétrole en 1986 a été accompagnée, de façon indépendante, par une forte dévaluation du Dollar. Cette dernière a exercé une influence préjudiciable sur la balance commerciale américaine qui a compensé les effets bénéfiques de la réduction du prix du brut importé. En effet, durant les principaux chocs précédents, le renchérissement du baril avait entraîné des hausses des valeurs des exportations et des importations non pétrolières du même ordre de grandeur, dont les effets se neutralisaient. En 1986, en revanche, la dévaluation du Dollar a provoqué une baisse de la valeur des exportations et une hausse de la valeur des importations ; la chute du cours du brut n'a donc pas profité au commerce international américain. De plus, l'évolution du prix des importations non pétrolières explique pourquoi les prix à la consommation n'ont pas suivi la trajectoire du prix du pétrole importé après 1986.

Les conclusions empiriques de la publication de Hooker (1997) supportent les spécifications asymétriques et incorporant la volatilité des cours - en particulier celle proposée par Hamilton (1996a) - mais elles incitent également à se préoccuper des effets des baisses des prix. La disparition de la relation causale entre le brut et les Fonds Fédéraux depuis 1992 ainsi que les problèmes d'instabilité structurelle des équations suggèrent en effet que les transformations construites jusqu'alors ne permettent pas d'exprimer la vraie nature de la relation qui lie le pétrole à l'activité macroéconomique.

Dans une étude ultérieure, Hooker (1999) poursuit l'analyse et interprète l'instabilité des relations entre le prix du pétrole (et ses divers filtrages) et le produit (par produit, nous désignons le PIB ou le PNB) ou le taux de chômage comme la conséquence d'une influence indirecte, via les taux d'intérêt et l'inflation.

b - Les visions monétaristes : politique trop stricte, trop accommodante ou trop erratique ?

Certains économistes soutiennent que le déclin de l'activité qui survient historiquement à la suite d'une augmentation du prix du brut (Hamilton, 1983) est en fait dû à la politique monétaire restrictive que la Banque Centrale met généralement en œuvre au même moment. La publication de Romer et Romer (1989) est l'une des premières à soutenir cette thèse. Ils se situent dans la lignée de Friedman et Schwartz (1963), selon qui l'essentiel des fluctuations économiques est expliqué par des causes monétaires, et adoptent leur méthodologie « narrative ». Cette approche consiste à isoler par une analyse historique les épisodes de politique monétaire exogène et d'analyser leurs effets sur l'activité économique. La conclusion de Romer et Romer est que six des récessions américaines comprises entre 1947 et 1987 ont été causées par des politiques monétaires restrictives. Néanmoins, Hoover et Perez (1994a, b) ont répliqué que leur démarche ne permet pas de distinguer les chocs monétaires des chocs sur l'offre et qu'une hausse des prix du pétrole peut provoquer les mêmes effets. Bien qu'il considère que les changements dans la conduite de la politique monétaire ont des conséquences réelles, McCallum (2002) juge lui aussi l'étude de Romer et Romer non satisfaisante car il lui semble évident que leur variable muette n'est pas exogène mais résulte des conditions macroéconomiques prévalant alors. Dotsey et Reid (1992) ont étudié l'hypothèse de Romer et Romer plus en détail à l'aide de données trimestrielles américaines concernant la période 1954T1-1991T3. Ils ont mis en évidence des réactions asymétriques du produit et de l'emploi aux chocs pétroliers et des effets non significatifs des chocs monétaires. En approfondissant l'analyse à l'aide de traitements de décomposition de la variance et de réponse impulsionnelle, ils sont parvenus au résultat que les hausses des cours du brut expliquent entre cinq et six pour cent de la variance du PNB, que la part expliquée par le taux des fonds fédéraux est à peu près identique et que le différentiel de taux d'intérêt compte pour environ huit pour cent ; la réponse cumulée du PNB à une augmentation de 1 % du prix du

pétrole est maximale au bout de sept trimestres avec une valeur de -0,094 %, ce qui correspondrait à des pertes de PNB de 4,23 % à la suite de l'alourdissement du coût de 45 % provoqué par l'embargo de 1973 (taux de variation de la mesure de prix réel de Mork, 1989, en 1974T1). Globalement, Dotsey et Reid considèrent que « *à la fois les politiques monétaires tendues et les hausses des cours du pétrole sont associées statistiquement à des déclin de l'activité économique* ».

Ces travaux utilisaient comme indicateur de la politique monétaire des variables financières telles que les taux des fonds fédéraux ou d'autres taux d'intérêt. Cette approche ne permet pas de prendre en compte la possibilité – pourtant réaliste – que la Banque Centrale fasse intervenir dans sa fonction de réaction (l'ensemble de règles qui l'aide à prendre ses décisions concernant l'offre de monnaie) les fluctuations du prix du pétrole et ne permet pas de distinguer dans les mouvements des variables financières la composante endogène, qui correspond à une réponse à un choc sur une variable macroéconomique, de la composante exogène, qui exprime le choix de politique monétaire. Pourtant, la distinction entre ce qui est anticipé et ce qui est imprévu ainsi que celle entre ce qui est systématique et ce qui ne l'est pas a pris une place importante dans la littérature concernant la politique monétaire dans les deux dernières décennies. Les arguments avancés par Robert Lucas (Lucas, 1976), Thomas Sargent et Neil Wallace (Sargent et Wallace, 1974, 1978), en particulier, tendent à prouver que les seules actions de politique monétaire qui exercent des effets réels sont celles qui sont non-anticipées. Cette proposition repose sur différentes hypothèses, par exemple la concurrence parfaite et la totale flexibilité des salaires et des prix - ces conditions étant rarement satisfaites en pratique. De plus, en raison de l'hypothèse des anticipations rationnelles couramment acceptée, toute évolution de la politique monétaire qui présente un aspect systématique est considérée comme anticipée et donc, en se plaçant dans cette ligne de pensée, sans conséquence réelle.

Bernanke, Gertler et Watson (1997) se sont intéressés à ce problème et ont tenté de prouver que la réaction systématique de l'autorité monétaire à des chocs exogènes exerçait une influence réelle sur l'activité. Ils ont simulé dans ce but la réponse de l'économie américaine à un choc pétrolier selon que le taux des fonds fédéraux est maintenu constant – ce qui correspond, d'après eux, à une politique monétaire neutre – ou que la politique monétaire est libre de réagir de façon endogène à l'évolution des indicateurs. Le résultat de leur étude est que dans le deuxième cas, la hausse des cours du pétrole conduit à une augmentation du taux des fonds fédéraux et un déclin du PIB réel tandis que la croissance du PIB réel aurait été positive si la politique monétaire avait été neutre selon leur définition. Ils ont essayé par la suite d'identifier lors de chocs pétroliers (1973, 1979-80 et 1990) les effets macroéconomiques attribuables spécifiquement à la hausse des cours du brut et de déterminer ce qui serait arrivé si l'autorité monétaire n'avait pas réagi face à l'augmentation de l'inflation. De ces traitements, ils tirent la conclusion que l'essentiel des pertes de PIB lors des récessions qui ont suivi ces trois épisodes aurait été évité si la Banque Centrale avait laissé le taux des fonds fédéraux inchangé et que les déclins de l'activité économique observés ont été causés par sa réponse systématique.

Parue dans les *Brookings Papers on Economic Activity*, cette publication (Bernanke, Gertler et Watson, 1997) était accompagnée d'un résumé de la discussion qui a suivi sa présentation. Christopher Sims a reproché à la démarche de Bernanke, Gertler et Watson sa vulnérabilité par rapport à la critique de Lucas ; il a néanmoins mitigé son jugement dans la conclusion de son compte-rendu : « ...malgré le ton sceptique de mes commentaires, je considère cet article comme un témoignage utile que, globalement, les conséquences de changements systématiques de la politique monétaire sont importantes. Il est plutôt improbable que la politique monétaire puisse parvenir à éliminer les effets sur le produit des chocs pétroliers, malgré les apparentes preuves du contraire que fournissent les auteurs. Cette forte

conclusion repose sur leur recours à une politique intenable en tant qu'alternative contrefactuelle ». L'autre commentaire, de Benjamin Friedman, vante les mérites, malgré quelques réserves, de la méthodologie adoptée par Bernanke, Gertler et Watson qui permet de mettre en évidence les effets quantitatifs significatifs d'une politique monétaire systématique.

Cette publication a par ailleurs suscité un intérêt important et de nombreuses voix se sont élevées pour en critiquer les conclusions. Ainsi, Brown et Yücel (1999) contestent la définition de la neutralité de la politique monétaire qu'utilisent Bernanke, Gertler et Watson. Maintenir le taux des fonds fédéraux constant et permettre à l'inflation de s'élever correspond selon eux - et selon la classification de Gordon - à une politique monétaire accommodante. En revanche, les analyses impulsionnelles qu'ils ont réalisées à partir d'une modélisation VAR inspirée de celle des trois auteurs indiquent, lorsque l'évolution des taux d'intérêt n'est pas contrainte, que la diminution du PIB réel et l'augmentation du déflateur sont d'amplitudes similaires ; le PIB nominal reste donc constant, ce qui satisfait leur définition de politique monétaire neutre.

Plus récemment, Hamilton et Herrera (2001) ont également rejeté les conclusions de Bernanke, Gertler et Watson en les attaquant sur deux points. Premièrement, ils estiment irréalisable la politique monétaire que ceux-ci préconisent. En effet, la Banque Centrale devrait maintenir ses taux en dessous du niveau anticipé par les agents en se référant au comportement passé pendant trente-six mois d'affilée ; il leur semble impossible que les marchés sous-estiment pendant trois ans la valeur prochaine du taux. D'après la théorie des anticipations rationnelles, les erreurs de prévision devraient être d'espérance nulle ; la probabilité de cet événement est alors de l'ordre de un sur cent milliards. Deuxièmement, ils critiquent la spécification de la structure autorégressive du modèle de Bernanke, Gertler et Watson. Ces derniers ont utilisé sept retards, en données mensuelles, dans leur VAR, ce qui va à l'encontre de presque toutes les études empiriques parues sur le sujet, selon lesquelles les

effets les plus importants d'une hausse du prix du pétrole surviennent le troisième et le quatrième trimestre après le choc. De plus, l'importance de facteurs saisonniers dans de nombreuses séries temporelles incite généralement à conserver douze retards dans les VAR mensuels. Le recours à d'autres tests statistiques privilégie ce choix d'une structure autorégressive plus longue. Hamilton et Herrera ont alors repris les traitements de Bernanke, Gertler et Watson en utilisant douze et seize décalages, en données mensuelles, dans leur modèle et sont parvenus à des conclusions radicalement différentes : en effet, même lorsque le taux des fonds fédéraux est maintenu constant, ils estiment qu'une hausse brutale du prix du pétrole conduit à une réduction assez importante de la production, ce qui implique que la politique monétaire alternative ne peut mitiger que dans une très faible mesure les conséquences réelles préjudiciables d'un choc pétrolier.

Hooker (1999b) a étudié l'influence des mouvements de prix du brut sur l'inflation. Pour cela, il a estimé des courbes de Phillips exprimant l'indice des prix à la consommation des biens non-alimentaires et non-énergétiques et ce même indice avec tous les biens inclus. Dans le premier cas, les variations du prix du pétrole entrent dans le modèle retardées de une et deux périodes tandis que leur valeur contemporaine intervient dans le second cas. Ceci est cohérent avec le fait que l'énergie soit exclue du calcul de la première mesure d'inflation alors que sa part dans l'indice des prix à la consommation est d'environ sept pour cent, ce qui justifie un impact instantané. Cependant, la procédure d'Andrews (1993) permettant d'identifier une rupture structurelle à une date inconnue indique que l'équation du taux d'inflation hors produits alimentaires et énergétiques est instable et que le changement de régime survient en 1980T2/T3. Hooker a alors estimé à nouveau son modèle en y ajoutant un terme d'interaction entre les variations de prix du brut et une variable muette valant un à partir de 1980T3 et nulle avant. L'ajustement en est considérablement amélioré, le R^2 ajusté passant de 0,79 à 0,85, et la significativité des coefficients associés au prix du pétrole est accrue. Les coefficients des

termes d'interaction sont également fortement significatifs et l'hypothèse nulle que la somme de ces derniers et des coefficients des variations de prix est nulle n'est pas rejetée. L'interprétation économique de ce phénomène est que les hausses des cours du brut se répercutaient dans l'inflation sous-jacente avant 1980 mais que leur impact est devenu négligeable depuis. En revanche, les résultats concernant l'indice global des prix à la consommation sont très différents : en effet, l'hypothèse de stabilité ne peut être rejetée et rien n'indique que l'influence des fluctuations du pétrole ait décru depuis 1980. Les traitements réalisés en vue de vérifier que ces conclusions restent valables lorsque d'autres variables sont retenues afin de mesurer l'activité économique, le prix du pétrole ou le taux d'inflation ne permettent pas de douter de la robustesse des résultats, qui ne semblent pas plus sensibles au choix de l'échantillon d'estimation. Hooker a alors recouru aux variables pétrolières proposées par Mork (1989), Lee et al. (1995) et Hamilton (1996). L'utilisation de ces spécifications non-linéaires détériore l'ajustement du modèle.

L'évolution de la politique monétaire représente une explication possible au fait que les fluctuations des cours du brut n'affectent plus l'inflation sous-jacente. Il est en effet généralement admis que la Banque Centrale est devenue significativement moins accommodante face à un choc pétrolier à partir de 1980. Par exemple, la littérature concernant la « règle de Taylor » (Taylor, 1993, 1998), qui modélise le taux des fonds fédéraux en fonction des écarts du produit et de l'inflation par rapport à leurs tendances et aux niveaux visés, estime que les coefficients associés aux chocs inflationnistes impliquent une réponse beaucoup plus agressive après 1980 qu'avant. Mais ce changement dans le comportement de l'autorité monétaire devrait impliquer des effets nominaux moins marqués et des conséquences réelles plus importantes à la suite d'une hausse des prix du pétrole, ce que réfutent les travaux récents sur le sujet (Hooker, 1997). L'analyse de la réponse variable de la

Banque Centrale à un choc inflationniste permet donc de mieux comprendre l'instabilité de la relation entre le prix du brut et la croissance, mais elle ne suffit pas à l'expliquer.

D'après ces études, la réponse de la politique monétaire ne serait donc pas responsable des récessions qui ont suivi les hausses brutales des cours du brut et il semble que sa capacité à en limiter les effets soit limitée. En revanche, une orientation inadaptée peut causer une amplification des pertes. En particulier, lorsque la montée des prix du brut atténue la croissance du PIB, une politique trop restrictive contribuera à freiner la croissance du PIB nominal. Par conséquent, si la hausse de l'inflation ne suffit pas à réduire les salaires réels dans des proportions comparables à la diminution de la productivité, le chômage augmentera, la consommation globale se contractera et le ralentissement du PIB sera encore aggravé par rapport à l'impact initial du choc sur l'offre. Des effets similaires peuvent découler de l'obstination de l'autorité monétaire à maintenir les taux d'intérêt trop élevés alors que l'épargne augmente et que l'investissement ne parvient pas à croître suffisamment pour compenser le recul des dépenses de consommation.

Une autre interprétation monétariste considère au contraire que ce sont des politiques monétaires trop accommodantes qui sont responsables des mauvaises performances des années 70. Dès 1968, Milton Friedman a mis en garde contre les effets des politiques gouvernementales interventionnistes d'inspiration keynésienne et particulièrement contre les tentatives d'arbitrage entre chômage et inflation. La montée de celle-ci dans les années 60 aux États-unis et dans le reste du monde découle en effet de la confiance qu'accordaient les dirigeants, les Banques Centrales et les économistes en général à la Courbe de Phillips (initiale) et de la volonté des autorités de maintenir artificiellement l'économie dans une situation de « plein-emploi » en relançant la demande par un accroissement de la masse monétaire. Les statistiques disponibles alors montraient qu'une diminution du taux de chômage était possible à condition de tolérer une hausse des prix.

Néanmoins, durant la première moitié du siècle, le taux d'inflation avait été proche de zéro en moyenne ; or, depuis 1960, il était constamment positif. La critique de Friedman reposait sur l'hypothèse qu'il n'existait pas – ou pas longtemps – d'illusion monétaire et que les agents allaient rapidement adapter leurs anticipations au nouveau contexte, ce qui provoquerait un déplacement de la Courbe de Phillips.

L'asymétrie des réactions mise en évidence par la chute des cours et l'affaiblissement de la relation observé entre les fluctuations du cours du baril et la croissance économique incitent à s'intéresser à cette interprétation.

Plus récemment, Barsky et Kilian (2001) ont avancé une interprétation monétariste des origines de la stagflation reposant sur l'instabilité de la politique de la Fed, l'évolution des liquidités au niveau mondial qui en a découlé et l'ajustement lent des agents au nouvel environnement monétaire. En effet, dans les années 60, les taux d'inflation étaient positifs, certes, mais avant tout relativement stables et bas. Alors que la société américaine était confrontée à une expansion monétaire très marquée au début des années 70, les anticipations concernant le niveau futur des prix se sont vraisemblablement adaptées progressivement. Cette hypothèse est d'autant plus probable que la disparition graduelle du système de Bretton Woods a modifié les règles du jeu financier international. Barsky et Kilian ont donc proposé un modèle simple constitué de trois équations. La première exprime la formation des prix en considérant deux groupes d'agents : les acteurs qualifiés « d'endormis », qui n'ont pas pris conscience du changement de politique monétaire, et les « éveillés » ; la deuxième est une équation classique de demande de monnaie ; la troisième caractérise le comportement de la Fed en exprimant l'accélération de l'offre de monnaie. Le modèle est calibré afin de s'ajuster

le mieux possible au cycle d'affaire de 1971 à 1975. Lorsque la troisième équation est stimulée afin d'observer les conséquences d'une augmentation ponctuelle de la masse monétaire de 4 % par an, l'écart de PIB et le taux d'inflation croissent ensemble dans un premier temps, mais le premier atteint son maximum au bout de deux ans tandis que le second augmente pendant trois ans. Entre ces deux pics, l'économie est en situation de stagflation. Ce modèle sommaire semble donc prouver qu'une expansion monétaire soutenue peut provoquer à elle seule un ralentissement de la croissance et une hausse du niveau des prix en l'absence de choc pétrolier si les agents s'adaptent lentement au nouveau contexte.

c - L'interprétation conjoncturelle : les modèles à changement de régime

La plupart des analyses cherchant à évaluer l'influence du prix du pétrole sur les cycles d'activité reposent, quelle que soit la mesure de « choc pétrolier » utilisée, sur des modèles linéaires. Il existe cependant de nombreux signes de non linéarité dans la dynamique des fluctuations économiques.

Hamilton (1989 ou 1994, chap. 22) a proposé un modèle alternatif caractérisé par l'existence de deux états dans lesquels peut se trouver l'économie et décrits par un processus markovien de changement de régime. A chaque état correspond un taux de croissance moyen du PNB. Aucun a priori n'est imposé sur les occurrences de chaque état ; c'est au contraire la procédure d'estimation qui détermine à chaque date la probabilité que l'économie soit dans le régime 0 ou 1.

L'application de ce modèle au PNB américain par Hamilton (1989) a conduit à l'identification de deux régimes correspondant aux périodes d'expansion et de récession datées par le N.B.E.R. (*National Bureau of Economic Research*), ce qui tend à confirmer que ces épisodes représentent des phénomènes de natures différentes.

Raymond et Rich (1997) ont exploité ce modèle afin d'analyser plus particulièrement l'influence du prix du pétrole sur les cycles économiques américains. Leur étude considère les chocs pétroliers (la mesure de prix utilisée est la variable NOPI calculée sur un an) comme un facteur additionnel agissant, dans chaque phase, sur le taux de croissance moyen du PIB. Ils ont de plus permis aux probabilités de transition d'un état à l'autre de dépendre des évolutions du prix du brut.

Plusieurs modèles ont été estimés afin d'évaluer différentes hypothèses. Un modèle univarié (sans le prix du pétrole) comparable à celui d'Hamilton sert de référence ; un modèle bivarié à probabilités de transition fixes, un modèle univarié à probabilités de transition dépendant des variations du prix du brut et la généralisation complète du modèle permettent de mener une analyse des mécanismes par lesquels les évolutions du cours du baril jouent sur les cycles. Chacune de ces extensions permet d'améliorer la log-vraisemblance par rapport au modèle de référence. Cependant, statistiquement, les deux derniers sont rejetés en faveur du modèle bivarié à probabilités de transition constantes.

Comme dans l'analyse d'Hamilton (1989), les régimes 0 et 1 ont été identifiés respectivement avec les phases d'expansion et de contraction. La prise en compte des chocs pétroliers a permis de réduire l'écart entre le taux de croissance moyen du régime 0 (« expansion ») et celui du régime 1 (« contraction »), principalement en accroissant le second. De plus, l'observation de la série chronologique représentant, à chaque date, la probabilité inférée de se trouver dans l'état 1 est également instructive. Les statistiques obtenues à partir du modèle de référence conduisaient à des probabilités proches de 1 pour chacune des périodes de récession identifiées par le N.B.E.R. (et seulement pour elles). Les résultats dérivant du modèle bivarié diffèrent uniquement à trois occasions : 1973-75, 1980 et, de façon plus ambiguë, 1990-91 ; le modèle n'associe plus ces épisodes à une rupture dans le taux de croissance et un mouvement du PIB dans l'état 1. Un dernier test permet à Raymond et Rich de constater que l'influence

des chocs pétroliers s'exerce principalement sur le taux de croissance moyen caractérisant les périodes de récession, et non sur les probabilités de transition estimées.

En définitive, cette analyse conduit à un tableau mitigé. Les hausses nettes du prix du brut présentent une corrélation négative et statistiquement significative avec le taux de croissance du PIB américain. Cependant, l'importance des chocs pétroliers sur les cycles économiques semble être limitée : bien que leur prise en compte ait permis de réduire l'écart entre les taux de croissance moyens associés à chaque état, celui-ci reste important ; de plus, à l'exception des récessions de 1973-75 et 1980 (et, de façon plus ambiguë, 1990-91), les hausses nettes du prix du brut ne permettent pas d'expliquer la baisse du taux de croissance du PIB lors des autres épisodes de récession. Le modèle bivarié conduit à une modeste réduction de la variance des innovations (8,6 %). Il semblerait donc que, exception faite des trois récessions citées, le comportement du PIB lors des épisodes de faible croissance (régime 1) reflète principalement l'influence de facteurs autres que les hausses du prix du brut.

Partie II : Prix de pétrole et fluctuations agrégées

INTRODUCTION

Le prix du pétrole –et plus généralement le prix de l'énergie- focalise l'attention de l'ensemble des agents économiques qui craignent une dégradation majeure des indicateurs économiques avec la flambée actuelle des cours du brut. Une question légitime se pose alors : quelles sont les conséquences pour l'économie (PIB, consommation, investissement, emploi ...) d'une hausse importante des prix de l'énergie ? L'inquiétude manifestée par les différents agents économiques face à la situation récente laisse supposer que la réponse générale à cette interrogation est évidente. C'est pourquoi nous cherchons ici de caractériser les évolutions de différentes variables macroéconomiques en basant notre analyse sur un modèle dynamique et stochastique d'équilibre général.

Atkeson et Kehoe (1999) confrontent deux modèles d'équilibre général avec choc pétrolier : un modèle dans la lignée de Pindyck et Rotemberg (1983) et un modèle de type « putty-clay ». Dans le premier modèle, la substitution porte sur l'ensemble du stock de capital, tandis que dans le second elle porte uniquement sur la nouvelle génération de biens d'investissement installée. Ces deux modèles reproduisent l'inélasticité dans les séries temporelles et l'élasticité dans les séries croisées observées dans les données de la

consommation d'énergie par rapport au prix de l'énergie. Cependant, ces modèles donnent deux conclusions différentes lors de l'étude des conséquences d'un prix de l'énergie durablement élevé pour les niveaux de capital et d'output. Ainsi, Atkeson et Kehoe (1999) concluent leur étude en indiquant que le modèle « putty-clay » représente mieux les réactions observées dans l'économie (par rapport aux niveaux de capital et de l'output) lorsque le prix de l'énergie est élevé de manière persistante. En effet, lorsque le niveau du prix de l'énergie reste élevé le modèle putty-putty prédit un niveau de capital et d'output dramatiquement bas, ce qui est contraire aux études empiriques.

L'article de Kim et Loungani (1992) est une première tentative d'introduction de l'énergie comme facteur de production et du prix de l'énergie comme processus stochastique exogène dans les modèles de cycles réels. Leur idée était de faire baisser la dépendance des modèles de cycles réels aux chocs technologiques inobservables en retirant le choc sur le prix de l'énergie des chocs technologiques. En effet, plusieurs économistes dont Mc Callum (1989) émettaient des doutes quant à l'importance accordée aux résidus de Solow (chocs technologiques inobservables) et considéraient que l'importance des changements technologiques était largement surestimée. Kim et Loungani présentent trois modèles différents ainsi que leurs résultats. Les principales différences entre les trois modèles sont : l'introduction ou non du prix de l'énergie comme processus stochastique exogène ; un processus stochastique exogène pour les chocs technologiques ; l'abstraction complète des chocs technologiques. Leurs principales conclusions sont que l'introduction de l'énergie comme input de production et du prix de l'énergie comme processus stochastique exogène dans les modèles de cycles réels permet de réduire la dépendance des modèles de cycles réels aux chocs technologiques inobservables et d'augmenter le pouvoir explicatif des ces modèles pour la volatilité de l'output (de 80% à 90%). Cependant, la réduction de la dépendance des modèles aux chocs technologiques inobservables est moindre que celle escomptée. Leur

article confirme l'importance qui doit être accordée aux chocs sur le prix de l'énergie, mais ceci ne représente qu'une première étape de la modélisation du prix de l'énergie dans les modèles de cycles réels.

Dans la lignée de ces travaux, nous développons un modèle stochastique d'équilibre général avec pour seul facteur exogène le prix relatif de l'énergie. Il nous a semblé intéressant d'étudier le pouvoir explicatif et prédictif de ce type de modèle pour étudier les effets macroéconomiques des chocs pétroliers. Le résultat principal obtenu dans notre étude est le pouvoir explicatif important qu'exercent les chocs du le prix du pétrole sur les fluctuations de l'économie. En effet, les grandes évolutions des agrégats macroéconomiques sont capturées par notre modèle dont le prix de l'énergie est le seul processus exogène.

Dans un premier temps nous présentons le modèle théorique et nous détaillons la méthode de résolution retenue. Ensuite, nous discutons l'étalonnage des paramètres afin de fournir une solution au modèle. Enfin, nous étudierons les propriétés cycliques du modèle afin de vérifier et de commenter les interprétations possibles de nos résultats.

1- LE MODELE THEORIQUE

A - DEFINITION DE L'ECONOMIE

Dans notre étude, nous considérons une économie composée d'un grand nombre de ménages et d'entreprises tous identiques et ayant une durée de vie infinie¹.

Les ménages et les firmes étant identiques, nous faisons l'hypothèse qu'il existe un agent représentatif pour chacune de ces catégories d'agents. Cette hypothèse est évidemment critiquable, le monde étant par nature hétérogène. Cependant, l'introduction explicite de l'hétérogénéité n'apporte pas une information essentielle pour le type de question que nous analyserons. Il n'y a, en effet, aucun enjeu de redistribution ou d'inégalité dans notre modèle, et seuls les comportements moyens importent. Nous adopterons donc l'hypothèse d'agent représentatif pour toute la suite de l'exposé.

Les ménages arbitrent à chaque période entre la consommation et le loisir. La dotation en temps du ménage est normalisée à 1. Ainsi, le ménage doit arbitrer entre travail et loisir sous la contrainte de dotation totale en temps :

$$l_t + h_t \leq 1$$

Les préférences instantanées du ménage représentatif sont donc modélisées à chaque période par la fonction d'utilité standard dans la littérature :

$$U(C, H) = \log(C) + A \log(1 - H) \quad (1)$$

Où H , C , A représentent respectivement le nombre d'heures travaillées par le ménage, la consommation et le paramètre de la fonction d'utilité.

¹ Cette hypothèse peut apparaître moins extrême si l'on pense à des dynasties d'agents plutôt qu'à des individus.

Les agents ayant une durée de vie infinie, ils valorisent consommation et loisir sur l'ensemble de leur cycle de vie, l'utilité intertemporelle est alors donnée par :

$$U_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, H_t)$$

Où β appartient à $(0,1)$ et représente le facteur d'escompte psychologique, c'est-à-dire la façon donc les agents pondèrent le futur. Ainsi, l'agent valorise la somme actualisée de ses gains. Nous faisons donc implicitement l'hypothèse que les préférences sont séparables temporellement.

La contrainte de ressources sur le marché des biens est de telle sorte que le total de ses dépenses ne peut pas excéder ce qui est produit dans l'économie Y_t . L'équilibre ressources-emplois de l'économie s'exprime comme suit :

$$C_t + I_t + p_t E_t \leq Y_t \quad (2)$$

Où I , p , E et Y désignent respectivement l'investissement, le prix de l'énergie, la consommation d'énergie et le produit de l'économie.

L'investissement est utilisé pour former du capital physique noté K . Ainsi, la loi d'accumulation du stock de capital est de la forme :

$$K_{t+1} = I_t + (1 - \delta)K_t \quad (3)$$

Où δ appartient à $(0,1)$ et représente le taux de dépréciation du capital. Il importe de noter que le stock de capital est une variable prédéterminée. En effet, le capital utilisé à la période t est celui qui a été décidé à la période précédente.

Cette équation nous conduit à une remarque sur la structure du marché des titres. Le ménage est autorisé à accumuler lui-même le capital pour le louer aux entreprises. Ainsi, on

simplifie considérablement le modèle dans la mesure où il n'est alors plus nécessaire de modéliser explicitement le marché des titres. La firme loue simplement le flux de services productif du capital. Ceci revient à faire acheter par la firme un bien particulier : le service du capital. Tout ce passe comme si les agents avaient en leur possession des titres les couvrant dans chaque état de la nature et dont le support serait le stock de capital. En ce sens, les marchés sont complets.

A chaque période, la firme représentative produit l'unique bien de l'économie qui peut être soit consommé soit accumulé. Cette production est assurée par l'utilisation d'une technologie décrite par la fonction de production de type Cobb Douglas² à rendements d'échelle constant :

$$Y_t = (\gamma^t H_t)^{\alpha_1} K_t^{\alpha_2} E_t^{1-\alpha_1-\alpha_2} \quad (4)$$

Où H, K et E, les trois inputs, représentent respectivement les heures travaillées, le capital et l'énergie. γ est le facteur de croissance de l'économie. Il incorpore la croissance de la population et le progrès technique associé au travail.

Dans le cas Cobb Douglas et en présence de concurrence pure et parfaite sur tous les marchés, α_1 représente la part relative du travail dans la production, α_2 la part relative du capital dans la production et ($\alpha_3=1-\alpha_1-\alpha_2$) la part relative de l'énergie dans la production.

p_t le prix relatif de l'énergie, exprimé en logarithme, est exogène et suit un processus AR(1)³ :

² Dans l'article de Kim et Loungani 1991, la fonction de production est de type CES ('Constant Elasticity of Substitution'). Cependant, dans une partie de leur article, Kim et Loungani retrouvent une fonction de production de type Cobb Douglas

³ Kim et Loungani utilisent un processus ARMA(1,1) dans leur article

$$\log p_t = \rho \log(p_{t-1}) + (1 - \rho) \log(\bar{p}) + \hat{\varepsilon}_t$$

Avec $|\rho| \leq 1$ pour des raisons de stationnarité du processus, \bar{p} est la moyenne du prix sur la période totale et $\hat{\varepsilon}_t$ -l'innovation- est un bruit blanc gaussien tel que $E(\hat{\varepsilon}_t) = 0$, $E(\hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t) = \sigma_\varepsilon^2$, $E(\hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t'}) = 0 \quad \forall t \neq t'$

En présence de marchés complets et de concurrence pure et parfaite sur tous les marchés, les deux théorèmes de l'économie du bien-être sont vérifiés. Ainsi, il existe un système de prix décentralisant l'optimum obtenu en résolvant le programme du planificateur :

$$\text{Max}_{\{C_t, H_t, E_t, K_{t+1}\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, H_t)$$

$$\text{s.c. } K_{t+1} \leq Y_t - p_t E_t - C_t + (1 - \delta) K_t$$

$$\text{et } \log p_t = \rho \log(p_{t-1}) + (1 - \rho) \log(\bar{p}) + \hat{\varepsilon}_t$$

B- LES CONDITIONS D'OPTIMALITE

Pour obtenir les conditions d'optimalité, nous utiliserons la méthode du Lagrangien (adoptée par Sargent 1987). Cette méthode est une extension dynamique de la méthode du Lagrangien.

Le Lagrangien L associé au problème du planificateur s'écrit :

$$L = E_t \left\{ \sum_{t=\tau}^{\infty} \beta^{\tau-t} \left\{ (\log C_\tau + A \log(1 - H_\tau)) - \Lambda_\tau [K_{\tau+1} - (1 - \delta)K_\tau - Y_\tau + C_\tau - p_\tau E_\tau] \right\} \right\}$$

Considérons maintenant deux termes consécutifs en t et $t+1$. Tout ce qui est daté de la période t est connu des agents et n'a donc plus à être anticipé (ces termes seront sortis de l'espérance). De plus K_{t+1} étant prédéterminé, il est également connu en t . Ainsi l'écriture de ces deux termes consécutifs est donnée par :

$$L_{t,t+1} = (\log C_t + A \log(1 - H_t)) - \Lambda_t [K_{t+1} - (1 - \delta)K_t - Y_t + C_t - p_t E_t] - E_t \{ \Lambda_{t+1} \beta [K_{t+2} - (1 - \delta)K_{t+1} - Y_{t+1} + C_{t+1} - p_{t+1} E_{t+1}] \}$$

Les conditions du premier ordre sont alors les suivantes :

$$\partial L_{t,t+1} / \partial E_t = 0 \Leftrightarrow p_t = (1 - \alpha_1 - \alpha_2) Y_t / E_t \quad (5)$$

$$\partial L_{t,t+1} / \partial C_t = 0 \Leftrightarrow \Lambda_t = 1 / C_t \quad (6)$$

$$\partial L_{t,t+1} / \partial H_t = 0 \Leftrightarrow \Lambda_t \alpha_1 Y_t / H_t = A / (1 - H_t) \Leftrightarrow \alpha_1 Y_t / (H_t C_t) = A / (1 - H_t) \quad (\text{d'après}$$

(5))(7)

$$\begin{aligned} \partial L_{t,t+1} / \partial K_{t+1} = 0 &\Leftrightarrow \Lambda_t = E_t [\Lambda_{t+1} \beta ((1 - \delta) + \alpha_2 Y_{t+1} / K_{t+1})] \\ \Leftrightarrow \frac{1}{C_t} = \beta E_t \left\{ \frac{1}{C_{t+1}} ((1 - \delta) + \alpha_2 \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}}) \right\} &\quad \text{d'après (6)} \quad (8) \end{aligned}$$

auxquelles il convient d'adjoindre la condition de transversalité :

$$\lim E_0 \Lambda_t K_{t+1} = 0 \quad (9)$$

et la loi d'accumulation du capital :

$$K_{t+1} = Y_t - C_t - p_t E_t + (1 - \delta) K_t = I_t + (1 - \delta) K_t \quad (10)$$

Ces différentes équations appellent les commentaires suivants. L'équation (5) égalise la productivité marginale de l'énergie à son coût marginal c'est-à-dire son prix. L'équation (6) fournit la demande de bien de consommation. Elle indique que l'utilité marginale de la

consommation doit être égale au prix implicite de la richesse. Cette interprétation peut être couplée avec celle de l'équation (10) qui nous indique que le seul fait de consommer aujourd'hui va réduire le capital demain. Cette baisse va impliquer une perte en termes de production et donc une perte en termes d'utilité future espérée. L'équation (10) résume à la fois la condition d'équilibre sur le marché des biens et la loi d'accumulation du capital. L'équation (8) est la condition d'Euler. Elle nous indique qu'une unité marginale de consommation aujourd'hui doit être égale à la productivité marginale du capital anticipée $\alpha_2 \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}}$ net de la dépréciation, multiplié par l'utilité marginale de la consommation demain, le tout ramené aujourd'hui en utilisant le facteur d'escompte β . En effet, si le membre de droite de l'équation était supérieur à l'utilité marginale de la consommation aujourd'hui alors l'agent aurait intérêt à réduire sa consommation aujourd'hui pour investir, car cela augmenterait son utilité intertemporelle. Le comportement sur le marché du travail est fourni par l'équation (7). Le ménage offre son travail jusqu'à ce que la rémunération en terme d'utilité qu'il retire de son travail compense la désutilité du travail. La condition de transversalité (9) indique qu'à l'infini, la valeur actualisée du capital physique en terme d'utilité marginale de la consommation est nulle. Cette condition fait partie des conditions d'optimalité. En effet, elle fournit une condition terminale à l'évolution de Λ_t et ce faisant sélectionne une trajectoire parmi une infinité : la trajectoire sans bulle.

C - RESOLUTION DU SYSTEME DYNAMIQUE A ANTICIPATIONS RATIONNELLES

Le système d'équations d'Euler sous anticipations rationnelles (équations 5 à 10) définissant l'équilibre de l'économie permet de déterminer l'ensemble des trajectoires suivies

par le produit, la consommation, l'investissement, l'énergie, le capital, les heures travaillées conditionnellement au processus stochastique du prix de l'énergie.

Néanmoins, une résolution analytique de ce système n'est pas possible. Il convient donc d'utiliser une méthode numérique. La méthode numérique que nous utiliserons ici est une approximation log-linéaire des conditions du premier ordre. La log-linéarisation des conditions d'optimalité se fait autour de l'état stationnaire déterministe du modèle.

Dans sa forme actuelle, le modèle n'admet pas d'état stationnaire, il faut déflater les variables de la croissance. Nous présenterons donc, dans un premier temps la stationnarisation des conditions d'optimalité. Ensuite, nous étudierons et définirons l'état stationnaire déterministe, avant d'explicitier la technique de log-linéarisation des conditions d'optimalité. Enfin, la méthode de résolution sera présentée.

- Stationnarisation du modèle

Stationnariser le modèle revient à déflater les variables du progrès technique et de la croissance de la population. Définissons donc des nouvelles variables y_t , c_t , h_t , e_t , i_t , k_t , λ_t telle que :

$$y_t = Y_t / \gamma^t$$

$$c_t = C_t / \gamma^t$$

$$e_t = E_t / \gamma^t$$

$$i_t = I_t / \gamma^t$$

$$k_t = K_t / \gamma^t$$

$$\lambda_t = \Lambda_t \gamma^t$$

$$h_t = H_t$$

La dernière équation relative aux heures travaillées explicite juste le fait que H_t est stationnaire. En réécrivant les équations d'Euler avec ses nouvelles variables, nous obtenons le nouveau système :

$$1/c_t = (\beta/\gamma)E_t\{(1-\delta + \alpha_2 y_{t+1}/k_{t+1})(1/c_{t+1})\}$$

$$1/(1-h_t) = (\alpha_1/A)(y_t/h_t c_t)$$

$$p_t = (1-\alpha_1 - \alpha_2)y_t/e_t$$

$$\mathcal{K}_{t+1} = (1-\delta)k_t + y_t - c_t - p_t e_t = (1-\delta)k_t + i_t$$

$$\lambda_t = 1/c_t$$

et

$$y_t = h_t^{\alpha_1} k_t^{\alpha_2} e_t^{1-\alpha_1-\alpha_2}$$

$$\log p_t = \rho \log(p_{t-1}) + (1-\rho) \log(\bar{p}) + \hat{\varepsilon}_t$$

$$y_t = c_t + i_t + p_t e_t$$

Sous cette forme, le système admet un état stationnaire déterministe.

- L'état stationnaire déterministe

L'état stationnaire déterministe est caractérisé d'une part par l'absence de choc stochastique, p_t est alors fixé à sa moyenne \bar{p} , et d'autre part par le fait que les variables sont invariantes dans le temps. Nous écrivons les variables à l'état stationnaire déterministe sous la forme :

$$x_t = x^* \quad \forall t.$$

Le système s'écrit alors :

$$1 = \beta/\gamma(1-\delta + \alpha_2 y^*/k^*) \tag{11}$$

$$e^* = (1 - \alpha_1 - \alpha_2) y^* / \bar{p} \quad (12)$$

$$\gamma k^* = (1 - \delta) k^* + i^* \quad (13)$$

$$y^* - c^* - \bar{p} e^* = i^* \quad (14)$$

$$y^* = h^{*\alpha_1} k^{*\alpha_2} e^{*1-\alpha_1-\alpha_2} \quad (15)$$

$$1/(1 - h^*) = (\alpha_1 y^* / A c^* h^*) \quad (16)$$

$$\lambda^* = 1/c^* \quad (17)$$

De l'équation (11) on tire facilement :

$$y^* / k^* = (\frac{\gamma}{\beta} - 1 + \delta) / \alpha_2 = (\gamma - \beta(1 - \delta)) / \beta \alpha_2$$

De la relation (13), on déduit :

$$i^* / y^* = (\gamma - 1 + \delta) k^* / y^* = \frac{(\gamma - 1 + \delta) \beta \alpha_2}{\gamma - \beta(1 - \delta)}$$

De l'équation (12), on obtient :

$$e^* / y^* = (1 - \alpha_1 - \alpha_2) / \bar{p}$$

Ainsi en combinant (11) et (12) avec la relation (14), on déduit :

$$y^* - c^* - \bar{p} e^* = i^* \Leftrightarrow 1 - c^* / y^* - \bar{p} e^* / y^* = i^* / y^*$$

d'où

$$c^* / y^* = 1 - i^* / y^* - \bar{p} e^* / y^* = 1 - \frac{(\gamma - 1 + \delta) \beta \alpha_2}{\gamma - \beta(1 - \delta)} - (1 - \alpha_1 - \alpha_2)$$

Enfin, l'équation (16) nous donne la valeur de h^* en fonction de y^*/c^* :

$$h^* = \frac{\alpha_1 y^* / Ac^*}{1 + \alpha_1 y^* / Ac^*}$$

nous déduisons alors facilement h^* en fonction uniquement des paramètres du modèle.

La fonction de production du modèle définit à l'état stationnaire en (15) permet de déterminer y^* :

$$y^* = h^{*\alpha_1} k^{*\alpha_2} e^{*1-\alpha_1-\alpha_2}$$

d'où

$$y^* = h^* (k^* / y^*)^{\alpha_2/\alpha_1} (e^* / y^*)^{1-\alpha_1-\alpha_2/\alpha_1}$$

Dès lors on peut obtenir k^* , i^* , c^* , e^* . Enfin, λ^* s'obtient par l'équation (17).

L'ensemble des conditions définissant l'équilibre de l'économie à l'état stationnaire est entièrement déterminé.

Ayant obtenu l'état stationnaire déterministe du modèle, il est maintenant possible de log-linéariser les conditions d'optimalité.

- Log-linéarisation des conditions d'Euler

Comme nous l'avons souligné, la résolution du système d'équation sous anticipations rationnelles nécessite l'approximation par une méthode de log-linéarisation.

La formule générale utilisée pour log-linéariser est :

$$y = f(x)$$

$$\hat{y} = f' \Big|_{x=x^*} \left(\frac{x^*}{y^*} \right) \hat{x} \cong \log(y/y^*) \cong \frac{y - y^*}{y}$$

Soit \hat{y} l'écart relatif de la variable y par rapport à sa valeur d'état stationnaire y^* .

Les déviations engendrées par le modèle s'interprètent donc en termes de pourcentage de variation par rapport à l'état stationnaire. Dans la suite de notre exposé nous éliminerons les termes d'ordre supérieur ou égal à 2 ce qui correspond à l'hypothèse d'équivalent certain, c'est-à-dire que les termes de variance n'influencent pas sur la forme de la solution. En d'autres termes, cette approximation ne rend pas compte de l'influence du risque sur le comportement des agents.

Dans le cas de notre modèle la log-linéarisation du système est telle que :

$$\hat{p}_t = (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \frac{1}{e^*} \frac{y^*}{p} \hat{y}_t - (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \frac{y^*}{e^{*2}} \frac{e^*}{p} \hat{e}_t$$

or $\bar{p} = (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \frac{y^*}{e^*}$ d'après (12), alors

$$\hat{p}_t = \hat{y}_t - \hat{e}_t \tag{18}$$

$$\hat{\lambda}_t = -\frac{1}{c^{*2}} \frac{c^*}{\lambda^*} \hat{c}_t$$

Puisque $\lambda^* = 1/c^*$ d'après (17), on a

$$\hat{\lambda}_t = -\hat{c}_t \tag{19}$$

$$\hat{h}_t = (\alpha_1 / A) \frac{1-h^*}{c^*} \frac{y^*}{h^*} \hat{y}_t - (\alpha_1 / A) \frac{y^*}{c^*} \frac{h^*}{h^*} \hat{h}_t - (\alpha_1 / A) \frac{y^* (1-h^*)}{c^{*2}} \frac{c^*}{h^*} \hat{c}_t$$

Sachant $1/(1-h^*) = (\alpha_1 y^* / A c^* h^*)$ d'après (16), il vient

$$\hat{h}_t = \hat{y}_t - \frac{h^*}{1-h^*} \hat{h}_t - \hat{c}_t$$

Et donc

$$\frac{1}{1-h^*} \hat{h}_t = \hat{y}_t - \hat{c}_t \quad (20)$$

$$\hat{k}_{t+1} = \frac{(1-\delta) k^*}{\gamma} \hat{k}_t + \frac{1}{\gamma} \frac{i^*}{k^*} \hat{i}_t$$

avec $i^*/k^* = \gamma - 1 + \delta$ d'après (13), on a

$$\gamma \hat{k}_{t+1} - (1-\delta) \hat{k}_t = (\gamma - 1 + \delta) \hat{i}_t \quad (21)$$

$$\hat{y}_t = \alpha_1 h^{*\alpha_1-1} k^{*\alpha_2} e^{*1-\alpha_1-\alpha_2} \frac{h^*}{y} \hat{h}_t + \alpha_2 h^{*\alpha_1} k^{*\alpha_2-1} e^{*1-\alpha_1-\alpha_2} \frac{k^*}{y} \hat{k}_t + (1-\alpha_1-\alpha_2) h^{*\alpha_1} k^{*\alpha_2} e^{*1-\alpha_1-\alpha_2-1} \frac{e^*}{y} \hat{e}_t$$

or $y^* = h^{*\alpha_1} k^{*\alpha_2} e^{*1-\alpha_1-\alpha_2}$ d'après (15), d'où

$$\hat{y}_t - \alpha_1 \hat{h}_t - (1-\alpha_1-\alpha_2) \hat{e}_t = \alpha_2 \hat{k}_t \quad (22)$$

$$\begin{aligned} \log p_t &= \rho \log(p_{t-1}) + (1-\rho) \log(\bar{p}) + \hat{\varepsilon}_t \\ \Leftrightarrow \log p_t - \log(\bar{p}) &= \rho(\log(p_{t-1}) - \log(\bar{p})) + \hat{\varepsilon}_t \end{aligned}$$

et donc par définition :

$$\hat{p}_t = \rho \hat{p}_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$$

Ce qui se réécrit

$$\hat{p}_{t+1} = \rho \hat{p}_t + \hat{\varepsilon}_{t+1} \quad (23)$$

Soit

$$1/c_t = (\beta/\gamma)E_t\{(1-\delta + \alpha_2 y_{t+1}/k_{t+1})(1/c_{t+1})\}$$

$$\Leftrightarrow 1/c_t = (\beta/\gamma)E_t\left\{\frac{1}{c_{t+1}} R_{t+1}\right\}$$

avec $R_{t+1} = 1 - \delta + \alpha_2 (y_{t+1}/k_{t+1})$

d'où $E_t \hat{c}_{t+1} = (\beta/\gamma)R^* \frac{c^*}{c} \hat{c}_t + (\beta/\gamma)c^* \frac{R^*}{c} E_t \hat{R}_{t+1}$

On a $R^* = 1 - \delta + \alpha_2 y^*/k^* = \frac{\gamma}{\beta}$ d'après (11)

On en déduit

$$E_t \hat{c}_{t+1} = \hat{c}_t + E_t \hat{R}_{t+1}$$

et

$$E_t \hat{R}_{t+1} = E_t \left(\alpha_2 \frac{1}{k^*} \frac{y^*}{R^*} \hat{y}_{t+1} - \alpha_2 \frac{y^*}{k^{*2}} \frac{k^*}{R^*} \hat{k}_{t+1} \right) = \alpha_2 \frac{y^*}{k^*} \frac{1}{R^*} E_t (\hat{y}_{t+1} - \hat{k}_{t+1}) \text{ or } R^* = \frac{\gamma}{\beta}$$

En combinant ces deux équations, ceci implique

$$E_t \hat{R}_{t+1} = \frac{\alpha_2 \gamma}{\beta} \frac{y^*}{k^*} E_t (\hat{y}_{t+1} - \hat{k}_{t+1})$$

Soit finalement,

$$E_t \hat{c}_{t+1} = \hat{c}_t + \frac{\alpha_2 \gamma}{\beta} \frac{y^*}{k^*} E_t (\hat{y}_{t+1} - \hat{k}_{t+1}) \quad (24)$$

Finalement l'équilibre ressources-emplois s'exprime comme

$$\hat{y}_t = \frac{c^*}{y^*} \hat{c}_t + \frac{i^*}{y^*} \hat{i}_t + \alpha_3 \hat{e}_t + \alpha_3 \hat{p}_t \quad (25)$$

En réordonnant le système et en mettant en premier les équations statiques puis les équations dynamiques nous obtenons finalement le système :

$$\hat{y}_t - \alpha_1 \hat{h}_t - (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \hat{e}_t = \alpha_2 \hat{k}_t$$

$$\hat{y}_t - \frac{c^*}{y^*} \hat{c}_t - \frac{i^*}{y^*} \hat{i}_t - \alpha_3 \hat{e}_t = \alpha_3 \hat{p}_t$$

$$-\hat{c}_t = \hat{\lambda}_t$$

$$\hat{y}_t - \hat{e}_t = \hat{p}_t$$

$$\frac{1}{1 - h^*} \hat{h}_t - \hat{y}_t = \hat{\lambda}_t$$

$$\gamma \hat{k}_{t+1} - (1 - \delta) \hat{k}_t = (\gamma - 1 + \delta) \hat{i}_t$$

$$\hat{\lambda}_t - E_t \hat{\lambda}_{t+1} + \frac{\alpha_2 \gamma}{\beta} \frac{y^*}{k^*} \hat{k}_{t+1} = \frac{\alpha_2 \gamma}{\beta} \frac{y^*}{k^*} E_t \hat{y}_{t+1}$$

$$\hat{p}_{t+1} = \rho \hat{p}_t + \hat{\varepsilon}_{t+1}$$

- Résolution du système approché

Maintenant nous allons utiliser une méthode de résolution d'un système dynamique linéaire sous anticipations rationnelles.

Nous définissons le système dynamique suivant :

$$M_{cc} C_t = M_{cs} S_t \quad (26)$$

$$M_{ss0}S_{t+1} + M_{ss1}S_t = M_{sc0}C_{t+1} + M_{sc1}C_t + M_{se}\varepsilon_{t+1} \quad (27)$$

Dans notre modèle nous définissons

$$C_t = \{\hat{y}_t, \hat{c}_t, \hat{h}_t, \hat{e}_t, \hat{i}_t\},$$

$$S_t = \{\hat{k}_t, \hat{p}_t, \hat{\lambda}_t\}$$

$$\varepsilon_{t+1} = \{\hat{\varepsilon}_{t+1}, \hat{w}_{kt+1}, \hat{w}_{\lambda t+1}, \hat{w}_{yt+1}\}.$$

Une interprétation de ce système en terme de système état-mesure permet d'assimiler l'équation (26) à l'équation de mesure : elle lie les variables de mesures contenues dans le vecteur C_t aux variables d'état représentées par le vecteur S_t .

La seconde équation (27) peut s'interpréter comme l'équation d'état. Elle rend compte du lien dynamique existant entre les variables de contrôle, les variables d'état, S_t , et les impulsions affectant le système, représentées par le vecteur ε_{t+1} . Autrement dit, elle fournit la règle de passage d'un état du système à un autre. ε_{t+1} contient, outre les impulsions –ou innovations du système– l'ensemble des erreurs de prévision :

$$\hat{w}_{xt+1} = E_t \hat{x}_{t+1} - \hat{x}_{t+1}$$

Ceci est particulièrement important, dans la mesure où cela signifie que le système est résolu en faisant l'hypothèse que la forme de l'erreur d'anticipation est linéaire. On peut alors résoudre le problème déterministe (solution homogène) et lui rajouter ensuite sa composante stochastique (solution particulière). Ainsi, les moments d'ordre 2 et supérieurs des innovations n'affectent pas la solution. C'est une implication de l'hypothèse d'équivalent certain. Dans notre modèle, la construction des matrices conduit à :

$$M_{cc} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & -\alpha_1 & -(1-\alpha_1-\alpha_2) & 0 \\ 1 & \frac{-c^*}{y^*} & 0 & -(1-\alpha_1-\alpha_2) & -\frac{i^*}{y^*} \\ 0 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & -1 & 0 \\ -1 & 0 & \frac{1}{1-h^*} & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

$$M_{cs} = \begin{pmatrix} \alpha_2 & 0 & 0 \\ 0 & (1-\alpha_1-\alpha_2) & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$$M_{ss0} = \begin{pmatrix} \gamma & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ \beta\alpha_2 \frac{y^*}{k^*} & 0 & -1 \end{pmatrix}$$

$$M_{ss1} = \begin{pmatrix} -(1-\delta) & 0 & 0 \\ 0 & -\rho & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$$M_{sc0} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta\alpha_2 \frac{y^*}{k^*} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

$$M_{sc1} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & \gamma + \delta - 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

Notre problème est donc de résoudre les équations (26) et (27).

Nous voulons donc déterminer une trajectoire des variables satisfaisant le système mais aussi déterminer une condition initiale sur les variables tournées vers le futur. En effet, nous disposons de conditions initiales pour les variables prédéterminées (le stock de capital initial et le prix de l'énergie) et de conditions terminales pour les variables de saut (les conditions de transversalité), mais nous avons en fait besoin des conditions initiales sur les variables de saut. Pour une condition initiale sur le stock de capital k_0 il n'existe qu'une seule valeur initiale de la consommation c_0 qui satisfasse la condition de transversalité et qui garantisse ainsi la convergence vers l'état stationnaire. C'est précisément cette valeur que l'algorithme tente de déterminer pour pouvoir ensuite calculer la forme des solutions.

D'un point de vue pratique, il est utile d'ordonner les variables d'état dans un ordre particulier. En effet, cet ordre nous sera très utile lors de la résolution du problème dans la mesure où nous utiliserons une partition particulière des matrices.

Nous retiendrons la convention suivante : les variables prédéterminées (stock de capital et prix de l'énergie) sont introduites en premier, puis vient la variable de saut (λ_t).

La première étape de l'algorithme consiste à réécrire le système de façon à éliminer les variables de contrôle c'est-à-dire éliminer le vecteur C_t . Pour ce faire, on utilise l'équation de mesure (26) :

$$C_t = M_{cc}^{-1} M_{cs} S_t$$

puis on reporte cette expression dans l'équation (27) et on obtient :

$$S_{t+1} = W_S S_t + W_E \varepsilon_{t+1}$$

où

$$W_S = -(M_{ss0} - M_{ss0} M_{cc}^{-1} M_{cs})^{-1} (M_{ss1} - M_{sc1} M_{cc}^{-1} M_{cs})$$

$$W_E = (M_{ss0} - M_{ss0} M_{cc}^{-1} M_{cs})^{-1} M_{se}$$

On obtient donc une équation aux différences finies avec solution particulière. On détermine dans un premier temps une solution homogène, puis on lui adjoint une solution particulière.

Blanchard et Kahn (1980) ont montré que l'existence et l'unicité d'une solution dépend d'une condition sur la position relative des valeurs propres de W_S par rapport au disque unitaire. Ainsi, si on appelle N_B et N_F le nombre de variables prédéterminées et de saut

respectivement, et N_D et N_H le nombre de valeurs propres dans et hors du disque unitaire, on a la proposition suivante :

Si $N_B = N_D$ et $N_F = N_H$ alors il existe une unique trajectoire solution du système à anticipations rationnelles, convergeant vers l'état stationnaire.

Cette configuration correspond à une situation de point-selle. Il existe alors un seul vecteur de conditions initiales sur les variables de saut satisfaisant les conditions de transversalité.

La diagonalisation de W_S conduit à la représentation :

$$W_S = PDP^{-1}$$

où D est la matrice des valeurs propres de W_S et P la matrice des vecteurs propres associés. Dans un premier temps, les valeurs propres sont ordonnées dans l'ordre croissant de leur module⁴, et la matrice P est réarrangée en conséquence. Cette dernière est alors partitionnée selon :

$$P = \begin{pmatrix} P_{BB} & P_{BF} \\ P_{FB} & P_{FF} \end{pmatrix}, P^{-1} = \begin{pmatrix} P_{BB}^* & P_{BF}^* \\ P_{FB}^* & P_{FF}^* \end{pmatrix}$$

Cette partition repose sur la position relative des valeurs propres par rapport au disque unitaire. Ainsi un B indique que la valeur propre est dans le disque unitaire, tandis qu'un F indique que son module est supérieur à l'unité⁵

⁴ Ordre croissant parce que nous avons introduit les variables prédéterminées en premier, c'est-à-dire les variables pour lesquelles les variables propres doivent être sur le cercle unitaire.

⁵ C'est à partir d'ici que l'ordre d'introduction des variables compte. Lorsque les conditions de Blanchard-Kahn sont vérifiées, cette partition correspond à une partition entre variables prédéterminés et variables de saut.

Nous appliquons alors un changement de base, afin de rendre le système diagonal. On définit pour cela :

$$\tilde{S}_t = P^{-1}S_t$$

Ainsi le système dynamique se réécrit :

$$P^{-1}S_{t+1} = P^{-1}W_S P P^{-1}S_t + P^{-1}W_E \varepsilon_{t+1}$$

Ou encore:

$$\tilde{S}_{t+1} = D\tilde{S}_t + R\varepsilon_{t+1}$$

La matrice R est partitionnée de façon similaire à la matrice P :

$$R = \begin{pmatrix} R_B \\ R_F \end{pmatrix}$$

De même pour le vecteur d'état :

$$\tilde{S}_t = \begin{pmatrix} \tilde{S}_{B,t} \\ \tilde{S}_{F,t} \end{pmatrix}$$

Ainsi, la loi d'évolution des variables de saut est donnée par :

$$\tilde{S}_{F,t+1} = D_F \tilde{S}_{F,t} + R_F \varepsilon_{t+1}$$

L'anticipation rationnelle prise en t de $\tilde{S}_{F,t+1}$ est alors donnée par :

$$E_t \tilde{S}_{F,t+1} = D_F \tilde{S}_{F,t}$$

puisque D_F est une matrice diagonale, l'itération sur l'équation précédente conduit à :

$$\tilde{S}_{F,t} = \lim_{j \rightarrow \infty} D_F^{-j} E_t \tilde{S}_{F,t+j}$$

Pourvu que $E_t \tilde{S}_{F,t+j}$ soit borné on a :

$$\lim_{j \rightarrow \infty} D_F^{-j} E_t \tilde{S}_{F,t+j} = 0$$

Cette condition revient à éliminer les bulles. Elle implique par ailleurs :

$$\tilde{S}_{F,t} = P_{FB}^* S_{B,t} + P_{FF}^* S_{F,t} = 0$$

Cette dernière condition exprime donc la relation existante entre les variables de saut et les variables prédéterminés et permet de définir la condition initiale $S_{F,t}$ compatible avec les conditions initiales sur les variables prédéterminées et la condition de transversalité :

$$S_{F,t} = (P_{FF}^*)^{-1} P_{FB}^* S_{B,t}$$

Nous avons ainsi résolu notre problème. Il suffit alors de reporter cette solution à travers tout le système dynamique. On définit alors la matrice

$$Q = \begin{pmatrix} I & -P_{FF}^{*-1} P_{FB}^* \end{pmatrix}$$

On a alors :

$$E_t(\hat{S}_{B,t+1}) = W_{S,B} Q \hat{S}_{B,t} = M_{SS} \hat{S}_{B,t}$$

De plus, étant donné que les conditions de Blanchard et Kahn (1980) sont vérifiées, le système satisfait la propriété de point-selle. Dans ce cadre, les erreurs d'anticipation des variables n'apportent aucune information supplémentaire. Nous les éliminons donc. Le

vecteur des innovations ne comporte plus que les innovations sur le choc exogène (prix de l'énergie). Ainsi, on a :

$$S_{B,t+1} = M_{SS}S_{B,t} + M_{SE}\mathcal{E}_{t+1}$$

Il reste donc à déterminer la solution pour l'équation de mesure :

$$C_t = M_{cc}^{-1}M_{cs}QS_{B,t} = \Pi S_{B,t}$$

Le système est alors résolu et admet la représentation :

$$C_t = \Pi S_{B,t} \tag{28}$$

$$S_{B,t+1} = M_{SS}S_{B,t} + M_{SE}\mathcal{E}_{t+1} \tag{29}$$

Nous avons donc obtenu une solution du modèle, c'est-à-dire un ensemble de trajectoires satisfaisant les conditions d'optimalité et la condition de transversalité. Cependant, la méthode de résolution employée est numérique. Des valeurs doivent être assignées aux paramètres structurels du modèle. C'est ce que nous allons examiner maintenant.

2- ETALONNAGE DU MODELE

Dans cette section, nous allons étalonner notre modèle en assignant des valeurs à nos paramètres. Nous nous fonderons sur les évidences microéconomiques ainsi que sur des considérations de long terme. Les valeurs requises pour les paramètres seront donc choisies de

telle sorte que les valeurs de l'état stationnaire du modèle soient proches des valeurs moyennes de l'économie américaine pour la période 1949-2001.

Nous travaillerons exclusivement sur des données US annuelles pour la période 1949-2001. En effet, les séries de consommation d'énergie ne sont disponibles qu'en données annuelles.

La série de consommation, dans notre modèle, est la somme de la consommation de biens non durables et de services en terme réels.

De même, l'investissement est composé de la somme de l'investissement privé brut en terme réel (ou Formation Brute de Capitaux Fixe) et de la consommation de biens durables en terme réel.

Les séries utilisées sont issues de « Bureau of Economic Analysis » et sont exprimées en milliards de dollars « chaînés ».

Les heures travaillées proviennent du secteur marchand, excluant le secteur agricole.

La consommation d'énergie -appelée énergie dans la suite de l'exposé - est mesurée en milliards d'unité thermique britannique ('British thermal unit' (Btu)), unité de mesure anglo-saxonne pour l'énergie. Elle concerne la consommation finale d'énergie et est issue de l'« Annual Energy Review » (2002, p38).

Le prix de l'énergie est un agrégat du prix des énergies fossiles (charbon, gaz, pétrole brut). La variable originelle est issue de l'« Annual Energy Review » (2002, p71) et est exprimée en milliards de \$/Btu. Nous la ramenons en termes de biens en la divisant par le déflateur du PIB.

Le PIB est construit en accord avec notre modèle, c'est-à-dire

$$\text{PIB} = C + I$$

De même, la production, qui inclut l'énergie comme consommation intermédiaire, s'écrit : $\text{Production} = C + I + p_e E$

Les paramètres structurels du modèle seront donc fixés de manière à reproduire les faits suivants : les deux composantes du taux de croissance annuel sont le taux de croissance du progrès technique de l'économie américaine qui sera fixé à 1,56% par an ; et le taux de croissance de la population égal à 1,2% par an. On obtient donc un facteur de croissance annuel γ égal à 1,0278.

Dans le cas de l'économie américaine, les salaires représentent 57% de la valeur ajoutée.

L'investissement représente 7,6% du stock de capital physique sur données annuelles, et le stock de capital physique est 3,32 fois plus élevé que le niveau du produit. Le ménage occupe 31% de son temps au travail sur données individuelles (voir Cooley et Prescott, 1995).

Le paramètre de la fonction d'utilité A est fixé de telle sorte que les ménages occupent 31% de leur temps aux activités de production (équation 16). Dans notre modèle A vaut 1,8641.

En utilisant la loi d'accumulation du stock de capital à l'état stationnaire

$$i^* / k^* = (\gamma - 1 + \delta) = 0.076 \text{ (équation 13),}$$

on obtient le taux de dépréciation annuel δ égal à 0,048213.

Dans notre modèle, la fonction de production utilisée est de type Cobb-Douglas. Ceci implique qu'en concurrence pure et parfaite, la part relative de l'input dans l'output est égale à l'exposant de cet input dans la fonction de production. Dès lors, α_1 représente la part de la

rémunération des salaires, comme précisé précédemment dans notre modèle α_1 sera égale 0,57.

α_3 représente la part de la rémunération de l'énergie. Elle est fixée à la moyenne du rapport $\frac{PeE}{GDP}$ dans les données, soit $\alpha_3 = 1 - \alpha_1 - \alpha_2 = 0,0342$.

α_2 est la part relative du capital. Elle est obtenue par solde ($\alpha_2 = 1 - \alpha_1 - \alpha_3$). On a alors $\alpha_2 = 0,3958$.

β le facteur d'escompte annuel est alors obtenu via la condition d'Euler à l'état stationnaire

$$1 = \beta / \gamma (1 - \delta + \alpha_2 y^* / k^*) \text{ (équation 11). On obtient : } \beta = 0,95965$$

Le processus du prix reste à être exprimé. Le processus utilisé est un processus AR(1) (processus Autorégressif d'ordre un). Nous avons choisi ce type de processus car il est largement utilisé dans la littérature et a pour atout sa parcimonie. Cependant, il est nécessaire de préciser qu'il s'agit d'une première approximation. Notre processus est donc de la forme :

$$\log p_t = \rho \log(p_{t-1}) + (1 - \rho) \log(\bar{p}) + \hat{\varepsilon}_t$$

L'estimation par méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) des coefficients du processus AR(1) nous donne les valeurs suivantes:

Paramètres estimés

$$R^2 = 0.9152$$

$$R^2 \text{ corrigé} = 0.9135$$

$$\text{Variance de l'erreur} = 0.0246$$

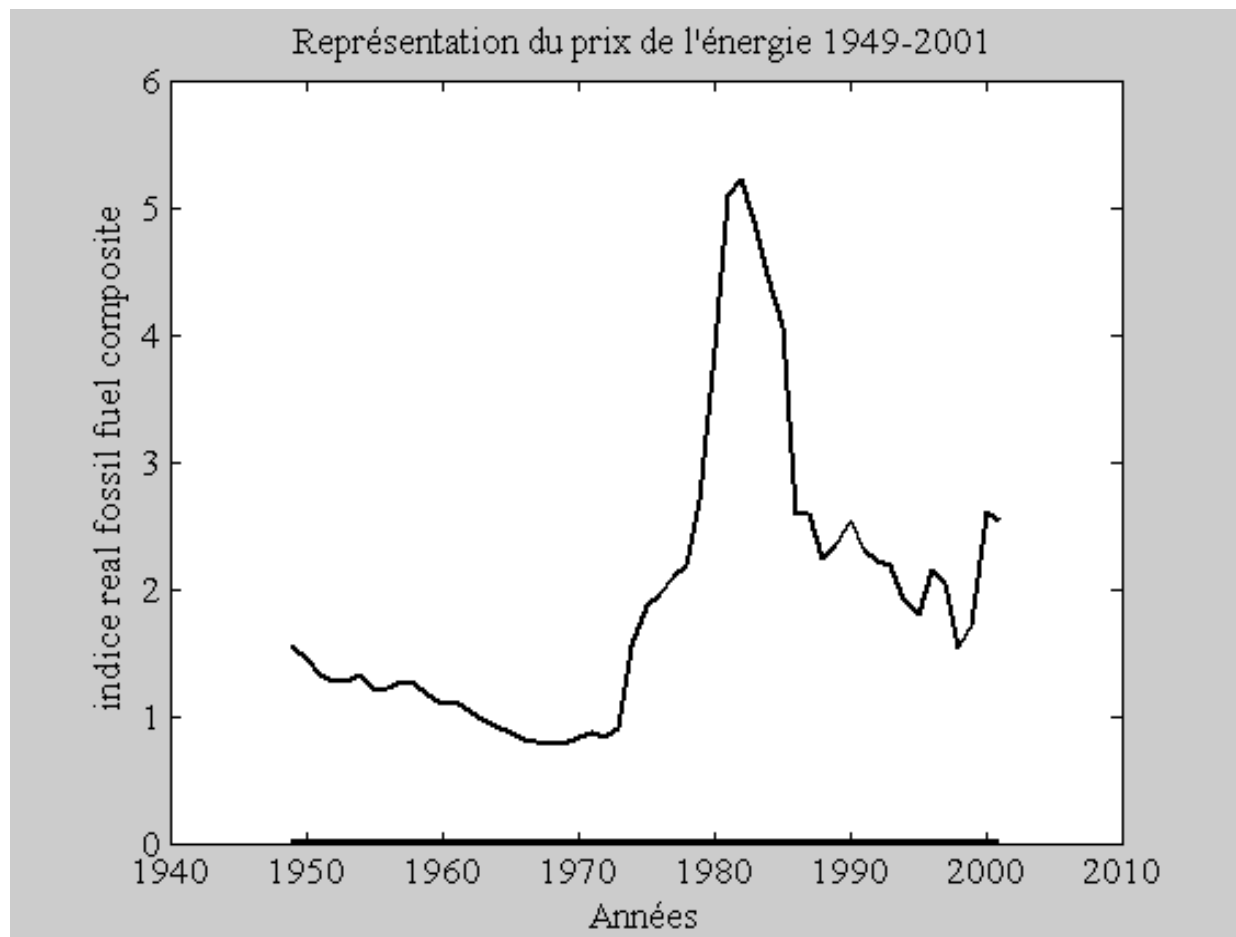
Durbin-Watson =1.2887

Nobs, Nvars = 52, 2

Variable	Coefficient	t-statistic	t-probabilité
variable 1	0.009071	0.416677	0.678698
variable 2	0.962483	23.229592	0.000000

Ecart type des résidus=0.1554 $\bar{p}=1.9283$ =prix moyen de l'énergie années 1949-2001. Donc, le coefficient ρ sera pris égal à $\rho=0.9624$ avec pour écart type 0,0414. L'écart type des résidus est égal à 0,1554. Le graphique suivant reporte l'évolution du prix de l'énergie :

Fig.III : Représentation du prix de l'énergie 1949-2001



Ce premier choc est suivi d'un second choc pétrolier à la fin de l'année 1979 et au début de l'année 1980.

Au milieu des années 80, on observe une baisse du prix de l'énergie. Au début des années 90, la reprise de l'augmentation coïncide avec la première guerre en Irak. Ensuite, on observe une tendance à la baisse jusqu'à la fin des années 90. Elle suivie de la reprise de tensions sur le marché pétrolier au début des années 2000.

3-Propriétés cycliques du modèle : Résultats des simulations

Dans cette section, nous évaluons les implications quantitatives de notre modèle.

Dans un premier temps, les mécanismes de propagation d'un choc sur le prix de l'énergie seront étudiés : analyse des fonctions de réponse à un choc. Puis, nous effectuerons une analyse de sensibilité à des modifications de paramètres de la calibration. Enfin, nous évaluerons le rôle historique des fluctuations du prix du pétrole dans la détermination de la conjoncture américaine.

d. Réponse à un choc positif sur le prix de l'énergie

Les sections (III) et (IV) nous ont fourni, d'une part une méthode de calcul des règles de décisions de l'ensemble des variables, d'autre part un ensemble de valeurs pour les paramètres structurels.

Il est alors possible d'étudier, numériquement, le comportement dynamique du modèle. Ce comportement est évalué sur la base de l'analyse des fonctions de réponse des agrégats de l'économie à un choc non anticipé sur le prix de l'énergie.

L'obtention des fonctions de réponse repose sur la représentation espace-état des règles de décisions (équations 28 et 29). Ainsi, la réponse des états à un choc sur le prix de l'énergie dans l'économie stationnaire correspond instantanément à :

$$\hat{s}_t = M_{SE} \times 1$$

Dès lors, la réponse à l'horizon j est obtenue par :

$$\hat{s}_{t+j} = M_{SS} \hat{s}_{t+j-1} \text{ avec } j > 0$$

Les fonctions de réponse des variables de mesure sont données par :

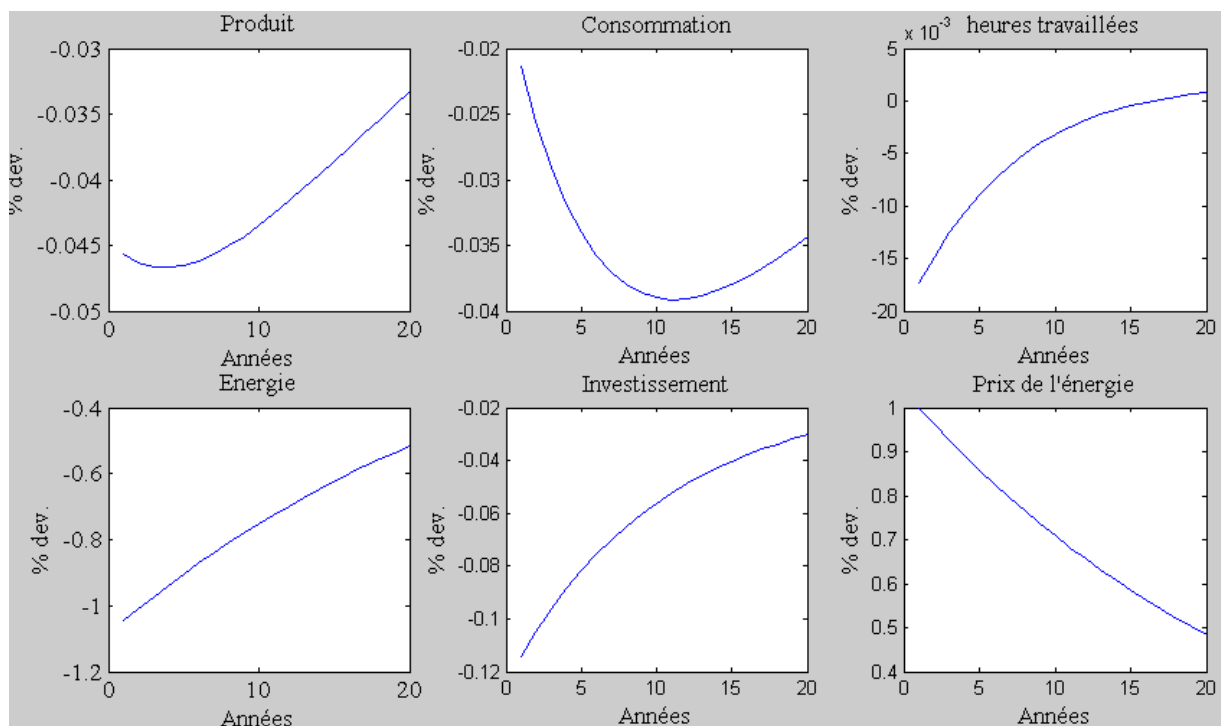
$$\hat{x}_{t+j} = \Pi \hat{s}_{t+j}$$

Nous considérons donc ici les implications dynamiques d'un choc positif non anticipé sur le prix de l'énergie. La déviation relative est de 1% par rapport à sa valeur d'état stationnaire. Le graphique suivant reporte les fonctions de réponses des différents agrégats à cette modification du prix de l'énergie.

Lorsque intervient une déviation de 1% du prix de l'énergie par rapport à sa valeur d'état stationnaire, le premier effet est une chute de la demande d'énergie ce qui implique une chute de la consommation d'énergie (observé sur le graphique Energie). Cette baisse est de un pour un, la répercussion du choc est donc de la même ampleur sur la consommation d'énergie.

Cette baisse de la consommation d'énergie est à l'origine d'une baisse de la productivité marginale du travail (car la fonction de production est une fonction croissante en la quantité d'input utilisée). Cette baisse de la productivité marginale du travail implique une baisse du salaire réel, qui conduit les ménages, toutes choses égales par ailleurs, à réduire leur offre de travail par un effet substitution travail-loisir. Ici l'effet revenu, qui devrait inciter le ménage à augmenter son nombre d'heure de travail pour lui permettre de garder un niveau de revenu constant, n'est donc pas dominant. La baisse du nombre d'heures travaillées couplée avec la baisse du salaire réel va provoquer une baisse du revenu, qui conduit, par un effet revenu, à une baisse de la consommation et de l'investissement (contrainte de ressource

Fig.V.1 : Réponse à un choc positif sur le prix de l'énergie



e. Sensibilité à la calibration

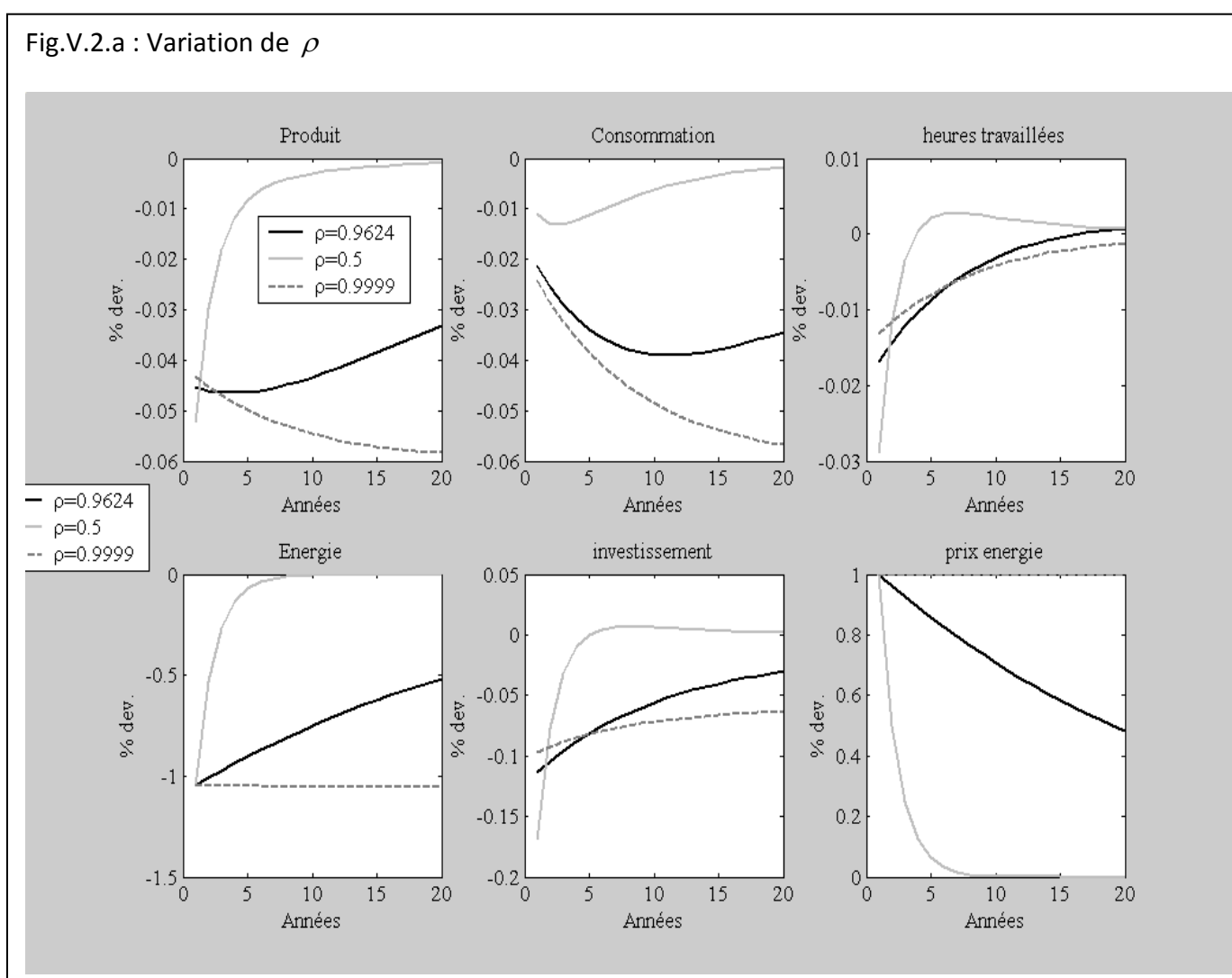
- Variation du paramètre de persistance du choc

Nous allons maintenant étudier la réaction l'économie à un choc positif sur le prix de l'énergie dans trois cas :

- $\rho = 0.9624$ (la valeur estimée de ρ)

- $\rho = 0.5$, ce qui sous-entend des chocs sur le prix du pétrole avec une persistance relativement faible

- $\rho = 0.9999$ ce qui correspond à un effet quasi permanent d'un choc sur le prix du pétrole.



Au contraire, lorsque ρ est plus faible, le choc est perçu comme fondamentalement transitoire. Les effets de substitutions sont alors renforcés. Alors, les agents ne vont pas changer leur consommation, l'essentiel de l'ajustement étant réalisé par l'emploi et l'investissement.

La persistance du choc est une notion cruciale dans ce modèle. En effet, la réaction des différentes composantes de l'économie s'avère être d'une amplitude complètement différente suivant la valeur de ρ . Ainsi, lorsque le choc est transitoire les effets substitutions dominent tandis que l'effet richesse domine en présence d'un choc permanent.

- Variation de la part relative de l'énergie dans le produit

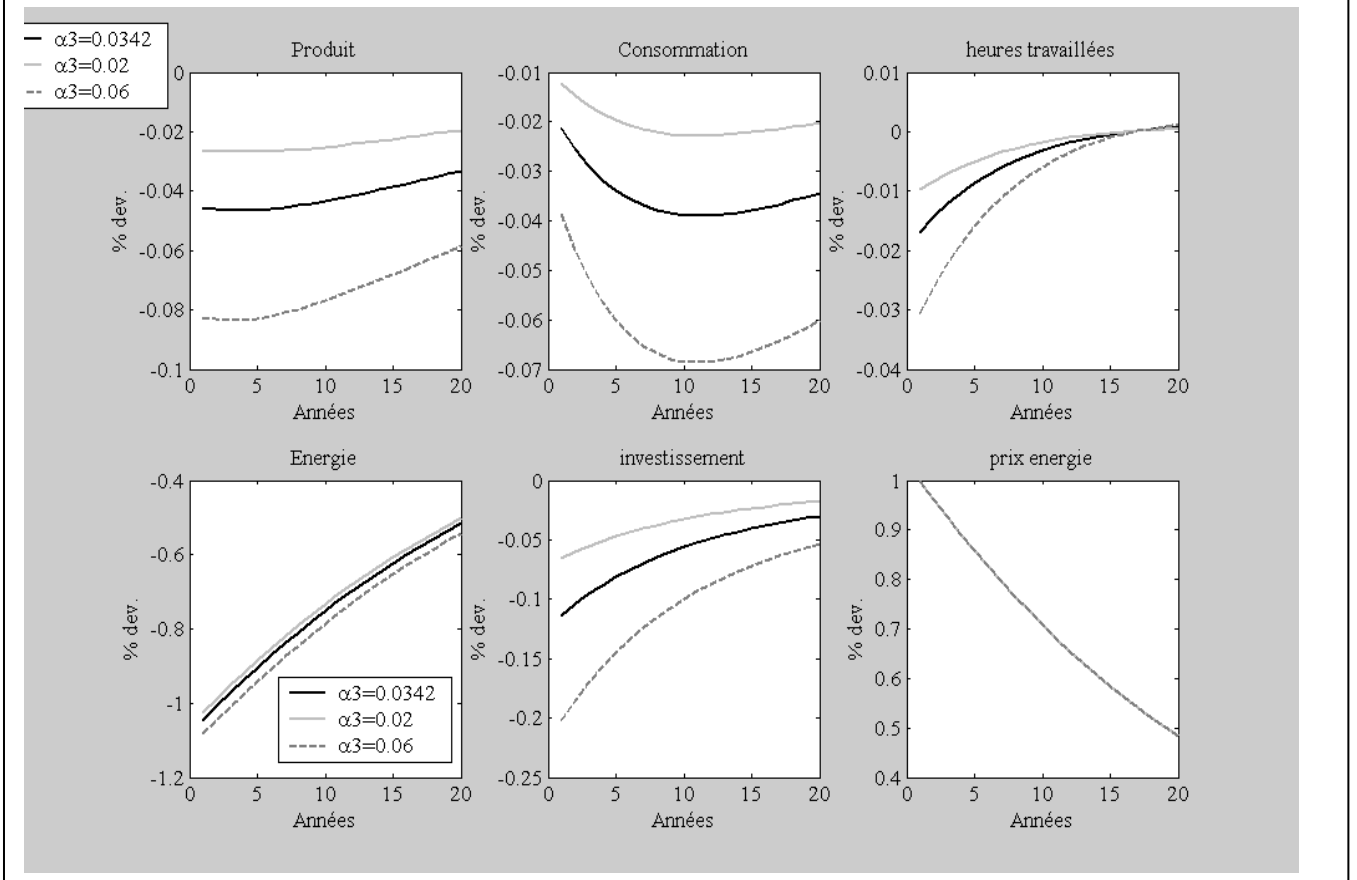
Dans cette partie nous varions la part relative de l'énergie dans l'output.

Les trois valeurs prises seront $\alpha_3=0.0342$ (le α_3 de notre calibration), une valeur plus importante ($\alpha_3=0.06$) et une moins importante ($\alpha_3=0.02$). La somme des exposants de notre fonction de production doit rester égale à 1 (en raison des rendements d'échelle constant), nous décidons que c'est la part relative du capital qui va compenser les variations de la part relative de l'énergie. La part relative du salaire restant toujours égale à 0.57.

Les résultats ont la même forme dans les trois cas, la seule différence est l'amplitude que prennent les réponses au choc. En effet, les effets mis en avant dans la sous-partie 1 se retrouvent amplifiés si la part relative est augmentée et sont réduits dans le cas inverse.

La part de l'énergie dans le produit règle donc l'importance du choc sur le prix de l'énergie. En effet, la part de l'énergie dans le produit n'a cessé de baisser depuis les années 70. Le fait que la croissance soit de moins en moins consommatrice en énergie peut expliquer la baisse de l'impact du prix de l'énergie sur le produit

Fig.V.2.b : Variation de la part relative de l'énergie dans le produit



f. Evaluation quantitative

Nous nourrissons maintenant le modèle avec le processus observé des prix du pétrole. Cet exercice nous permet alors de reconstruire une histoire contrefactuelle de l'économie US, imposant la seule présence de chocs sur le prix du pétrole.

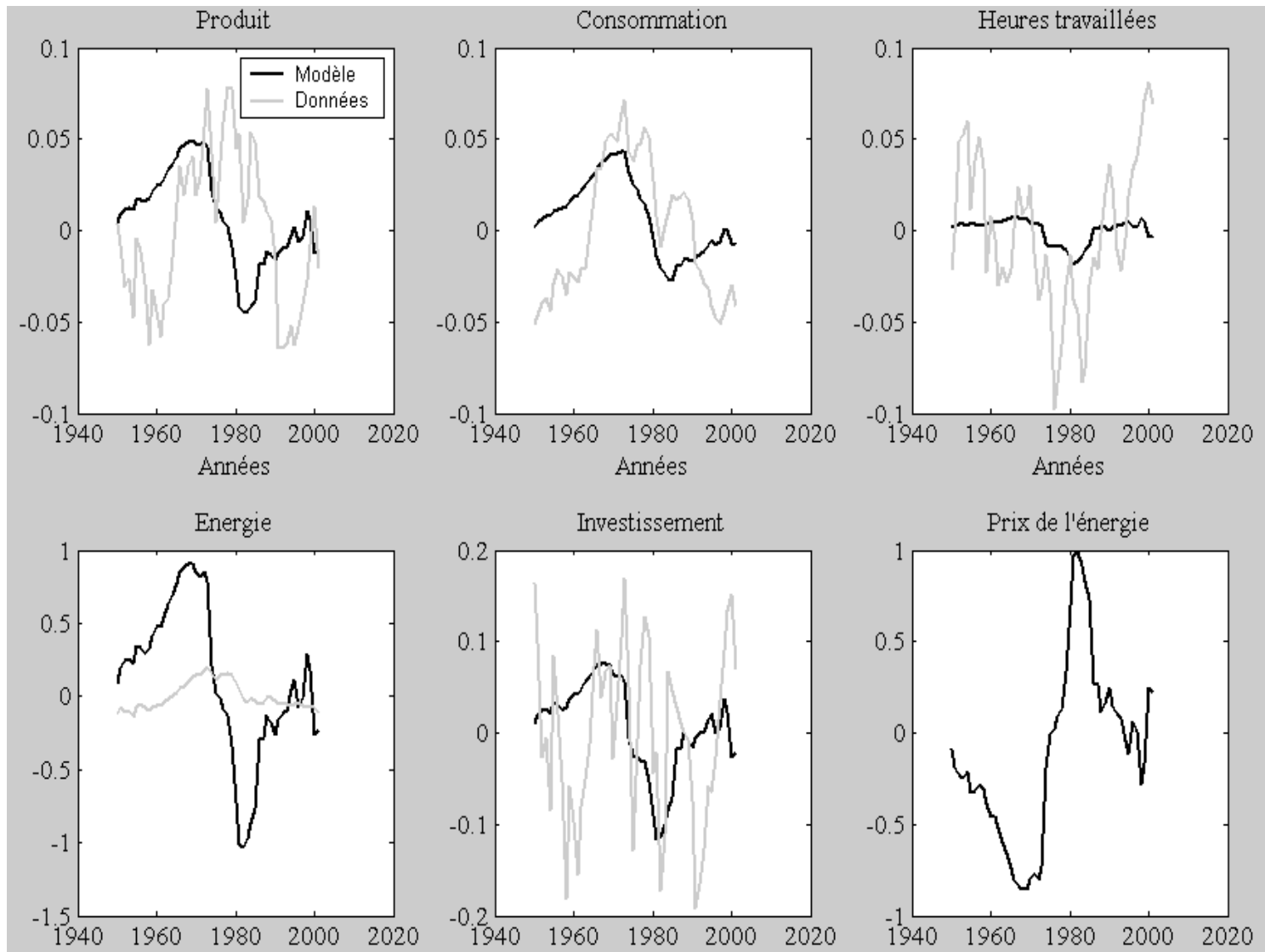
Les séries que nous allons utiliser vont être filtrées afin d'éliminer la composante tendancielle pour se concentrer sur les propriétés cycliques des données. Le choix de la technique de filtrage est important. Dans notre étude, nous considérons les séries en écart à une tendance linéaire obtenue par MCO (les résidus de notre régression correspondant aux variations cycliques du modèle).

L'opération de filtrage des données est effectuée sur les séries de consommation, de consommation d'énergie, d'investissement, d'heures travaillées et de produit.

Après avoir tracé sur le même graphique la série des données réelles et celle prédite par le modèle, nous allons évaluer l'impact des fluctuations du prix du pétrole sur le cycle américain.

Graphiquement nous obtenons :

Fig.V.3 : Evaluation quantitative



Notre modèle capture convenablement les fluctuations agrégées. Les récessions sont donc correctement prises en compte. Par exemple, la récession du début des années 80 est particulièrement bien capturée pour l'ensemble des agrégats. Ceci est confirmé par la corrélation positive entre les données et les résultats du modèle.

On remarque que les fluctuations n'ont pas les mêmes amplitudes selon que l'on considère notre modèle ou les données. Cela provient du fait que seul les chocs sur le prix de l'énergie sont pris en comptes, mais aussi des la sous-évaluation des moments d'ordre supérieur ou égal à 2 (hypothèse d'équivalent certain).

Nous présentons maintenant les différentes corrélations possibles :

Tout d'abord les corrélations entre chacune des variables estimées dans le modèle et celles issues des observations:

Produit	Consommation	Heures travaillées	Energie	Investissement
0.0089	0.4536	0.5167	0.2242	0.01679

Toutes les corrélations calculées sont positives. Néanmoins, elles sont toutes relativement faibles. Ce résultat était attendu dans la mesure où notre modèle n'a pas vocation à reproduire parfaitement de manière descriptive les données.

Nous calculons également les corrélations entre les variables du modèle et le prix de l'énergie :

Produit	Consommation	Heures travaillées	Energie	Investissement
-0.9820	-0.8620	-0.8184	-1.0000	-0.9760

Nous obtenons des corrélations négatives très fortes entre nos variables du modèle et le prix de l'énergie ce qui confirme l'importance de l'impact négatif du prix de l'énergie sur les différents agrégats dans notre exposé.

Enfin, nous calculons les corrélations entre les variables observées et le prix de l'énergie

Produit	Consommation	Heures travaillées	Energie	Investissement
0.1303	-0.0998	-0.2582	-0.1742	-0.1949

Pour la consommation, les heures travaillées et l'investissement la corrélation est négative mais d'une importance moindre que pour les variables de notre modèle. Cela peut s'expliquer par l'existence d'autres phénomènes dans l'économie non pris en compte par notre modèle.

La corrélation positive entre le prix de l'énergie et le produit des données provient du fait que certains effets positifs sur le produit lors d'une augmentation du prix du pétrole ne sont pas pris en compte.

Nous pouvons donc conclure que le modèle reproduit bien de manière pro cyclique les données, cependant la volatilité des données n'est pas reproduite. La sous-évaluation des moments d'ordre 2 et l'absence d'un processus exogène représentant les chocs technologiques sont deux explications possibles du manque de volatilité des variables de notre modèle.

4- CONCLUSION

Cette étude a mis en évidence le pouvoir explicatif des variations du prix de l'énergie sur les fluctuations agrégées. Nous avons ainsi montré qu'une grande partie des variations des cycles était due directement aux variations du prix de l'énergie. Une limite de notre analyse provient de l'utilisation d'une fonction de production de type Cobb-Douglas. En effet, l'utilisation d'une fonction de production de type CES nous aurait permis de mieux capturer la complémentarité entre le capital et la consommation d'énergie en relâchant la constance de la part de l'énergie dans l'output. Cependant, ce modèle donne déjà des résultats encourageants permettant de mieux comprendre les fluctuations de l'économie après un choc sur le prix de l'énergie.

Bibliographie

ANDREWS David., Tests for parameter instability and structural change with unknown change point, *Econometrica*, 1993, 61, p. 821-856.

BARRO Robert J., Unanticipated money growth and unemployment in the United States, *American Economic Review*, mars 1977.

BARSKY Robert B. et KILIAN Lutz, Do we really know that oil caused the great stagflation? A monetary alternative, *NBER Working Paper 8389*, 2001.

Annual Energy Review 2002, Energy Information Administration. Washington, DC: U.S. Department of Energy 2003.

ATKESON Andrew. et KEHOE Patrick., "Models of Energy Use: Putty-Putty versus Putty-Clay", *American Economic Review*, vol. 89(4), 1999.

BERNANKE Ben S., Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment, *Quarterly Journal of Economics*, 1983, vol. 98, n° 1, p. 85-106.

BERNANKE Ben S., GERTLER Mark et WATSON Mark, Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1997(1), p. 91-142.

BLANCHARD Olivier et KAHN, C., The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations, *Econometrica*, 1980, 48 (5), 1305-1311.

BRESNAHAN Timothy F. et RAMEY Valerie A., Segment shifts and capacity utilization in the U.S. automobile industry, *American Economic Review Papers and Proceedings*, may 1993, vol. 83, n°2, p. 213-218

BROWN Stephen P. A. et YÜCEL Mine K., Oil prices and U. S. Aggregate Economic Activity: A question of neutrality, *Federal Reserve Bank of Dallas Economic and Financial Review*, Second Quarter 1999, p.16-23.

BURBIDGE John et HARRISON Alan, Testing for the effects of oil-price rises using vector autoregressions, *International Economic Review*, vol. 25, n°2, juin 1984, p. 459-484.

COOLEY, Thomas et Ed. PRESCOTT Tooley T., Economic Growth and Uncertainty: The Discount Case, in Cooley T., editor, *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton University Press, 1995, chapter 1.

DARBY Michael R., The price of oil and world inflation and recession, *The American Economic Review*, 1982, vol. 72, n°4, p. 738-751.

DAVIS Steven J. et HALTIWANGER John, Sectoral job creation and destruction responses to oil price changes, *Journal of Monetary Economics*, 2001, 48, p. 465-512.

DAVIS Steven J., LOUNGANI Prakash et MAHIDHARA Ramamohan, Regional labor fluctuations: oil shocks, military spending, and other driving forces, *Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper*, n°578, 1997, 63 p.

DOHNER Robert S., Energy Prices, Economic Activity and Inflation: Survey of Issues and Results, dans Knut Anton Mork (éd.), Energy Prices, Inflation and Economic Activity, Cambridge, Mass.: Ballinger 1981.

DOTSEY Michael et REID Max, Oil shocks, monetary policy, and economic activity,
Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review, 1992, 78/4, p. 14-27.

FERDERER J. Peter, Oil price volatility and the macroeconomy, *Journal of Macroeconomics*,
1996, vol. 18, n°1, p.1-26.

FRIED Edward R. and SCHULTZE Charles L., Overview, dans Fried et Schultze (éd.),
Higher Oil Prices and the World Economy, Washington, D.C.: The Brookings
Institution, 1975.

FRIEDMAN Milton et SCHWARTZ Anna J., A monetary history of the United States, 1867-
1960, Princeton University Press: Princeton, 1963.

FARMAR, Roger, "The macroeconomics of self-fulfilling Prophecies, Cambridge: MIT Press
1993.

GRANGER Clive W. J., Investigating causal relations by econometric models and cross-
spectral methods, *Econometrica*, juillet 1969, vol. 37, p. 424-438.

HAMILTON James D., The macroeconomic effects of petroleum supply disruptions, thèse de
sciences économiques, Université de Californie, Berkeley, 1982.

_____, Oil and the Macroeconomy since World War II, *Journal of Political
Economy*, 1983, vol. 91, n°2, p. 228-248.

_____, A neoclassical model of unemployment and the business cycle,
Journal of Political Economy, 1988, vol. 96, n°3, p. 593-617.

_____, Time Series Analysis, Princeton University Press: Princeton, 1994.

_____, This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship,
Journal of Monetary Economics, 1996(a), 38, p. 215-220.

_____, Analysis of the transmission of oil price shocks through the macroeconomy, manuscript, UCSD, 1996(b).

HAMILTON James D. et HERRERA Ana M., Oil shocks and aggregate macroeconomic behavior: The role of monetary policy, *University of California San Diego, Discussion Paper 2001-10*, juillet 2001, 31 p.

HAYASHI, F., "Econometrics", Princeton University Press 2000.

HICKMAN Bert G., HUNTINGTON Hillard G. et SWEENEY James L., Macroeconomic impacts of energy shocks, Amsterdam: North-Holland, 1987.

HOOVER Mark, What happened to the oil price-macroeconomy relationship?, *Journal of Monetary Economics*, 1996, 38, p. 195-213.

_____, This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship: Reply, *Journal of Monetary Economics*, 1996, 38, p. 221-222.

_____, Exploring the robustness of the oil price-macroeconomy relationship, *Federal Reserve Board (FEDS), Working Paper 1997-56*, 1997, 28 p.

_____, Oil and the macroeconomy revisited, *Federal Reserve Board (FEDS), Working Paper 1999-43*, 1999, 24 p.

_____, Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime, *Federal Reserve Board (FEDS), Working Paper 1999-65*, 1999, 24 p.

HOOVER Kevin D. et PEREZ Stephen J., Post hoc ergo propter once more: An evaluation of 'Does monetary policy matter?' in the spirit of James Tobin, *Journal of Monetary Economics*, 1994, vol. 34, p. 47-73.

_____, Money may matter, but how could you know?,
Journal of Monetary Economics, 1994, vol. 34, p. 89-99.

JONES Donald W., LEIBY Paul N. et PAIK Inja K., Oil price shocks and the macroeconomy:
What has been learned since 1996, Proceedings of the 25th Annual IAEE International
Conference, 26-29 juin 2002, Aberdeen, Scotland, 10 p.

KIM. I.M. et LOUNGANI Krashak, "The Role of Energy in Real Business Cycle Models",
Journal of Monetary Economics, vol. 29(2), 1992.

KYDLAND Finn E. et PRESCOTT Edward C., Time to build and aggregate fluctuations,
Econometrica, 1982, vol. 50, n°6, p. 1345-1370.

LEE Kiseok, NI Shawn et RATTI Ronald A., Oil shocks and the macroeconomy: The role of
price variability, *The Energy Journal*, 1995, 16(4), p. 39-56.

LILIEN David M., Sectoral shifts and cyclical unemployment, *Journal of Political Economy*,
1982, vol. 90, n°4, p. 777-793.

LOUNGANI Prakash, Oil price shocks and the dispersion hypothesis, *The Review of
Economics and Statistics*, 1986, 58, p. 536-539.

LUCAS Robert E. Jr., Econometric policy evaluation: A critique, *Carnegie-Rochester
Conference Series on Public Policy*, 1976, 1, p. 19-46.

LUCAS Robert E. Jr. et PRESCOTT Edward C., Equilibrium search and unemployment,
Journal of Monetary Economics, 1974, vol. 7, p. 188-209.

MANKIWIW Gregory, "Macréconomie", De Boeck Université 2001

McCALLUM Bennett, Real business cycles, in Robert Barro, ed., *Modern business cycle
theory*, 1989, (Harvard University Press, Cambridge, MA)

McCALLUM Bennett T., Recent developments in the analysis of monetary policy rules, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, novembre/décembre 1999, p. 3-11.

_____, Recent developments in monetary policy analysis: The roles of theory and evidence, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 2002, 88/1, p. 67-96.

MORK Knut A., Oil and the macroeconomy when prices go up and down: An extension of Hamilton's results, *Journal of Political Economy*, 1989, vol. 97, n°3, p.740-744.

_____, Business cycles and the oil market, *The Energy Journal*, 1994, 15, Special Issue, p. 15-37.

PIERCE James L. et ENZLER Jared J., The effects of external inflationary shocks, 1974, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, p. 13-61.

PINDYCK Robert S., Irreversibility, uncertainty and investment, *Journal of Economic Literature*, 1991, vol. 29(3), p. 1110-48.

RASCHE Robert H. et TATOM John A., The effects of the new energy regime on economic capacity, production and prices, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, mai 1977, 59(4), p. 2-12.

_____, Energy resources and potential GNP, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, juin 1977, 59(5), p. 10-23.

_____, Potential output and its growth rate - The dominance of higher energy costs in the 1970's, *Proceedings of the Second Annual Economic Policy Conference of the Federal Reserve Bank of St. Louis*, décembre 1977, 40 p.

RAYMOND Jennie E. et RICH Robert W., Oil and the macroeconomy: A Markov state-switching approach, *Journal of Money, Credit and Banking*, 1997, vol. 29, n°2, p. 193-213.

ROMER Christina D. et ROMER David H., Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz, *NBER Macroeconomics Annual*, 1989, vol. 4, p. 122-170.

SARGENT, Thomas, *Dynamic Macroeconomic Theory*, Londres: Harvard University Press, 1987.

SARGENT Thomas et WALLACE Neil, Rational expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule, *Journal of Political Economy*, avril 1975, 83:2, p. 241-254 (*Federal Reserve Bank of Minneapolis*, 1974, Working Paper n° 25 ; réimprimé dans *REEP*, vol. 1, p. 215-228).

_____, Rational expectations and the theory of economic policy, *Journal of Monetary Economics*, avril 1976, 2:2, p. 169-183 (*Federal Reserve Bank of Minneapolis Studies in Monetary Economics*, juin 1975, n° 2, revu en juin 1978 ; réimprimé dans *REEP*, vol. 1, p. 199-213).

SIMS Christopher A., Macroeconomics and reality, *Econometrica*, janvier 1980, vol. 48, n°1, p. 1-48.

_____, Comparison of interwar and postwar business cycles: Monetarism reconsidered, *The American Economic Review*, 1980, 70, p. 250-257.

TAYLOR John B., Discretion versus policy rules in practice, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, p. 195-214.

_____, An historical analysis of monetary policy rules, *NBER Working Paper*
6768, 1998.