

Université Abderrahmane Mira de Bejaïa
Faculté des Sciences Economiques, Commerciales et des Sciences de Gestion
Département des Sciences Economiques

Mémoire de fin de cycle

En vue de l'obtention du diplôme de Master en Sciences Economiques

Option : Monnaie, Banque et Environnement Internationale.

Thème

**Essai d'évaluation de l'impact des facteurs de
production et des chocs monétaires sur le PIB
en Algérie
(1980-2012)**

Etabli par :

**BOUDJELLABA Abdelouahab
TARMOUL Ahmed**

Membre du jury :

**M. R.TARMOUL (encadreur)
M. S.GOUDJIL (president)
M^{me}.N. HAMADOUCHE (examineur)**

Remerciements

Tout d'abord, nous rendons grâce à Dieu, tout puissant, pour la force et le courage qu'il nous a accordé.

Et nous adressons nos vifs remerciements et notre gratitude

A :

Notre promoteur Mr TARMOUL Rabah ainsi qu'à Mr ABERREHMANI Fares pour toutes leurs orientations, conseils précieux, tolérance et disponibilité.

Au corps enseignant, en particulier les membres du jury qui ont accepté d'évaluer ce modeste travail.

En fin nous remercions vivement l'ensemble de nos amis qui nous ont soutenus tout au long de notre parcours.

Merci à tous

Dédicaces

Nous adressons, notre plus profonde gratitude à nos chers parents qui nous ont soutenu tout au long de notre cursus, et c'est avec émotion que nous leurs exprimons toute notre affectation, notre admiration et notre profond respect ;

Que Dieu nous les garde.

Nous dédions ce modeste travail A :

Tous les membres de nos familles, frères et sœurs.

Nos chers amis qui nous accompagnent dans les moments importants de notre vie.

LISTE DES ABREVIATIONS

ADF : test de Dickey-Fuller Augmenté.

AIC : Akaike Information Criterion.

BM : Banque Mondiale.

DS : Differency Stationary.

DSGE : Modèle Dynamique Stochastique d'Equilibre Générale.

EMP : Emploi.

FBCF : Formation Brute de Capital Fixe.

K: Capital.

L: Travail.

M2 : Monnaie et quasi monnaie.

ONS : Office National des Statistiques.

PGF : Productivité Globale des Facteurs.

PIB : Produit Intérieur Brut.

PNB : Produit National Brut.

RBC : Real Busines Cycle.

REC : Rendement d'Echelle Constant.

SC : Schwarz Criterion.

TCE : Théorie des Cycles d'Equilibre.

TCM : Théorie des Cycles Monétaire.

TCR : Théorie des Cycles Réels.

TS : Trend Stationary.

TUC : Taux d'Utilisation des Capacités.

VAR : Vecteur Auto-Régressif.

VECM : Modèle de Correction d'Erreur Vectoriel.

SOMMAIRE

Remerciements

Dédicaces

Liste des abréviations

Introduction générale..... 1

Chapitre I: Evolution des modèles macroéconomiques 3

1) Présentation des modèles macroéconomiques traditionnels 4

2) Les critiques des modèles macroéconomiques traditionnels 4

3) L'émergence de la théorie des cycles réels 6

4) Les enrichissements apportés à la TCR..... 12

Chapitre II: Spécifications des modèles macroéconomiques 23

1) Le modèle de base de Lucas (1972) 23

2) le modèle de Solow (1956) 26

3) Le modèle RBC (Real Business Cycles)..... 28

4) Présentation du Modèle DSGE : modèle d'Ireland (1997, 2004)..... 31

Chapitre III: Essai d'évaluation de l'impact des facteurs de production

et des chocs monétaires sur la croissance du PIB en Algérie..... 35

1) Analyse graphique et statistique des séries de données 35

2) L'approche multivariée..... 46

3) Validation du modèle VECM..... 50

4) Dynamique du modèle VECM 51

Conclusion générale..... 55

Annexes..... 57

Liste des figures

Liste des tableaux

Bibliographie

Introduction générale

Les cycles économiques ont perturbé les économies de marchés depuis le début de l'ère industrielle. Autant la définition même du concept de cycle économique que la théorie avancée pour en expliquer la nature et la dynamique, ont généré beaucoup de polémiques sur la scène économique. Dans ce cadre, l'évolution historique de la macroéconomie nous a révélé plusieurs conceptions théoriques du cycle. Les cycles se reproduisent avec des amplitudes et des durées différentes, provoquant des variations majeures du produit. Pour cette approche, le cycle économique est défini comme une alternance de phases : prospérité, crise, dépression et reprise. C'est dans cette optique qu'elle distingue entre croissance et fluctuation dans la mesure où elle stipule l'existence d'une tendance déterministe dans les séries économiques.

Cette tendance déterministe suppose qu'une série macroéconomique évolue de manière linéaire par rapport au temps ($Y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$). Dans ce sens, les variables de la demande expliquent les fluctuations de court terme du produit et celles de l'offre la croissance de long terme, d'où son nom « synthèse néoclassique ». Celle-ci a dominé la modélisation macroéconomique des années 50 jusqu'aux années 70. Toutefois, plusieurs critiques ont été formulées à l'égard de la théorie traditionnelle, la plus importante est la non prise des anticipations rationnelles dans ses modèles. Avec cette hypothèse, Lucas (1972) a réussi à construire un modèle dans lequel il explique les fluctuations par des chocs monétaires non anticipés de la part des agents économiques.

Cependant, l'émergence de la théorie des cycles réels en 1982 a bouleversé complètement la conception traditionnelle, dans la mesure où elle a privilégié une vision stochastique de la tendance. Cette tendance stochastique suppose que les fluctuations d'une série macroéconomique sont expliquées par elle-même ($Y_t = \sigma + Y_{t-1} + \varepsilon_t$). Dans ce sens, les fluctuations économiques sont considérées comme étant des variations du produit lui-même.

Le cycle économique est considéré comme un phénomène agrégé se traduisant par des variations récurrentes et persistantes de l'activité économique dans son ensemble, donc il s'agit de simples régularités dans les variations de l'activité économique. Les modèles RBC se différencient du modèle de croissance néoclassique dans la portée des chocs technologiques.

Ce dernier préconise des chocs continus par contre la théorie des cycles réels (TCR) des chocs discontinus, donc une croissance en escalier. Malgré certains aspects positifs, cette théorie a été la cible de plusieurs critiques, d'où la nécessité que trouve certains économistes à l'améliorer. L'un des enrichissements les plus importants est sans doute l'introduction des

chocs monétaires dans le modèle RBC de base, ce qui à donner naissance à la nouvelle synthèse néoclassique avec des modèles de dernier génération (DSGE).

Dans cette perspective et on observant l'économie de notre pays, nous avons posé la question suivante : Dans une économie rentière, telle que l'économie algérienne, les facteurs de productions et les chocs monétaires ont-ils un effet permanent sur la croissance du PIB ? Et pour répondre provisoirement à cette question de départ nous avons émis les hypothèses suivantes :

- Comme l'innovation est une préoccupation récente en Algérie, durant la phase de planification, le processus d'industrialisation s'est fait sans tenir compte de cet aspect. Dans ces conditions il n'existe pas donc de choc de productivité ;
- La modification des variables monétaires n'ont pas d'impact notable sur la productivité du travail par conséquent, la croissance du PIB ne change pas de trajectoire en s'améliorant.

Pour mener à bien notre travail, nous avons divisé notre travail en deux étapes. La première est consacrée à une recherche bibliographique sur les théories des cycles économiques. Cette étape nous à permis de rédiger les deux premiers chapitres du présent document. Dans le premier, intitulé « évolution des modèles macroéconomiques », nous avons essayé de retracer et de présenter les différentes théories des cycles économiques avec leurs points communs et leurs divergences. Dans un second, intitulé « spécification des modèles macroéconomiques », nous avons essaie de présenter les différents modèles afin de voir, de comprendre et d'apprécier le coté technique des théories exposés dans le premier chapitre. La deuxième étape est relative au cas empirique. Pour se faire, nous avons confectionné des séries macroéconomiques afin de répondre à notre question de départ par des estimations économétriques. Cette étape s'est concrétisé par un troisième chapitre intitulé « Cas pratique : Analyse économétrique », dans lequel nous avons analysé les différents graphes des variables prises et les estimations des modèles VAR et VECM.

Au cours de ce premier chapitre, nous allons vous présenter un aperçu théorique sur l'évolution des modèles macroéconomiques dont lesquels, nous allons nous focaliser beaucoup plus sur le modèle RBC de base car il constitue le noyau de la modélisation contemporaine. Cependant, l'objectif recherché est de montrer l'importance des chocs technologiques dans la théorie des cycles réels (TCR) et la contribution des chocs monétaires à améliorer celle-ci. Pour se faire, nous allons vous présenter en premier lieu les modèles macroéconomiques traditionnels et les critiques théorique et empirique adressées à ces derniers, puis nous verrons l'émergence de la théorie des cycles réels, ses aspects positifs et négatifs, ses limites et enfin ses enrichissements internes et externes.

1) Présentation des modèles macroéconomiques traditionnels

L'émergence des fondements théoriques de la macroéconomie date sans doute des années 30 avec l'apparition du livre de J.M.Keynes intitulé « La théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie » (1936). La macroéconomie s'installe donc comme une discipline autonome, distincte de la microéconomie. Cet auteur explique la baisse de la production et le chômage de masse qui caractérise la grande crise de 1929 par une insuffisance de la demande et le chômage involontaire respectivement. Toutefois, ces fondements théoriques posés par Keynes ont servi à J.Hicks pour développer en 1937¹ le fameux modèle IS-LM qui est devenu plus tard l'incarnation standard de la théorie néokeynésienne. Cependant, ce modèle reposait sur une lacune : hypothèse des prix fixe. Le développement de la courbe de Philips en 1958² permet de la combler et de donner à l'Etat un argument pour intervenir dans l'économie par l'arbitrage entre chômage et inflation. Sous fondements de cette théorie néokeynésienne, plusieurs modèles ont vu le jour comme par exemple l'oscillateur de Samuelson de 1954³ et les modèles de grand taille construits par les banques centrales. Dans ce cadre, la modalisation macroéconomique néokeynésienne du court terme est représentée par le fameux modèle IS-LM et sa spécification de long terme, avec accumulation de capital, reprend le modèle de croissance de Solow⁴. Ainsi, ce que la coutume appelle « la synthèse néoclassique » a régné sans partage dans les années 50 jusqu'aux années 70. Celle-ci a proposé une explication très simplifiée de la décomposition entre cycle et croissance en se basant sur le trend déterministe (dépendant du temps) et en soulignant que les variables de l'offre expliquent la croissance de long terme, alors que celle de la demande expliquent quant à elle les fluctuations de court terme⁵.

2) Les critiques des modèles macroéconomiques traditionnels

Milton Friedman et Robert Lucas étaient parmi les premiers à critiquer sérieusement la théorie keynésienne. Effectivement, l'offensive néolibérale menait par Friedman à ouvert une

¹ in, Gilles Jacoud, De Vroey et Pierre Malgrange, « La monnaie dans l'économie », Nathan, septembre 1998, p. 219.

² in, Ibid., p.194.

³ in, Alexis Direr, « Croissance et cycles », 2004, p34.

⁴ in, Jean-Pierre Laffargue, Pierre Malgrange et Pierre Morin, « La « nouvelle synthèse néoclassique » : une introduction », Economie Statistique N° 451-453, 2012, p 32.

⁵ in, Tichit Ariane, Cours de théorie des cycles, 2004/2005, p.13.

brèche dans la citadelle keynésienne par l'introduction du chômage naturel en 1967 dans la courbe de Philips réduisant ainsi les biens faits d'une politique monétaire expansionniste et introduisant à l'occasion le doute sur l'efficacité de l'intervention de l'Etat dans l'économie.

Cependant, ce qui gênait réellement Friedman dans la théorie keynésienne s'était pas son fondement au tant que telle, mais plutôt les résultats de justification des interventions de l'Etat dans l'économie que les auteurs keynésiens en dérivait¹.

Toutefois, Lucas était sans doute plus sévère que Friedman dans la mesure où il a critiqué les fondements même de la théorie keynésienne. Pour lui ce qu'on doit retenir de Keynes est le rôle que ses idées ont joué pour endiguer l'expansion du socialisme plutôt que sa contribution à la théorie économique².

2.1) Critique empirique

La première critique empirique est survenu dans les années 70 avec l'événement du phénomène de stagflation : coexistence d'une inflation et d'un chômage élevés ainsi qu'une croissance économique en ralentie. Ce phénomène a mis en difficulté la courbe de Philips dans la mesure où celle-ci stipule l'existence d'un arbitrage entre chômage et inflation, effectivement, l'Etat dans cette courbe peut intervenir, par exemple pour faire baisse le chômage contre une augmentation de l'inflation, avec ses politiques de stimulation de la demande (la politique monétaire et la politique budgétaire). Ainsi, les modèles macroéconomiques traditionnels étaient mal préparés pour prendre en compte ce phénomène³.

D'autres critiques à l'égard de ces modèles ont été formulées dont celle de Sims dans les années 80. Cependant, ces modèles traditionnels reposaient sur des équations simultanées, c'est-à-dire une multitude d'équations structurelles connectées entre elles par des variables figurant dans plusieurs équations. Ainsi, ces critiques visaient justement la simultanéité des relations entre les équations du modèle et l'exogénéité de ces variables. Concernant cette dernière, Sims en 1980 indique que certaines variables sont postulées sans être formellement testées. Suite à sa critique, Sims proposaient une représentation VAR (Vector Autoregressive)

¹ in, Michel De Vroey et Pierre Malgrange, « La théorie et la modélisation macroéconomiques, d'hier à aujourd'hui », Paris-Jourdan Sciences Economiques, mai 2011, p.10.

² in, Ibid., p10-11.

³ in, Sanvi AVOUYI-DOVI, Julien MATHERON, Patrick FÈVE, « Les modèles DSGE et leurs intérêts pour les banques centrales », Bulletin de la Banque de France · N° 161, mai 2007, p.41.

dont les seules restrictions étaient le choix des variables sélectionnées et le nombre de retards intégrés¹.

2.2) Critique théorique

Les modèles traditionnels possédaient des équations de comportement qui relient les facteurs explicatifs à des variables d'intérêt dont celles de la politique économique. Ainsi, l'une des utilisations de ces modèles consistait à étudier avec toutes choses égales par ailleurs l'impact d'une modification de la politique économique sur les variables d'intérêt².

Mais selon Lucas en 1972, les économistes de ces modèles traditionnels considèrent à tort que les comportements des agents économiques ne changent pas quand la conjoncture économique actuelle ou anticipée change. Pour cet auteur, ces agents économiques possèdent des comportements dynamiques d'optimisation et exploitent rationnellement l'information disponible. Suite à l'annonce d'une décision de la politique économique ces agents changent forcément leurs comportements. C'est l'hypothèse des anticipations rationnelles popularisée par Lucas³.

3) L'émergence de la théorie des cycles réels

3.1) Apports et limites de la théorie des cycles monétaires (TCM)

Suite à sa critique formulée à l'encontre des modèles traditionnels, Lucas en 1972 propose la première version de la théorie des cycles d'équilibre (TCE) appelée la théorie des cycles monétaires (TCM). Cette dernière repose sur 3 hypothèses :

- Bien évidemment, l'hypothèse des anticipations rationnelles emprunté à Muth (1961) ;
- L'équilibre continu de tous les marchés (l'équilibre Walrasien) ;
- Le comportement optimal des agents économiques.

¹ in, Jean-Baptiste Gossé et Cyriac Guillaumin, Christopher A. Sims et la représentation VAR, p.4.

² in, Sanvi AVouyi-Dovi, Julien Matheron, Patrick Fève, « Les modèles DSGE et leurs intérêts pour les banques centrales », Bulletin de la Banque de France · N° 161, Mai 2007, p.41.

³ in, Mourad Ayouz, « Analyse structurelle », « Les modèles DSGE : intérêts pour l'analyse économique », Janvier 2008, p.30.

Et pour expliquer les fluctuations économiques, cet auteur introduit un choc monétaire et une information imparfaite de ces mêmes agents économiques¹.

- **Exemple explicatif**

Supposons une augmentation des prix des produits dans le marché « X » suite à une hausse de la demande. Cette augmentation peut avoir 2 raisons possibles :

- Soit en raison d'une hausse de la demande réelle pour les produits du marché « X » (modification des préférences de consommation des agents économiques par exemple) ;
- Soit en raison d'une élévation générale des prix suite à une politique monétaire expansionniste.

Dans cette situation, il est rationnel pour les producteurs des produits du marché « X » de fabriquer plus dans le premier cas que dans le second, puis que ce dernier est un pur effet nominal dans la mesure où la demande réelle reste inchangée et que la hausse générale des prix (notamment des matières premières) et celle des salaires nominaux ne va pas tarder à se sentir. Dans ce cadre, Lucas suppose au moins dans un premier temps que ces producteurs sont imparfaitement informés sur la raison de la hausse de la demande et que leurs rationalités les poussent à réagir partiellement à cette hausse. Ainsi, la monnaie peut avoir des effets réels sur l'économie (notamment la production) mais pas de façon systématique, c'est-à-dire que les autorités monétaires ne peuvent pas tremper les agents économiques indéfiniment dans la mesure où ces derniers sont supposé rationnels (incluant les anticipations)². En plus, cet auteur stipule qu'au moment où les agents forment leurs anticipations tout le passé est connu, donc celui-ci n'a aucun impact sur les variations des séries macroéconomiques or que la plupart de ces séries sont définis dans le cadre d'une tendance stochastique (trend stochastique)³.

Cependant, la limite la plus contraignante de TCM est l'incapacité de son modèle à reproduire de manière satisfaisante les faits stylisés les plus importants de l'économie.

¹ in, Legrand Muriel Dal-Pont et Hagemann Harald, «Théories réelles versus monétaires des cycles d'équilibre»,Revue française d'économie, p.210.

² in, Alexis Direr, « Croissance et cycles », 2003, p.25.

³ In, Tichit Ariane, Cours de théorie des cycles, 2004/2005, p.13.

3.2) La nouvelle méthode de Lucas

Suite à l'échec de son modèle de 1972, Lucas « publie un certain nombre d'articles (dont ceux de 1977 et de 1980) qui proposent une méthode nouvelle consistant à produire un modèle conçu comme une économie artificielle, complètement explicitée, qui se comporte dans le temps de façon à reproduire fidèlement le comportement des séries »¹.

3.3) Présentation de la théorie des cycles réels (TCR)

En exploitant cette nouvelle méthode définie par Lucas, les 3 hypothèses énoncées par celui-ci et les critiques émises à l'encontre des modèles traditionnels, Kyndland et Prescott en 1982 et Long et Plosser en 1983 développent la Théorie des Cycles Réels (TCR) ou Real Business Cycle (RBC). Cette théorie a contribué au changement de la façon dont les économistes représentent aujourd'hui les fluctuations économiques. Les premiers modèles de cette théorie des cycles réels possédaient la capacité de donner des résultats encourageants et ils se révélaient aussi capables de reproduire de manière satisfaisante un nombre significatif de faits stylisés du cycle économique².

Cependant, les éléments nouveaux de la TCR par rapport à la TCM de Lucas sont les suivants :

- Le retour à une information parfaite des agents économiques ou lieu d'une information imparfaite chez Lucas ;

Signalons au passage que dans la TCR cette information parfaite induit des anticipations rationnelles de la part des agents économiques et dans la TCM cette information imparfaite induit des erreurs d'anticipation de ces mêmes agents.

- L'introduction d'un choc technologique dans la TCR (d'où l'adjectif réel) à la place d'un choc monétaire dans la TCM ;
- Introduction d'un mécanisme de substitution intertemporelle qui est le processus de propagation des chocs (réels) ;

¹ in, Legrand Muriel Dal-Pont et Hagemann Harald, «Théories réelles versus monétaires des cycles d'équilibre»,Revue française d'économie, p.216.

² in,Jean-Pierre Laffargue, Pierre Malgrange et Pierre Morin, « La « nouvelle synthèse néoclassique » : une introduction », Economie Statistique N° 451-453, 2012, p 33.

- En fin, le dernier élément apporté par la TCR est la méthode de calibration qui s'oppose à l'économétrie et s'impose comme mode de validation empirique des modèles.

En plus de tous ces éléments, les modèles RBC considèrent les fluctuations des séries macroéconomiques comme étant des variations du produit lui-même. Dans ce sens, ils adoptent la notion d'une tendance stochastique par opposition à la tendance déterministe adopter par les modèles traditionnels dans laquelle les fluctuations sont considérer comme étant des dérives par rapport à la tendance de long terme. Toutefois, la TCR ne prétend pas l'existence d'une amplitude ni d'une périodicité données des phases d'expansion et de récession mais simplement certaines régularités dans les variations de l'activité économique.

Ainsi, cette théorie est considéré comme étant une analyse intégrée des fluctuations et de la croissance économique dans le sens où le même cadre théorique est utilisé pour rendre compte des 2 phénomènes. Elle décompose aussi clairement les fluctuations en mécanisme d'impulsion et de propagation, ce dernier étant à l'origine du phénomène de persistance¹. En fin, la TCR propose une description du cycle par le calcul des variances et des covariances des séries économétriques et l'étude de leur persistances².

3.4) La confrontation des estimations d'un modèle RBC aux faits stylisés

La validation empirique des modèles dans la TCR reposait sur la comparaison des différents résultats des corrélations, covariances et autocorrélations obtenus sur données historiques des séries macroéconomiques avec ceux des estimations du modèle. Pour se faire, nous avons choisi de comparer les propriétés cycliques de l'économie américaine et française avec les estimations du modèle de King, Plosser et Rebelo de 1988.

Concernant les propriétés cycliques des économies de ces deux pays nous avons observé les caractéristiques suivantes :

- Le produit est plus volatile que la consommation ;
- L'investissement est plus volatile que le produit ;
- La productivité est moins volatile que les autre séries ;

¹ in, Legrand Muriel Dal-Pont et Hagemann Harald, «Théories réelles versus monétaires des cycles d'équilibre», Revue française d'économie, p.216.

² in, Xavier Bonnet et Sandrine Duchene, «Apports et limites de la modélisation Real Business Cycle», Mars 1998, p.11.

- La volatilité de l'emploi est proche de celle du produit pour la France et un peu moins proche pour les Etats-Unis ;
- Les séries présentent un haut degré de persistance sauf la consommation et la productivité pour la France, et sauf juste cette dernière pour les Etats-Unis ;
- Toutes les séries évoluent de manière procyclique mais sans atteindre la même amplitude de variation ;
- La corrélation entre productivité et emploi est négative en France et presque nulle aux Etats-Unis ;
- La corrélation entre le salaire réel et la productivité n'est pas unitaire, ce qui pose problème dans les modèles où le salaire réel est supposé être égal à la productivité marginale du travail.

Tableau 1 : faits stylisés aux Etats-Unis

séries	Y	C	I	H	Π
Ecart-type	1,76	1,28	8,47	1,42	0,89
Ecart-type / Ecart-type (Y)	1	0,9	4,81	0,80	0,50
Autocorrélation d'ordre 1	0,85	0,86	0,81	0,84	0,52
Corrélation avec Y	1	0,81	0,90	0,86	0,59
Corrélation avec H					0,10
Corrélation avec le salaire réel				0,20	0,35

Source : Hairault Jean-Olivier, « Présentation et évaluation du courant des cycles réels », Économie & prévision, 1992-5, p.10.

Dans ce tableau et les 3 autres ci-dessous, Y désigne la déviation du produit par rapport à l'état stationnaire, C celle de la consommation, I celle de l'investissement, H celle des heures travaillées et Π celle de la productivité du travail.

Tableau 2 : faits stylisés en France

séries	Y	C	I	H	Π
Ecart-type	0,91	0,81	3,64	0,83	0,65
Ecart-type / Ecart-type (Y)	1	0,9	4,01	0,92	0,72
Autocorrélation d'ordre 1	0,76	0,67	0,82	0,89	0,63
Corrélation avec Y	1	0,63	0,80	0,71	0,45
Corrélation avec H					-0,35
Corrélation avec le salaire réel				-0,37	0,43

Source : Hairault Jean-Olivier, « Présentation et évaluation du courant des cycles réels », Économie & prévision, 1992-5, p.10.

Concernant les estimations du modèle canonique de King, Plosser et Rebelo pour ces 2 pays nous avons aussi observés les caractéristiques suivantes :

- **Aspects positifs**

- Le produit est effectivement plus volatile que la consommation ;
- L'investissement est effectivement plus volatile que le produit ;
- La persistance de la productivité est retrouvé mais pas celle des autres séries dans la mesure où elles le sont un peut moins sauf pour la consommation en France elle est presque parfaite ;
- Le caractère procyclique des séries est obtenu.

- **Aspects négatifs**

- La volatilité de l'emploi est sous-estimé et par contre celle de la productivité est surestimé ;
- La corrélation entre heurs travaillées et le produit est surestime et celle entre la productivité et le produit est très surestimé ;
- La corrélation de l'emploi avec la productivité est très élevée.

Tableau 3 : Modèle "canonique" de King, Plosser, Rebelo étalonné sur les Etats-Unis

Séries	\hat{Y}	C	I	H	Π
Ecart-type	1,29	0,43	3,50	0,26	1,03
Ecart-type / Ecart-type (Y)	1	0,33	2,71	0,20	0,80
Autocorrélation d'ordre 1	0,69	0,78	0,68	0,68	0,70
Corrélation avec Y	1	0,90	0,99	0,97	0,99
Corrélation avec H					0,96
Corrélation avec le salaire réel				0,96	1

Source : Hairault Jean-Olivier, « Présentation et évaluation du courant des cycles réels », Économie & prévision, 1992-5, p.11.

Tableau 4 : Modèle "canonique" de King, Plosser, Rebelo étalonné sur la France

Séries	Y	C	I	H	Π
Ecart-type	1,42	0,48	3,71	0,43	0,99
Ecart-type / Ecart-type (Y)	1	0,33	2,60	0,30	0,69
Autocorrélation d'ordre 1	0,68	0,72	0,67	0,67	0,69
Corrélation avec Y	1	0,95	0,99	0,98	0,99
Corrélation avec H					0,97
Corrélation avec le salaire réel				0,97	1

Source : Hairault Jean-Olivier, « Présentation et évaluation du courant des cycles réels », Économie & prévision, 1992-5, p.11.

En plus de ces aspects négatifs, la TCR a reçu plusieurs critiques dont les plus importantes sont les suivantes :

- La prise en compte de l'équilibre walrasien implique que même-si un chômage existe celui-ci est volontaire, chose qui n'est pas très crédible de nos jours¹ ;
- Lucas en 1987 s'oppose à une analyse purement réel du cycle, il recommande d'orienter les recherches vers des modèles hybrides, c'est-à-dire des modèles mêlant choc réel et choc monétaire² ;

En effet, suite aux hypothèses de concurrence pure et parfaite et d'anticipations rationnelles des agents économiques, les modèles RBC ne donnent aucun rôle à la monnaie dans les fluctuations économiques. La politique monétaire n'a pas d'impact sur les variables réelles de l'économie (notamment la production).

Ainsi, Malgré certains aspects positifs, décrits plus haut, obtenus par le modèle RBC de base, des aspects négatifs et des critiques de la TCR demeurent. Plusieurs solutions pour ces défaillances ont été proposées par certains économistes dont nous allons voir ci-dessous la pertinence de certaines d'entre elles.

4) Les enrichissements apportés à la TCR

Suite à ces critiques de la TCR et à ces aspects négatifs de son modèle de base, plusieurs économistes ont tenté d'enrichir cette théorie dans 2 directions différentes : enrichissements internes et enrichissements externes.

4.1) les enrichissements internes

Ces enrichissements s'inscrivent dans le paradigme néoclassique dont l'hypothèse la plus impotente est la discipline de l'équilibre (équilibre walrasien).

¹ in, Alexis Direr, « Croissance et cycles », 2003, p.42.

² in, Legrand Muriel Dal-Pont et Hagemann Harald, «Théories réelles versus monétaires des cycles d'équilibre»,Revue française d'économie, p.216.

4.1.1) L'hypothèse d'indivisibilité du travail

Comme nous l'avons déjà vu précédemment, les modèles RBC de base sous-estime la volatilité des heures de travail par rapport à celle obtenu sur données historiques. Pour remédier à cette défaillance, Hansen en 1984 introduit pour la première fois dans un modèles RBC de base l'hypothèse d'indivisibilité du travail. Selon cette hypothèse le nombre d'heurs travaillés par un individu est constant (pour des raisons institutionnelles par exemple). En effet, dans la réalité cet individu choisi de ne pas travailler du tout ou de travailler à plein temps.

Ainsi, l'offre de travail s'ajuste en fonction de la probabilité variable « α_t » pour l'individu de travail ce nombre d'heurs fixés (h_0). Cette probabilité est égale au ration du nombre moyen des heurs travaillées par individu (h_t) sur le nombre d'heurs fixées individuellement (voir l'encadré 1).

Encadré 1 : Indivisibilité du travail

L'utilité en période t devient donc, $\alpha_t = h_t / h_0$

$$U(c_t, \alpha_t) = \alpha_t (\log c_t + A \log (1 - h_0)) + (1 - \alpha_t) (\log c_t + A \log 1)$$

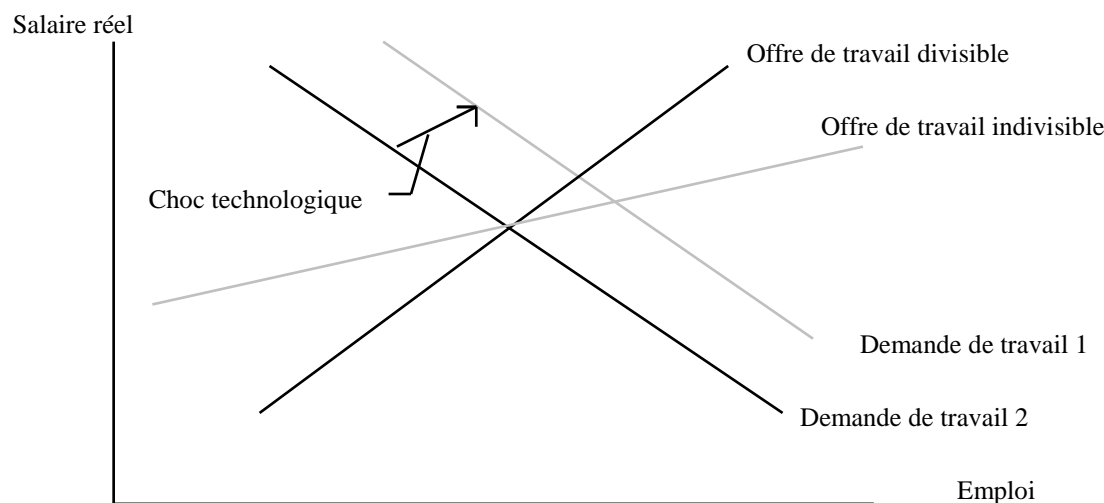
où A une constante, c_t la consommation totale

et en substituant α_t par le loisir $l_t = 1 - h_t$

$$U(c_t, l_t) = \log c_t - (A \log (1 - h_0) / h_0) l_t$$

Source : Xavier Bonnet et Sandrine Duchene, «Apports et limites de la modélisation Real Business Cycle», Mars 1998, p.18.

Au niveau de l'agent représentatif, cette hypothèse d'indivisibilité du travail rend l'effet de substitution intertemporelle du loisir infinie, donc dominant par rapport à l'effet de richesse et supérieur à celui des modèles RBC de base. Ainsi, dans un modèle RBC de base avec cette hypothèse d'indivisibilité du travail on obtient une volatilité de l'emploi beaucoup plus importante que celle du modèle standard (voir figure n° 1).

Figure n° 1 : Réponse de l'emploi et des salaires à un choc technologique

Source : Xavier Bonnet et Sandrine Duchene, «Apports et limites de la modélisation Real Business Cycle», Mars 1998, p.19.

Dans un modèle RBC de base la pente de la droite de l'offre de travail (offre de travail divisible) est supérieure à celle de ce même modèle avec l'hypothèse d'indivisibilité du travail (offre de travail indivisible). Donc, un même choc technologique provoque un déplacement plus important de la droite de demande le long de la droite de l'offre de travail indivisible que celui effectué le long de la droite de l'offre de travail divisible. Ainsi, le modèle RBC de base avec cette hypothèse d'indivisibilité du travail engendre une volatilité de l'emploi 6 à 10 fois supérieur qu'un modèle RBC standard¹.

En fin, le problème de faible volatilité de l'emploi des modèles RBC standard est bien corrigé avec cette hypothèse mais pas celui de la très forte corrélation positive entre emploi et productivité. Rappelons que cette corrélation est négative en France et nulle aux Etats-Unis sur données historiques.

¹ in, Fairise Xavier, Hénin Pierre-Yves et Langot François, « Les modèles de cycle réel peuvent-ils expliquer les fluctuations de l'emploi et de la productivité ? », Économie & prévision, 1992-5, p30.

4.1.2) L'introduction d'un choc budgétaire

En plus d'un choc technologique, Christaino et Eichenban en 1992 introduisent dans un modèle RBC de base un autre choc de nature budgétaire qui permet d'affecter l'offre de travail tout en laissant la demande inchangée.

Dans ce cadre, les dépenses publiques participent à la fois dans l'équilibre du marché des biens au même titre que la consommation et l'investissement et dans la consommation totale avec une part « α » sur laquelle l'individu fonde son bien-être en maximisant son utilité. La maximisation de l'utilité par l'individu repose sur le contrôle de cette consommation totale. Cette dernière est égale à sa consommation privée plus cette part des dépenses publiques « α » et non pas uniquement de sa consommation privée.

Encadré 2 : Introduction des dépenses publiques comme argument de la fonction d'utilité

- L'équilibre du marché des biens s'écrit :

$$C_t^p + i_t + g_t = y_t$$

ou encore,

$$c_t + i_t + (1-\alpha).g_t = y_t$$

où c_t est la consommation totale et c_t^p , la consommation privée, g_t est la dépense publique.

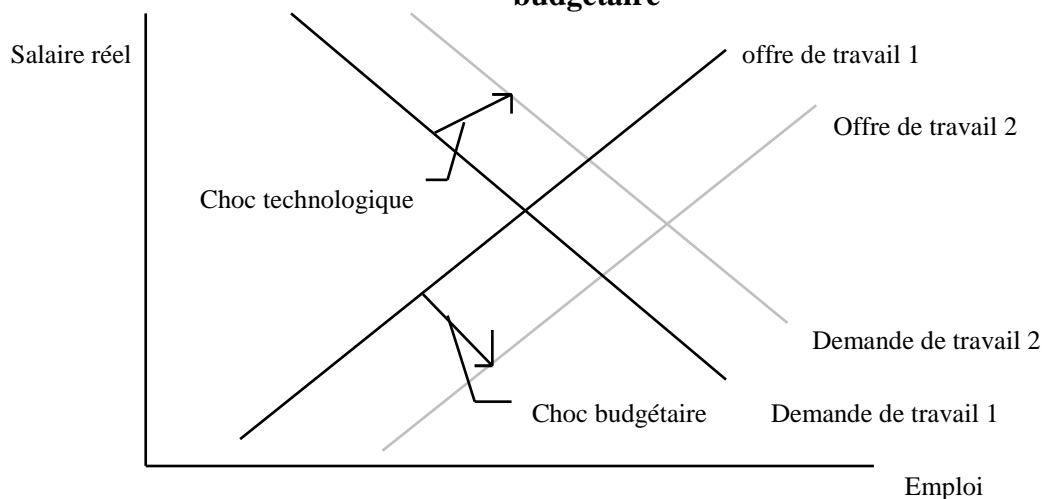
L'utilité fait intervenir comme argument la consommation totale $c_t = c_t^p + \alpha g_t$ et non plus comme dans le modèle standard la consommation privée c_t^p .

Source : Xavier Bonnet et Sandrine Duchene, «Apports et limites de la modélisation Real Business Cycle», Mars 1998, p.19.

Si « α » = 1 : la consommation totale se substitue complètement à la somme des dépenses publiques et à la consommation privée dans l'équilibre du marché des biens. On obtient les propriétés d'un modèle RBC de base : suite à une hausse des dépenses budgétaire, les agents changent leur consommation privée de manière à ce que le niveau optimal de consommation totale se maintienne. Dans ce cas le choc budgétaire est sans conséquences sur le marché du travail. Si « α » < 1 : la consommation totale se substitue partiellement à la somme de la consommation privée et des dépenses budgétaire dans l'équilibre du marché des biens. Ainsi, suite à une hausse des dépenses publiques (financées par augmentation des taxes forfaitaires par exemple) le revenu disponible baisse qui, à son tour, a pour effet de baisser l'utilité : effet richesse négatif. Cela a pour conséquence d'affecter négativement la

consommation et le loisir, et donc positivement l'offre de travail. Le graphe suivant représente la réponse de l'emploi à 2 chocs positifs : choc budgétaire et choc technologique.

Figure n° 2 : Réponse de l'emploi et des salaires à un choc technologique ou à un choc budgétaire



source : Xavier Bonnet et Sandrine Duchene, «Apports et limites de la modélisation Real Business Cycle», Mars 1998, p.21.

Comme on vient de le voir sur ce graphe ci-dessus, un choc technologique engendre un déplacement de la droite de demande de travail le long de celle de l'offre (augmentation de l'emploi et du salaire réel), et un choc budgétaire engendre quant à lui un déplacement de la droite de l'offre de travail le long de celle de demande (augmentation de l'emploi et diminution du salaire réel), ce qui laisse envisageable une diminution de la corrélation entre emploi et productivité.

Cependant, Sur le plan empirique, Christaino et Eichenbaun (1992) dans leur modèle obtiennent une corrélation entre productivité et emploi de 0,92 sans choc budgétaire et 0,72 avec celui-ci pour les Etats-Unis, soit une baisse de 0,19 seulement, alors que cette même corrélation et de -0,2 sur données historiques. Ainsi, ce modèle RBC de base avec choc budgétaire est loin d'avoir réglé le problème de corrélation entre emploi et productivité.

4.1.3) L'introduction d'un choc de préférence

En plus d'un choc technologique, Fairise, Hénin et Langot en 1992 introduisent dans un modèle RBC de base un autre choc : un choc de préférence. L'idée de ce choc consiste à affecter négativement la fonction d'utilité du consommateur mais sans modifier sa contrainte budgétaire. Le mécanisme à l'œuvre est semblable à celui du choc budgétaire décrit précédemment. Ces auteurs dans leur modèle démontrent que ce choc de préférence est

similaire à un choc de demande dans la mesure où il agit sur la consommation mais pas sur les ressources ni sur l'équilibre des biens.

Sur le plan empirique, ces auteurs dans leurs modèle obtiennent pour la France une baisse de la corrélation entre productivité et emploi de 0,86 à -0,41, et pour les USA de 0,78 à 0,078, sachant que sur données historique cette corrélation est de -0,3 et 0,11 respectivement (voir les tableaux 5 et 6).

Tableau 5 : faits stylisés

Variables	Ecart-type	Corrélations croisés avec H					
		-1	0	1	2	3	4
Etats-Unis							
Produit (Y)	0,76	0,87	0,87	0,71	0,49	0,23	0,12
Productivité (Π)	1,89	0,06	0,11	0,37	0,47	0,47	0,34
France							
Produit (Y)	0,91	0,54	0,71	0,73	0,68	0,51	0,43
Productivité (Π)	0,65	-0,4	-0,3	-0,14	0,02	0,14	0,22

Source : Fairise Xavier, Hénin Pierre-Yves et Langot François, « Les modèles de cycle réel peuvent-ils expliquer les fluctuations de l'emploi et de la productivité ? », *Économie & prévision*, 1992-5, p24.

Tableau 6 : modèle RBC avec choc de préférence

Variables	Ecart-type	Corrélations croisés avec H					
		-1	0	1	2	3	4
Etats-Unis							
Produit (Y)	1,96	0,66	0,93	0,59	0,31	0,1	-0,04
Productivité (Π)	0,68	0,15	0,076	-0,06	-0,16	-0,21	-0,25
France							
Produit (Y)	0,98	0,63	0,9	0,6	0,36	0,18	0,04
Productivité (Π)	0,45	-0,24	-0,41	-0,31	-0,22	-0,13	-0,06

Source : Fairise Xavier, Hénin Pierre-Yves et Langot François, « Les modèles de cycle réel peuvent-ils expliquer les fluctuations de l'emploi et de la productivité ? », *Économie & prévision*, 1992-5, p32.

Ainsi, ce modèle RBC avec choc de préférence corrige le problème de corrélation positive entre productivité et emploi, mais il ne reproduit pas la signification des chocs monétaires dans l'économie.

4.1.4) L'introduction d'un choc monétaire

Cooley et Hansen en 1989 introduisent la monnaie dans le modèle RBC de base par l'hypothèse de nécessité d'encaisses préalables tout en supposant que le taux de croissance de la monnaie suit un processus auto régressif d'ordre 1 (AR(1)). Ces auteurs dans leurs modèle obtiennent pour les USA une corrélation entre emploi et PIB de 0,98 et celle entre productivité et PIB de 0,87. De tels résultats laissent prévoir une forte corrélation positive entre emploi et productivité. Cependant, cette corrélation ne coïncide pas avec celle obtenue sur données historiques puisque celle-ci est presque nulle. Ainsi, ce modèle RBC de base avec cette hypothèse de nécessité d'encaisse préalables ne donne pas de solution ni au problème de corrélation entre emploi et productivité ni à la signification de la monnaie dans l'économie.

Une autre tentative d'introduction de la monnaie dans les modèles RBC de base est signée par Kyndland en 1989 avec l'hypothèse l'existence d'ilots d'informationnels (emprunté à Lucas (1972)) qui empêchent la bonne anticipation des prix au niveau agrégé¹. Sur le plan théorique ce genre de modèle semble intéressant dans la mesure où il mêle choc technologique et choc monétaire, mais sur le plan empirique il est incapable de corriger les problèmes rencontrés par les modèles RBC de base (aspects négatifs exposés plus haut).

En définitif, avec tous les enrichissements interne dont ceux exposés ici, les nouveaux classiques n'ont pas réussi à résoudre certains défaillances des modèles RBC de base dont celle d'introduction du choc monétaire, ainsi s'ouvert la voie à des enrichissements externes qui n'adhèrent pas à la discipline de l'équilibre pour faire progresser les modèles macroéconomiques vers une meilleure représentation de la réalité et des propriétés cycliques de l'économie.

4.2) Les enrichissements externes

La violation de l'une des hypothèses fondatrices de la TCR, à savoir celle de la discipline de l'équilibre, a ouvert la voie aux enrichissements externes orchestrés par les nouveaux keynésiens. Ces derniers ont tout de même gardé les autres hypothèses à savoir :

- L'optimisation intertemporelle des agents économiques ;
- Les chocs de nature réels ;
- La méthode de validation empirique des modèles (la méthode de calibration).

¹ in, Xavier Bonnet et Sandrine Duchene, «Apports et limites de la modélisation Real Business Cycle», Mars 1998, p.22.

Ainsi, est né la nouvelle synthèse néoclassique où nouveaux « keynésiens et classique utilisaient le même cadre d'analyse »¹, d'où le passage des modèles RBC à des modèles Dynamique Stochastique d'Equilibre Générale (DSGE). Ces modèles dite de dernière génération poursuivaient certain objectifs dont les plus importants sont les suivants :

- Représenter la réalité économique le plus fidèlement possible ;
- Reproduire la majorité des faits stylisés le plus parfaitement possible ;
- Redonner à la politique monétaire toute son importance.

4.2.1) La prise en compte de la concurrence monopolistique

A la différence des modèle RBC qui fonctionne sous l'hypothèse de concurrence pure et parfaite, les modèle DSGE utilisent celle de la concurrence monopolistique. Ces derniers modèles avec cette hypothèse de concurrence imparfaite stipulent l'existence de 3 suppositions :

- La première concerne l'existence d'une concurrence monopolistique exercer par les travailleur sur le marché du travail ;
- La deuxième concerne l'existence d'une agence d'emploi, celle-ci combine les différentes demandes d'emploi, puis elle prend le salaire des ménages comme indice de travail agrégé pour minimiser les couts de production. En suite, cette agence vend ces demandes d'emploi au secteur productif sur la base du salaire agrégé.
- La troisième supposition concerne l'existence de 2 catégories d'entreprises dans le secteur productif. La première exercent en concurrence monopolistique et produisent des biens intermédiaires imparfaitement substituables et la deuxième catégorie exercent en concurrence pure et parfaite et fabriquent des biens finaux qui sont la combinaison de ces biens intermédiaires.

Ainsi, l'introduction des comportements de marge permet de réduire les effets des chocs de productivité et augmente les effets des chocs budgétaires et monétaires².

¹ in, Alexis Direr, « Croissance et cycles », 2003, p.27.

² in, Mourad Ayouz, « Analyse structurelle », « Les modèles DSGE : intérêts pour l'analyse économique », Janvier 2008, p.34-35.

4.2.2) La prise en compte des rigidités nominales et réelles

En concurrence monopolistique, les rigidités nominales s'expliquent par les coûts d'ajustements que les producteurs subissent ou par leurs recherches à préserver leurs relations avec leurs clientèles. Cependant, pour reproduire la faible volatilité de l'inflation il faut supposer un degré de rigidités nominales imparfaitement invraisemblable. Pour rationaliser ces rigidités, Woodford en 2003 introduit la notion de complémentarités stratégiques. Cette notion stipule que face à un choc qui pousse une entreprise à augmenter son prix, celle-ci « est tentée de ne le faire que partiellement si elle craint que ses concurrents n'augmentent pas les leurs »¹. Ainsi, tous les producteurs finissent par adopter de faibles variations de leur prix, ce qui implique aussi une faible volatilité de l'inflation.

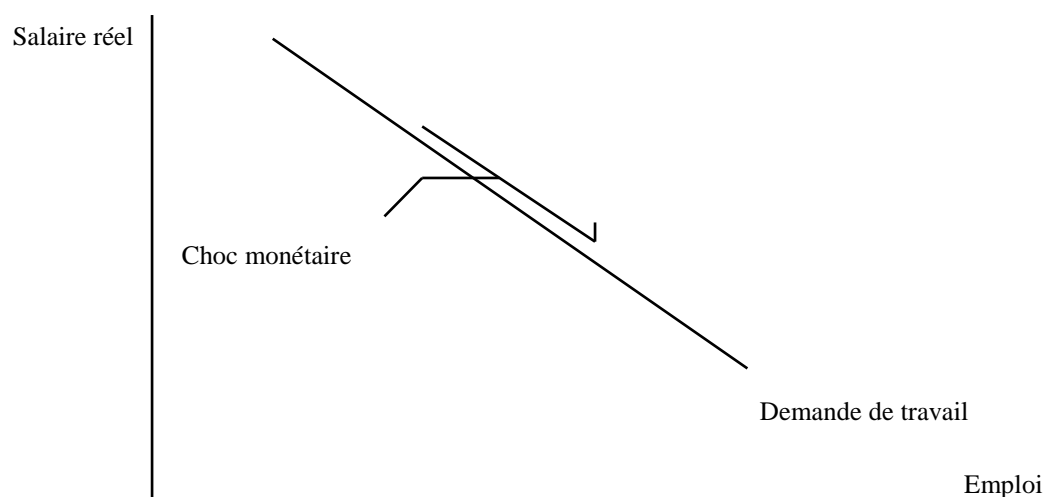
Autre spécification théorique de ces rigidités nominales existes dont celle dite de Calvo de 1983 est la plus répandue. Celle-ci stipule que chaque producteur et salarié possèdent une probabilité constante « λ » d'être en mesure d'ajuster leur prix de production et leur taux de salaire respectivement à leurs valeurs optimales, et une autre probabilité « $1-\lambda$ » d'être forcé de les maintenir à leurs niveaux antérieurs. En effet, face à un choc (hausse de la demande par exemple) qui pousse à réviser à la hausse les prix et les salaires des producteurs et des salariés respectivement, une partie « $1-\lambda$ » de ces producteurs et de ces salariés accroîtront leurs productions et leurs durées de travail sans augmenter leurs prix et leurs salaires respectivement. Ainsi, ces rigidités nominales (salaires et prix) permettent de créer une viscosité des salaires réels. Cela rend ces derniers moins sensibles aux chocs, ce qui permet de lisser le coût de production qui, à son tour, a pour effet de restreindre la volatilité de l'inflation².

4.2.3) L'introduction d'un choc monétaire

Sous l'hypothèse de rigidités nominales des salaires, le modèle RBC de base avec choc monétaire non anticipé parvient à faire baisser le salaire réel (donc la productivité) et à augmenter l'emploi.

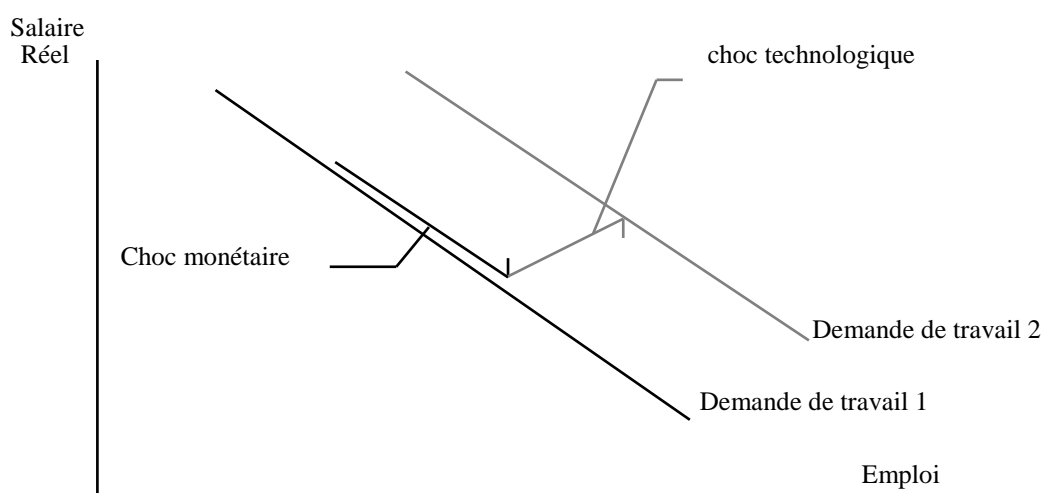
¹ in, Mourad Ayouz, « Analyse structurelle », « Les modèles DSGE : intérêts pour l'analyse économique », Janvier 2008, p.35.

² in, Jean-Pierre Laffargue, Pierre Malgrange et Pierre Morin, La « nouvelle synthèse néoclassique » : une introduction, Economie Statistique N° 451-453, 2012, p 34.

Figure n° 3 : Impact d'un choc monétaire seul

Source : Xavier Bonnet et Sandrine Duchene, «Apports et limites de la modélisation Real Business Cycle», Mars 1998, p.21.

Combiner un tel choc monétaire avec un choc technologique conduit à une corrélation entre productivité et emploi presque nulle voire légèrement négative si ce premier domine. Voir la présentation sur le graphe suivant :

Figure n° 4 : Combinaison d'un choc monétaire et d'un choc technologique

Source : Xavier Bonnet et Sandrine Duchene, «Apports et limites de la modélisation Real Business Cycle», Mars 1998, p.24.

Dans un modèle similaire à celui-ci, Hairault et Portient en 1991 obtiennent une corrélation entre productivité et emploi de -0,29 pour la France et -0,03 pour les USA¹. Dans ce sens, Cho et Phaneuf en 1995 obtiennent un résultat satisfaisant dans la mesure où l'estimation de leurs modèles pour cette même corrélation est de -0,24², contre -0,35 sur données historiques françaises. Ainsi, les chocs monétaires contribuent à reproduire la corrélation existante entre productivité et emploi, donc à améliorer les modèles RBC de base.

Au terme de ce chapitre consacré à l'évolution théorique de la macroéconomie, nous avons évoqués les critiques théorique et empirique des modèles macroéconomiques traditionnels qui ont donné naissance à la modélisation RBC, puis les enrichissements internes et externes qui ont contribué à améliorer ses performances et à l'émergence de la nouvelle synthèse néoclassique avec des modèles DSGE dits de dernière génération. Ainsi, le choc technologique explique largement les fluctuations du produit dans un modèle RBC de base, l'introduction des chocs monétaires dans ces derniers (enrichissements externes) les améliore dans la mesure où ils contribuent à reproduire la corrélation existante entre emploi et productivité.

¹ in, Fairise Xavier, Hénin Pierre-Yves et Langot François, « Les modèles de cycle réel peuvent-ils expliquer les fluctuations de l'emploi et de la productivité ? », *Économie & prévision*, 1992-5, p.32.

Après avoir présenté dans le premier chapitre les points de similitudes et de divergences entre les différentes théories des cycles économiques nous allons, dans un second, vous exposer leurs différents modèles afin de mieux les appréhender empiriquement. Pour ce faire, nous allons présenter en premier lieu le modèle de Lucas (1972), le modèle de croissance de Solow et la mesure de ses résidus, le modèle RBC de base de Kydland et Prescott (1982) et enfin le modèle d'Ireland (modèle DSGE de base).

1) Le modèle de base de Lucas (1972)

Dans ce modèle, Lucas considère une économie à générations imbriquées, où chaque jeune doit choisir son comportement en situation d'incertitude vis-à-vis de l'environnement économique future. Dans ce modèle à la Lucas la monnaie est non-neutre d'une part et d'autre part, il y a d'autres principes qui caractérisent ce modèle, qui stipule que l'économie est soumise à des chocs où coexistent deux chocs réels, l'un lié au nombre de jeunes travailleurs représenté par θ et un autre monétaire x qui affecte de façon multiplicative les encaisses des vieux, cependant ces chocs sont pas observables directement pas les jeunes agents mais reçoivent seulement un signal qui transmet l'information sur ces chocs, ce signal est une variable endogène. Aussi chez Lucas le choc monétaire x est l'un des déterminants de la masse monétaire de demain.

Rappelons brièvement les grandes lignes des principes de la version simplifiée du modèle de Lucas introduite par Azariadis (1981). Alors, les agents sont dans un cadre de génération imbriquée¹ où ils vivent deux périodes, successivement jeunes et vieux. L'offre de travail totale des jeunes sur le marché observé est θ le choc aléatoire réel de l'économie. D'un autre côté les vieux ne détiennent que la monnaie ; leur demande réelle est $\frac{mx}{p}$, où p est le prix nominal du bien et mx la masse monétaire. Sachant que la demande ne dépend pas du choc réel θ .

Azariadis a décrit le consommateur représentatif par la fonction d'utilité suivante :

$$U(c', y) = c' - \frac{1}{2}y^2$$

Où c' est la consommation future, et y l'offre de travail actuelle, la contrainte budgétaire s'écrit :

¹ in, Pierre-André CHIAPPORI, Roger Guesnerie, Anticipations, intermédiation et non- neutralité de la monnaie, *Annales d'économie et de statistique* N 19- 1990. P. 3.

$$x'py = p'c'$$

(py) le salaire d'aujourd'hui sous forme monétaire, donc soumis au choc monétaire de demain (x') qui permettra une consommation nominale ($p'c'$), l'offre de travail serait facilement px'/p' si l'agent anticipe parfaitement p' et x' . Il est facile aussi de montrer qu'en anticipation rationnelles, l'offre de travail individuelle devient $y = E\left(\frac{px'}{p'} / I\right)$ où I est l'information détenue par l'agent l'ors qu'il prend sa décision. Il suppose ici que le quotient $z = \frac{x}{\theta}$ est observable, alors que x et θ ne le sont pas séparément et que la masse monétaire de période précédente est une information publique, l'équilibre offre- demande s'écrit :

$$(1) \quad E\left(\frac{px'}{p'} / z\right) = \frac{mx}{p\theta}.$$

L'information qui résulte de z dépend de la théorie en laquelle l'agent croit, et qui explique le niveau de prix à de la quantité de monnaie m et de la valeur contemporaine des chocs x et θ . Nous écriront alors $p = \psi(m, z)$, d'où $p' = \psi(mx, z')$.

Où une fonction $\psi : \mathbb{R}_+^2 \rightarrow \mathbb{R}_+$ sera appelée solution ou théorie auto-réalisatrice si seulement si elle vérifie

$$(2) \quad E\left[\frac{\psi(m, z).x'}{\psi(mx, z')} / z\right] = \frac{mz}{\psi(m, z)}.$$

-toute solution de (2) est aussi solution de (1)

-mais, inversement, il peut exister des solutions de (1) qui ne peuvent s'écrire sous la forme restrictive $\psi(m, z)$

Comme m et z sont observables on peut sortir $\psi(m, z)$ de l'espérance conditionnelle :

$$(3) \quad E\left[\frac{x'}{\psi(mx, z')} / z\right] = \frac{mz}{\psi(m, z)^2}$$

Posons alors $\varphi(m, z) = \frac{mz}{\psi(m, z)}$: φ est l'offre de travail par tête y , et l'équation devient

$$(4) \quad E\left[\frac{\theta'}{\theta} \varphi(mx, z') / z\right] = [\varphi(m, z)]^2 .$$

Pour finir, la loi des grand nombre implique que x et θ suivent des lois Log normales, et comme Lucas et Azariadis ont imposé une moyenne égale à l'unité ils détiennent les densités suivante :

$$f_x(t) = \frac{1}{t\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}\left(\text{Log } t + \frac{\sigma^2}{2}\right)^2\right]$$

$$f_\theta(t) = \frac{1}{t\mu\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2\mu^2}\left(\text{Log } t + \frac{\mu^2}{2}\right)^2\right]$$

Où σ et μ sont des paramètres strictement positifs.¹

➤ La solution de Lucas

Ici la démarche de Lucas-Azariadis consiste à postuler une solution de la forme $\varphi(mz) = a(z)$, ce qui veut dire que le volume de la production, dépend uniquement des chocs et pas de la quantité de monnaie précédente m . il juste aussi de dire que les prix sont proportionnels à

$m : p = \frac{mx}{a(z)}$ en particulier le rapport $\frac{p}{p'}$ dépend de x , z et z' , mais pas de m .

L'équation (4) devient

$$(5) \quad E\left[\frac{\theta'}{\theta} a(z')/z\right] = [a(z)]^2.$$

L'indépendance présent-futur permet d'écrire

$$(6) \quad E[\theta' a(z')] \cdot E\left[\frac{1}{\theta}/z\right] = [a(z)]^2.$$

Posons par définition ; $\chi_0(z) = E\left[\frac{1}{\theta}/z\right]$; alors $a(z)$ s'écrit

$$a(z) = k_0 \cdot [\chi_0(z)]^{1/2}$$

Avec k_0 donné par

$$E[\theta' a(z')] = k_0 \cdot E[\theta' \chi_0^{1/2}(z')] = k_0^2 ;$$

D'où finalement

¹ Pour plus d'information sur les équations de ce modèle voir Lucas(1972) équations 4.2 p. 110.

$$(7) \quad a(z) = E[\theta' \chi_0^{1/2}(z')] \cdot \chi_0^{1/2}(z).$$

2) le modèle de Solow (1956)

Le modèle de croissance néoclassique a été développé dans les travaux de Solow (1956) et Swan (1956) leurs hypothèses sont :

- Chaque travailleur offre une unité de travail.
- La population est constante.
- le progrès technique incorporer au facteur travail est le moteur de la croissance et augmente l'efficacité de ce facteur.
- la part du produit investie en chaque périodes est constante (dénote s).

Pour simplifier, le modèle peut se résumer en quelques équations :

- Fonction de production néoclassique :

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{(1-\alpha)}$$

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + l_t$$

- Equation du modèle de croissance néoclassique :

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + sY_t$$

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + sX_t K_t^\alpha (A_t L_t)^{(1-\alpha)}$$

(Y_t) indique le produit, (K_t) le stock de capital, (L_t) les heures travaillées et (l_t) l'investissement. (A_t) est le progrès technique, donc c'est le moteur de croissance dans le cadre de modèle simple. (X_t) reflète la population constante, c'est l'efficacité du travail qui croît et engendre la croissance du produit. Le taux de dépréciation du capital est présenté par δ ¹.

Les chocs technologiques sont considérés comme exogènes dans le modèle de Solow. Ainsi, à partir des années 50 Solow et Denison proposent une méthode synthétique pour calculer le progrès technique. Cette méthode est la comptabilité de croissance qui permet de mesurer ce qui, dans la croissance du PIB, est imputable à la croissance des facteurs de

¹ in, Guy Ertz, « contribution du courant des cycles réels à la théorie du cycle économique », 2001, p.221.

production. Le point de départ de la comptabilité de la croissance est la fonction de production agrégée qui relie le niveau du produit à deux types d'arguments : le niveau des facteurs de production Capital (K_t), travail (L_t) et progrès technique (A_t) (appelé encore productivité globale des facteurs (PGF)).

$$y_t = A_t F(k_t, L_t) \quad (1)$$

En passant en taux de croissance l'expression de la fonction de production (1), on obtient :

$$\begin{aligned} \frac{\Delta y_t}{y_t} &\simeq \frac{\Delta A_t}{A_t} + \frac{\partial y_t}{\partial k_t} \frac{\Delta k_t}{y_t} + \frac{\partial y_t}{\partial L_t} \frac{\Delta L_t}{y_t} \\ &\simeq \frac{\Delta A_t}{A_t} + \frac{\partial y_t}{\partial k_t} \frac{k_t}{y_t} \frac{\Delta k_t}{k_t} + \frac{\partial y_t}{\partial L_t} \frac{L_t}{y_t} \frac{\Delta L_t}{L_t} \end{aligned}$$

Où le terme $\frac{\Delta A_t}{A_t}$ représente l'évolution de la PGF.

Pour aller plus loin, on fait intervenir deux hypothèses :

- L'hypothèse de concurrence pure et parfaite permet d'écrire que les facteurs sont rémunérés à leur productivité marginale, soit :

$$\frac{\partial y_t}{\partial k_t} = \frac{u_t}{p_t} \quad \text{et} \quad \frac{\partial y_t}{\partial L_t} = \frac{w_t}{p_t}$$

Avec u_t le cout d'usage du capital, w_t le salaire nominal et p_t le prix de production.

On pose α la part en valeur du capital dans le produit et β celle du travail.

$$\alpha = \frac{u_t k_t}{p_t y_t} \quad , \quad \beta = \frac{w_t L_t}{p_t y_t}$$

Donc, α et β peuvent s'écrire comme suite :

$$\alpha = \frac{\partial y_t}{\partial k_t} \frac{k_t}{y_t} \quad , \quad \beta = \frac{\partial y_t}{\partial L_t} \frac{L_t}{y_t}$$

L'hypothèse de rendement d'échelle constant :

$$\alpha + \beta = 1$$

On obtient alors :

$$\frac{\Delta y_t}{y_t} \simeq \frac{\Delta A_t}{A_t} + \alpha \frac{\Delta k_t}{y_t} + (1 - \alpha) \frac{\Delta L_t}{y_t}$$

On utilise donc habituellement cette équation pour calculer le taux de la PGF, que l'on nomme encore résidu de Solow, en référence à la façon dont il est obtenu :

$$\frac{\Delta A_t}{A_t} \simeq \frac{\Delta y_t}{y_t} - \alpha \frac{\Delta k_t}{y_t} - (1 - \alpha) \frac{\Delta L_t}{y_t}$$

Cette méthodologie ne tient, comme on l'a signalé, que si sont réunies les conditions de concurrence parfaite, rémunération des facteurs à leur productivité marginale et rendements d'échelle constants¹.

3) Le modèle RBC (Real Business Cycles)

La TCR prend comme référence le modèle de croissance de Slow(1956), enrichi dans 3 directions² :

- L'hypothèse l'un taux d'épargne endogène, c'est-à-dire qu'il dépend de l'agent représentatif dans une perspective d'optimisation intertemporelle de son utilité ;
- L'hypothèse d'une offre de travail endogène, c'est-à-dire quelle dépend du choix de l'agent représentatif en fonction de son anticipation à variation du salaire réel ;
- Hypothèse d'un progrès technique discontinu.

Dans un article célèbre apparu en 1982, Kydland et Prescott montrent que les fluctuations dans le progrès technique peuvent expliquer une part appréciable des variations cycliques des agrégats macroéconomiques. Ainsi, les fluctuations macroéconomiques, dans les modèles RBC, s'explique par des chocs sur la productivité qui se propagent via le processus d'accumulation du capital et de son impact sur les capacités de production. Les mouvements sur le marché du travail sont considérés comme volontaires : le chômage involontaire n'existe pas. Dans ce genre de modèle, les fluctuations économiques sont une réponse optimale aux modifications dans les capacités de production et tous les marchés sont à l'équilibre. Ainsi, on suppose l'existence d'une firme concurrentielle qui produit un bien final (sa production est l'équivalent du PIB du pays). Elle sera le sujet de la fonction de production suivante :

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{(1-\alpha)} \quad 0 < \alpha < 1. \quad (1)$$

C'est une fonction de production du type Cobb-Douglas où Y_t est sa production, K_t est le stock de capital, L_t représente l'emploi ou les heures travaillées, et A_t est le progrès

¹ in, K. Schubert, « Macroéconomie : La croissance », 2013-2014, p21-22.

² in, Tichit Ariane, Cours de théorie des cycles, 2004/2005, p.20.

technique qui augmente la productivité du travail à travers le temps. On suppose que la productivité suit un processus stochastique, égale à une composante tendancielle plus une composante aléatoire :

$$\ln(A_t) = gt + s_t \quad (2)$$

Productivité tendancielle :

$$\ln(\bar{A}_t) = gt \quad (3)$$

Le stock de capital obéit à la loi de mouvement suivant :

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_{t-1}$$

Où K_t est le stock de capital, I_t est l'investissement brut, et δ est un taux de dépréciation constant.

On suppose que nous sommes dans une économie fermée, donc l'épargne agrégée doit être égale à l'investissement brut :

$$I_t = S_t$$

Où S_t est l'épargne. Si nous imposons un taux de dépréciation de 100% ($\delta = 1$), nous avons :

$$K_t = S_{t-1} \quad (4)$$

Nous allons supposer que le ménage épargne une partie constante \bar{s} de son revenu :

$$S_t = \bar{s}Y_t. \quad (5)$$

Les équations (1) à (5) sont les mécanismes de propagation des chocs de productivité dans ce modèle RBC de base de Kyndland et Prescott. Lorsque l'output augmente suite à un choc positif de productivité, qui se manifeste par une hausse (A_t), l'épargne augmente par l'équation (5). Cette augmentation de l'épargne entraîne avec elle une hausse du capital à la période suivante par l'équation (4). L'output de la période suivante sera donc plus important que sa valeur tendancielle par l'équation (1), car le stock de capital est plus élevé même si le choc positif était seulement à la période précédente. La hausse de l'output engendre par la suite une augmentation de l'épargne et du stock de capital à des niveaux plus élevés que leurs valeurs tendancielles, ce qui entraîne à nouveau une hausse de l'output et ainsi de suite. Un choc positif de productivité se produisant seulement pour une période, peut donc générer des variations persistantes par l'intermédiaire du processus d'accumulation du capital. Donc, nous supposons que l'offre de travail est sensible aux variations temporaires du salaire réel par rapport au salaire réel tendanciel :

$$L_t^S = (W_t / \bar{W}_t)^\varepsilon \quad (6)$$

Le paramètre ε d'élasticité de l'offre de travail mesure la force de l'effet de

substitution. L'augmentation du salaire réel, dans cette équation, entraîne deux effets : effet de substitution et effet de richesse. Le premier incite l'individu à prendre plus de loisir, donc à travailler moins, le deuxième l'incite à rendre moins de loisir et à travailler plus. Ainsi, un changement permanent du salaire réel n'affecte pas l'offre de travail puisque les deux effets s'annulent à long terme, Par contre, un changement temporaire du salaire réel élimine l'effet de richesse tandis que l'effet de substitution reste.

Comme condition du premier ordre, il faut que le coût marginal du travail (qui est le salaire-horaire réel) soit égal à la productivité marginale du travail, ainsi nous avons :

$$W_t = \frac{\partial Y_t}{\partial L_t} = (1 - \alpha) \left(\frac{K_t}{A_t L_t} \right)^\alpha A_t = \frac{(1-\alpha)Y_t}{L_t} \quad (7)$$

Où W_t est le salaire réel.

Salaire réel tendanciel :

$$\bar{W}_t = (1 - \alpha) \bar{c} \bar{A}_t \quad (8)$$

Avec

$$\bar{c} = (K^*)^\alpha = \left(\frac{\bar{K}_t}{\bar{A}_t \bar{L}_t} \right)^\alpha$$

Le modèle RBC est un modèle d'équilibre en concurrence parfaite. A l'équilibre sur le marché du travail, nous avons :

$$L_t = L_t^S \quad (9)$$

En fait, à l'équilibre général il y a un équilibre simultané sur tous les marchés.

Résoudre ce modèle consiste à prendre ses équations et de les manipuler pour arriver à des solutions pour le PIB(en déviations par rapport au PIB tendanciel) et l'emploi. Nous pouvons résumer ce modèle comme un système de huit équations :

$$\begin{aligned} L_t^S &= (W_t / \bar{W}_t)^\varepsilon ; \\ W_t &= (1 - \alpha) \frac{Y_t}{L_t} ; \\ L_t &= L_t^S ; \\ \bar{W}_t &= (1 - \alpha) \bar{c} ; \\ \ln(\bar{A}_t) &= g t \bar{A}_t ; \\ \ln(\bar{A}_t) &+ s_t ; \\ Y_t &= K_t^\alpha (A_t L_t)^{(1-\alpha)} ; \end{aligned}$$

$$K_t = \bar{s}Y_{t-1}.$$

Les inconnus du système sont L_t^s , L_t , W_t , \bar{W}_t , A_t , \bar{A}_t , Y_t , et K_t . En principe, nous pouvons résoudre ce modèle par un processus de substitution des variables. Il y a aussi quelques paramètres : α , ε , \bar{c} , et g . Les deux derniers n'affecteront pas les solutions pour les composantes cycliques du PIB ou de l'emploi. Si nous voulons simuler le modèle, il faut attribuer des valeurs numériques à α et à ε ¹.

4) Présentation du Modèle DSGE : modèle d'Ireland (1997, 2004)

Dans le souci de construire des modèles plus proches de la réalité (plus riche), les nouveaux keynésiens, dans les années 90, introduisent des hypothèses l'imperfection des marchés et l'ajustement progressif dans les modèles RBC considérés comme caractéristique du monde réel. A l'origine de cette évolution des modèles RBC vers des modèles DSGE on trouve l'inefficacité de la politique monétaire dans ces premiers. En effet, cette inefficacité est totalement remise en cause après les résultats d'études purement statistiques se portant sur la corrélation entre masse monétaire et la production, effectué par Rotemberg et Woodford (1995, 1997) et Goodfriend et King (1997). Ces résultats démontrent donc la non neutralité de la monnaie. C'est dans ce sens que, les modèles DSGE où keynésiens nouveaux s'efforcent de redonner à la politique monétaire toute son importance. Ces nouveaux modèles reposent sur les hypothèses de prix de vente d'une entreprise qui peut être rigide à court terme et que cette entreprise détient un pouvoir de marché qui lui permet de vendre sa production au-dessus de son cout marginal. Ainsi, si la demande pour le bien produit par cette entreprise s'élève, elle trouvera encore profitable d'augmenter sa production, alors même que son cout marginal s'accroît.

A fin de donner un aperçu du fonctionnelle de ce modèles, nous allons vous présenté le modèle représentatif d'Ireland (1997, 2004). Ce modèle contient 6 variables endogènes (tableau 7) et il peut être ramené *in fine* à un système de seulement 3 équations après substitutions de variables et log-linearisation (annexe n°1). En absence de perturbation, ce modèle (même tous les modèles DSGE) décrit une évolution de l'économie le long d'un sentier d'équilibre de croissance à un taux constant. La présence de choc affectant le système de ce modèle engendre une réaction des agents économiques qui conduit à un nouvel équilibre

¹ in, Steve Ambler et Alain Guay, « Les cycles réels », L'économie sans frictions, 2011, p.4-10.

intertemporel perturbé. Sous sa forme log-linéarisation à 3 équations, le modèle d'Ireland d'écrit les écarts relatifs entre l'équilibre perturbé et la référence stationnaire pour ces 3 variables principales : L'index de l'inflation (π_t), le taux d'intérêt nominal (r_t) et le taux d'utilisation des capacités (TUC), ratio entre la production effective et la production potentielle, noté (x_t).

Tableau N°7 : Le modèle d'Ireland (1997, 2004) : définition des variables et des

Variables endogènes	
c_t	Consommation
h_t	Heures travaillées
Y	Production
W_t / P_t	Salaire réel
π_t	Index d'inflation
r_t	Taux d'intérêt nominal
Variables dont la détermination dépend de la définition d'un ancrage nominal	
P_t	Niveau du prix
W_t	Salaire nominal
Paramètres structurels	
a_t	Poids de la consommation dans la fonction d'utilité
H	Coefficient des heures travaillées dans la fonction d'utilité
B	Taux d'escompte subjectif
Z_t	Productivité du travail
G	Taux de croissance à long terme de la productivité
θ_t	Indicateur de concurrence sur le marché des biens
ϕ	Coefficient de rigidité des prix (coût d'ajustement des prix)
a_t	Réactions de la politique monétaire à l'inflation, à la croissance et au TUC
Chocs	
E_{zt}	Choc de productivité
E_{st}	Choc de préférence pour la consommation
$E_{\theta t}$	Choc de concurrence
E_{rt}	Innovation sur la fixation du taux d'intérêt
Variables annexes	
Q_t	Output de concurrence parfaite
X_t	Taux d'utilisation des capacités de production
k_t	Impact des coûts d'ajustement sur le taux de marge

paramètres

Source : in, Jean-Pierre Laffargue, Pierre Malgrange et Pierre Morin, La « nouvelle synthèse néoclassique » : une introduction, Economie Statistique N° 451-453, 2012, p 35.

Note : les variables en gras sont les variables endogènes du modèle réduit à trois équations. Pour être calculés à partir des résultats du modèle, les niveaux du prix et du salaire nominal supposent la donnée de leur niveau initial.

La première équation du système de modèle d'Ireland décrit de manière synthétique l'équilibre sur le marché des biens agrégé comme suite :

$$x_t = E_t x_{t+1} - (r_t - E_t \pi_{t+1} + 1) + s_t \quad (1)$$

Avec un terme stochastique s_t fonction des perturbations structurelles.

La demande de bien agrégé est constituée principalement de la consommation des ménages, qui arbitrent entre consommer dans la période présente ou dans la période suivante (future) en fonction du taux d'intérêt présent. Lorsque ce taux augmente dans la période présente, les ménages préfèrent repousser une partie de leurs achats, afin de réduire leur endettement ou d'élever leurs actifs rémunérés. Et l'offre de bien est en fonction de la quantité de travail offerte par les ménages, qui arbitrent encore une fois entre consommer plus et travailler moins ou consommer moins et travailler plus.

La deuxième équation explique l'évolution du prix de production. Cette équation s'écrit comme suite :

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \mu x_t + u_t \quad \text{avec } \mu > 0 \quad (2)$$

Dans cette équation, Ireland adopte une spécification empruntée à Rotemberg (1982), selon laquelle les entreprises lorsqu'elles changent leurs prix de vente subissent un coût. Ce coût est proportionnel au carré du taux d'inflation (variation entre la période présente et la période précédente). Ainsi, si les entreprises sont confrontées à une hausse durable de la demande, elles répartissent l'augmentation de leurs prix de vente entre la période présente et les périodes suivantes (futurs) et réagissent à court terme en augmentant les quantités produites, ce qui se traduit par une élévation du taux d'utilisation des capacités de production (x_t).

La dernière équation décrit la règle de la politique monétaire adoptée par la banque centrale (les autorités monétaires). Celle-ci réagit à une élévation du taux d'inflation et à une accélération de l'activité, en augmentant le taux d'intérêt nominal de manière progressive et non pas instantanément comme dans la règle de Taylor. Cette équation s'écrit comme suite :

$$r_t = r_{t-1} + \rho_\pi \pi_t + \rho_g (x_t - x_{t-1}) + \rho_x x_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

avec ρ_π, ρ_g et $\rho_x \geq 0$

Pour expliquer les fluctuations de ces trois variables endogènes, le modèle d'Ireland fait intervenir 3 perturbations stochastiques :

- ε_t , qui peut s'interpréter comme la part de la politique monétaire qui n'est pas conforme à la règle, c'est-à-dire celle qui est discrétionnaire ;
- u_t , qui influence directement la dynamique des prix ;
- s_t , qui agit sur le marché des biens.

On notera qu'à la différence des modèles DSGE (notamment le modèle d'Ireland), les modèles RBC de base ne contiennent ni concurrence monopolistique ni rigidité nominale et ils se bornaient pour leur part à n'introduire qu'une seule perturbation stochastique unique qui influençait la productivité totale des facteurs dans la fonction de production. On note aussi dans ce modèle d'Ireland la présence de variables avancées (x_{t+1} , π_{t+1}), cela est caractéristique des modèles à anticipations rationnelles.

Au cours de ce chapitre nous avons exposés les différents modèles macroéconomiques, à savoir le modèle de Lucas (1972), le modèle Solow, le modèle RBC de Kyndland et Prescott (1982) et le modèle DSGE de base d'Ireland, qui ont contribué à donner plus de clarté et de compréhension aux théories présentées dans le premier chapitre. Cependant, nous avons remarqué l'importance des facteurs de production dans l'explication de la croissance économique, chose que nous allons tenter d'expliquer dans notre cas pratique.

Introduction

Après avoir donné un aperçu théorique sur l'évolution de la modélisation macroéconomique et la présentation de ses différents modèles de base dont les quels nous avons aperçus l'importance et la contribution des chocs monétaires et technologiques dans l'explication et la reproduction des faits stylisés de l'économie et l'importance des facteurs travail, capital et progrès technique (PGF) dans la croissance économique de long terme, nous passerons à une étude empirique dans laquelle, nous allons utiliser la représentation autorégressive vectorielle (VAR) et celle du modèle de correction d'erreur vectorielle (VECM) afin d'apporter des éclaircissement sur l'impact des chocs monétaires et l'influence de la variation de l'emploi (EMP) et de la formation brut du capitale fixe réel¹ (FBCF) sur l'évolution du produit intérieur brut réel.

Ainsi, on présentera en premier lieu une analyse graphique des variables retenus, ensuite on passera à la modélisation vectorielle à savoir la stationnarité, la détermination du nombre de retard, l'estimation du modèle VAR et VECM et enfin l'analyse des chocs et la décomposition de la variance.

1) Analyse graphique et statistique des séries de données

1.1) choix des variables

L'échantillon utilisé pour notre étude économétrique couvre la période 1980 – 2012, soit 32 observations. Cependant, le but de notre cas pratique est d'une part, l'essai d'évaluation de l'impact de la variation de la masse monétaire au sens M2, emploi et de la formation brut de capital fixe sur le produit intérieur brut algérien, et d'autre part, dans le cas théorique, nous avons constaté l'influence des chocs de productivité et les chocs monétaire dans la reproduction des faits stylisés et l'importance des facteurs de production (capital, travail et productivité globale des facteurs) dans l'explication de la croissance économique. Ainsi, nous avons choisis les variables suivantes : le PIB, la masse monétaire au sens M2 et la formation brute de capitale fixe ainsi que l'emploi (annexe n°2).

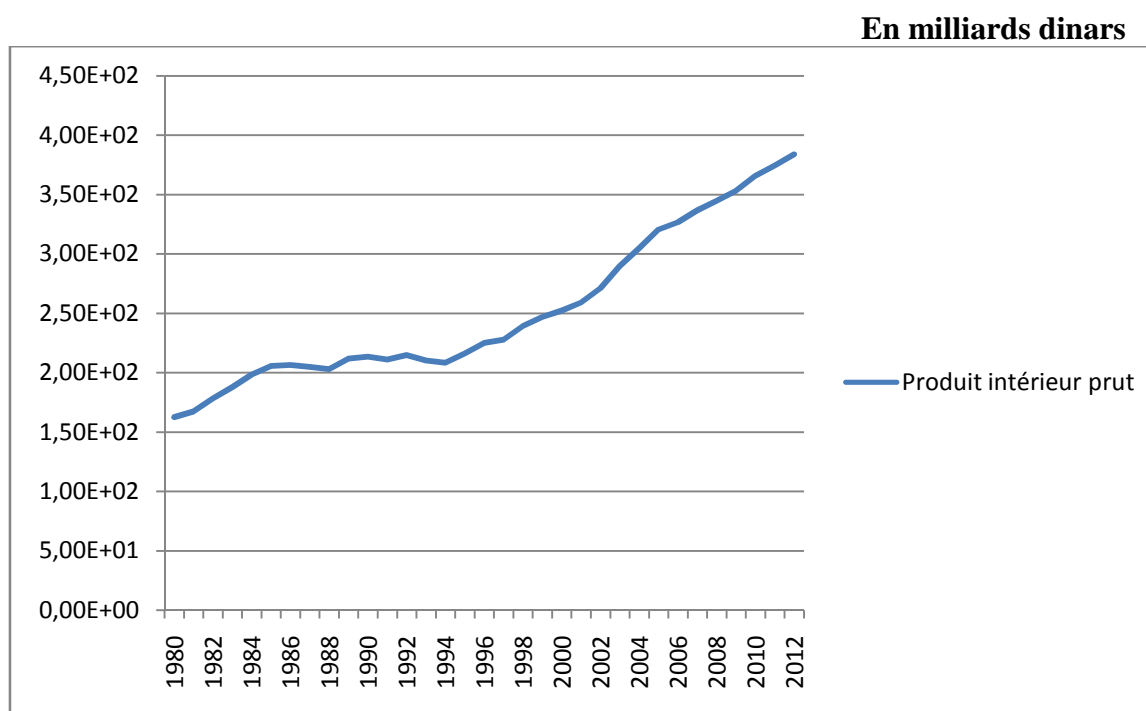
¹ La FBCF comprend les améliorations des terres, les usines, la machinerie et les achats d'équipements, la construction de routes, de chemins de fer, etc. y compris les écoles, les bureaux, les hôpitaux, les unités résidentielles privées et les édifices commerciaux et industriels.

Signalons au passage, que nous avons prévu d'inclure la variable progrès technique que nous avons calculer grâce à la formule de la comptabilité de la croissance (présentée précédemment), tout en appliquant un proxy de la variable capital par la variable formation brut de capital fixe et l'attribution des élasticités de 0,7 et 0,3 pour les facteurs travail (variable emploi) et capital (formation brut de capital fixe) respectivement et cela par manque de données, mais certaines valeurs obtenus sont négatives (annexe n°3) et le logarithme¹ ne peut pas être appliqué à des séries qui contiennent des valeurs négatives, même avec des séries brutes, c'est-à-dire sans appliquer le logarithme, logiciel Eviews ne nous donne pas les estimations VAR et VECM.

1.2) Analyse graphique des séries de données

1.2.1) Analyse graphique de la série du produit intérieur brut (constant)

Figure n°5 : Evolution du produit intérieur brut réel 1980-2012.



Source : Graphe obtenu à partir des données de la Banque Mondiale.

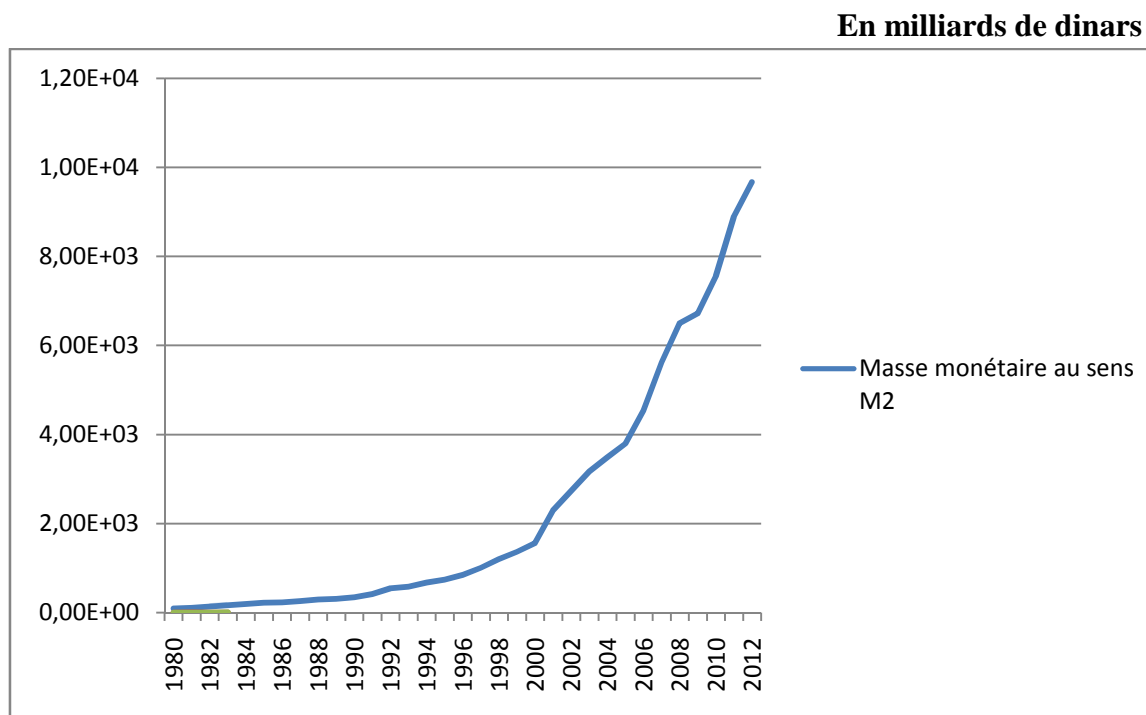
D'après la figure ci-dessus, l'évolution du PIB réel en Algérie a enregistré une nette augmentation entre 1980 et 1985 pour se stabiliser pendant toute la période à long de 1985 à 1994. Cependant, c'est à partir de 1995 que cet agrégat a connu une forte croissance qui est

¹ Sans l'application du logarithme le logiciel Eviews nous affiche pas les résultats de l'estimation VAR, VECM, les chocs et la décomposition de la variance.

expliquée en grande partie par une conjoncture favorable caractérisée par l'augmentation du prix des hydrocarbures sur le marché international d'où la transmission de ses effets sur l'économie réelle par la transformation de la rente en capital public, via les programmes dits de soutien à la croissance économique.

1.2.2) Analyse graphique de la série masse monétaire au sens M2

Figure n°6 : Evolution de la masse monétaire au sens M2 (constante) 1980-2012.



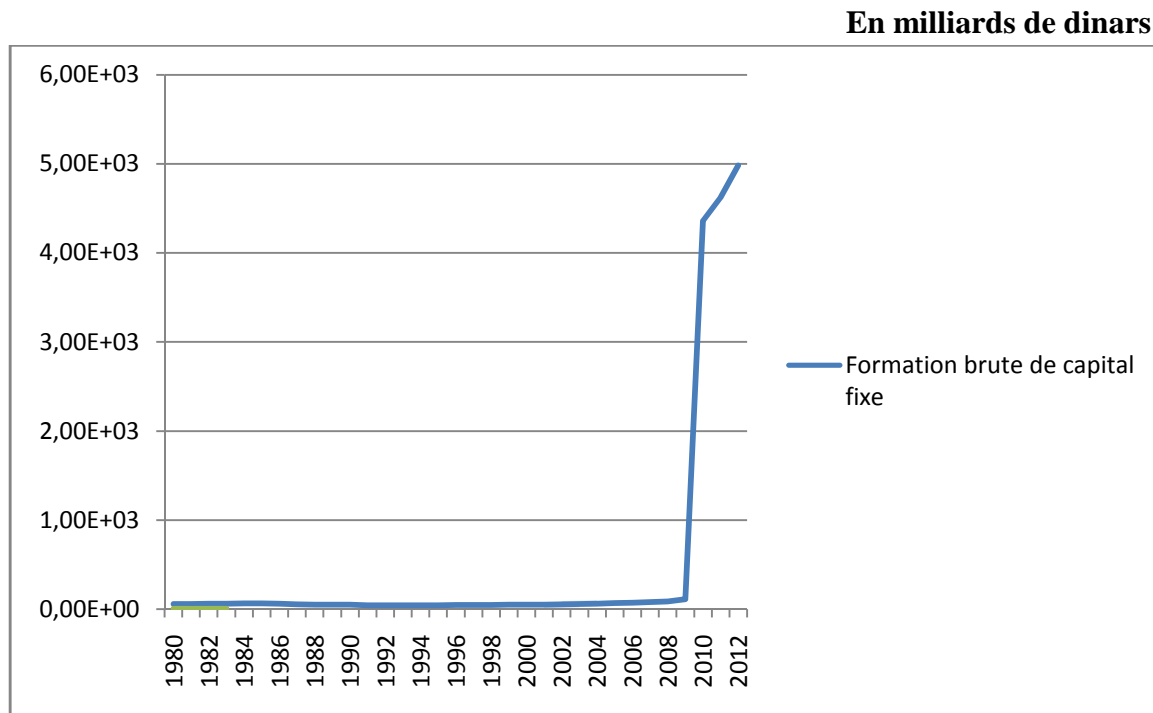
Source : Graphe obtenu à partir des données de la Banque Mondiale.

De ce graphe nous retenons que, durant la période (1980-1990) la masse monétaire au sens M2 a connue une stabilité dans la mesure où elle à augmenter seulement de $9,35 \cdot 10^{10}$ à $3,43 \cdot 10^{11}$ dinars, cela s'explique en grande partie par le régime socialiste adopté par l'Algérie depuis l'indépendance dont le quel tout est planifier à l'avance. Mais au début des années 1990, l'Algérie a optée pour une économie de marché en libéralisant le secteur financier par la promulgation de la loi 90-10 sur la monnaie et le crédit, et la monétisation des avoirs extérieurs, surtout entre 2004 et 2008 avant le choc extérieur de 2009¹, ce qui explique en grande partie la forte augmentation de cet agrégat de 1990 à 2012.

¹ <http://www.bankofAlgeria.dz>

1.2.3) Analyse graphique de la série de la formation brut de capital fixe (constant)

Figure N°7 : Evolution le la formation brut de capital fixe (constant) 1980-2012.

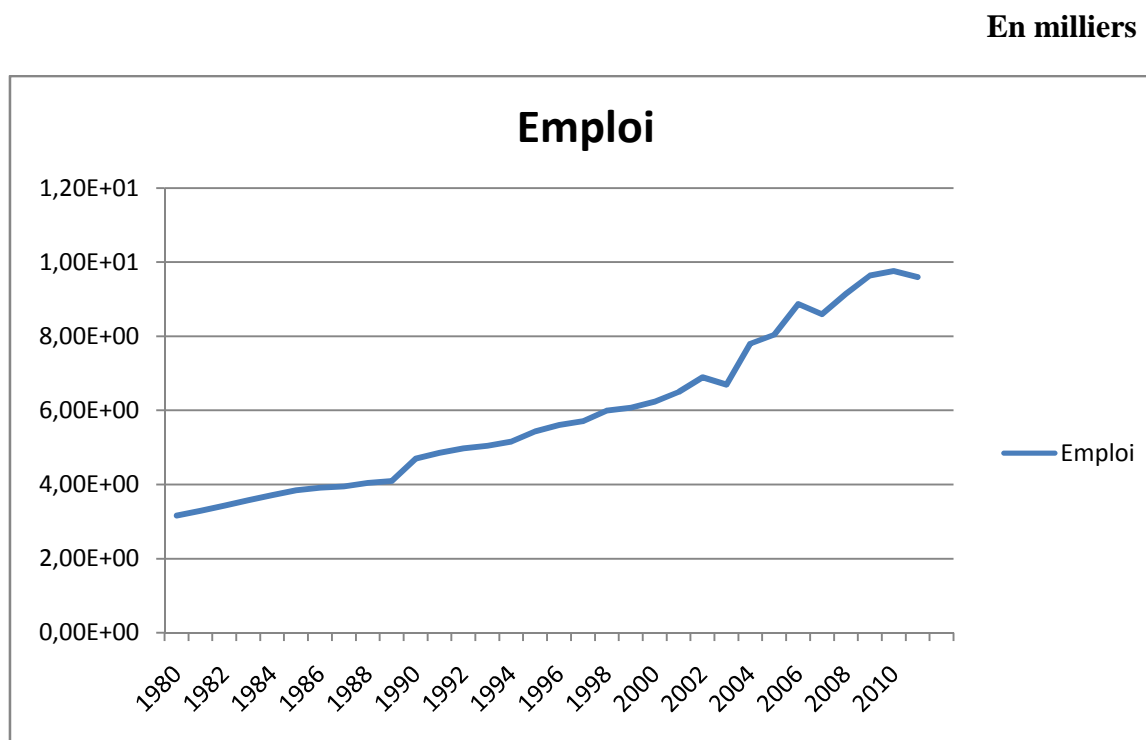


Source : Graphe obtenu à partir des données de la Banque Mondiale (B.M).

La période de transition entre l'abandon des industries lourdes, adopté par l'Algérie après l'indépendance, pour des industries légères, durant les années quatre-vingt, explique en grande partie la stabilité de cet agrégat entre 1980 et 1990. En suite, durant les années 90 nous avons observés une nette augmentation en volume de la formation brut de capital fixe qui est expliqué par l'intensification de ces industries légères.

1.2.4) Analyse graphique de la série de l'emploi

Figure N°8 : Evolution de l'emploi 1980-2012.



Source : Graphe obtenu à partir des données du Ministère des Finances.

Cette tendance haussière de l'emploi en Algérie, depuis les années 80, s'explique en grande majorité par l'abondance de l'industrie lourde au profit de l'industrie légère qui emploie plus de travailleurs que la première. Par la suite l'emploi a connu certaines perturbations, ce qui est le cas en 2004 et de 2009, cela s'explique par la fin des plans de relance économique.

1.3) Tests de Stationnarité

Les tests de stationnarité des séries nécessitent en premier lieu, la détermination du nombre de retard et l'application du test de Dickey-Fuller augmenté en second lieu. Afin de vérifier la significativité de la tendance, de la constante et identifier la nature de la non stationnarité des séries autrement dit, si elles admettent un processus Trend Stationary (TS) ou Differency Stationary (DS) avant d'appliquer le test de racine unitaire, nous avons nous référés aux trois modèles de base constituant le test de Dickey-Fuller augmenté.

1.3.1) Série LPIB

➤ pour la série LPIB

Tableau 8 : choix de nombre de retard de la série LPIB

Modèle 3		0	1	2	3	4
LPIB	Akaike	-4.61	-4.81	-4.84	-4.83	-4.89
	schwarz	-4.47	-4.63	-4.61	-4.55	-4.56

Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel EVIEWS 4.

Suite à ce tableau et à la règle de décision selon laquelle nous devons choisir l'ordre qui minimise les critères de choix (Akaike et Schwarz), le nombre de retards est égal à un (1).

Tableau 9 : résultat du test de Dickey-fuller augmenté pour la série LPIB.

Variable	Modèle	La série LPIB	
		t-cal	t-tab
LPIB	[3]	1,63	2.81
	[2]	0.075	2.56
	[1]	2.46	-1.95

Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel EVIEWS 4. (Voir annexe n°4).

En se référant au tableau ci-dessus on constate les résultats suivants :

-Dans le modèle 3 la tendance de la série n'est pas significatif car le ADF test statistique (T_c) = 1.63 < ADF tabulé (T_t) = 2.81, au seuil de 5%, ainsi le modèle 3 n'est pas le bon pour tester sa stationnarité : cette série n'admet pas un processus TS mais DS, alors on passe au modèle 2.

-Dans le modèle 2 la constante de la série n'est pas significative puisque le $T_c = 0.075 < T_t = 2.56$, au seuil de 5%, donc on passe au modèle 1.

-Dans le modèle 1 le ADF test statistique = 2.46 > ADF tabulé = -1.95, alors, cette série n'est pas stationnaire, il faut lui appliqué un filtre.

➤ Pour la série DLPIB

Tableau 8 : choix de nombre de retard de la série LDPIB

Modèle 3		0	1	2	3	4
DLPIB	Akaike	-4.79	-4.81	-4.75	-4.83	-4.73
	schwarz	-4.65	-4.63	-4.51	-4.54	-4.39

Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel EVIEWS 4.

Suite à ce tableau et à la règle de décision selon laquelle nous devons choisir l'ordre qui minimise les critères de choix (Akaike et Schwarz), le nombre de retards est égal à zéro (0) pour DLPIB.

Tableau 9 : résultat du test de Dickey-fuller augmenté pour la série DLPIB.

Variable	Modèle	La série DLPIB	
		t-cal	t-tab
DLPIB	[3]	/	/
	[2]	/	/
	[1]	-1.96	-1.95

Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel EVIEWS 4 (Voir annexe n°5).

En se référant au tableau ci-dessus on constate les résultats suivants :

-Dans le modèle 1 le $T_c = -1.96 < T_t = -1.95$, alors, cette série est stationnaire d'après ce test ADF après une première différenciation.

1.3.2) série LM2

➤ pour la série LM2

Tableau 10 : choix de nombre de retard de la série LM2

Modèle 3		0	1	2	3	4
LM2	Akaike	-2.42	-2.38	-2.34	-2.27	-2.21
	Schwarz	-2.28	-2.19	-2.11	-1.98	-1.88

Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel EVIEWS 4.

A partir de ce tableau et de la règle de décision citée plus haut, le nombre de retard de cette série est de zéro (0).

Tableau 11 : résultat du test de Dickey-fuller augmenté pour la série LM2.

Variable	Modèle	La série LM2	
		t-cal	t-tab
LM2	[3]	1.85	2.81
	[2]	0.96	2.56
	[1]	11.40	-1.95

Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel EVIEWS 4 (Voir annexe n°6).

En se référant au tableau ci-dessus on constate les résultats suivants :

-Dans le modèle 3 la tendance de la série n'est pas significatif car le $T_c = 1.85 < T_t = 2.81$, au seuil de 5%, ainsi le modèle 3 n'est pas le bon pour tester sa stationnarité : cette série n'admet pas un processus TS mais DS, alors on passe au modèle 2.

-Dans le modèle 2 la constante de la série n'est pas significative car le $T_c = 0.96 < T_t = 2.56$, au seuil de 5%, donc on passe au modèle 1.

-Dans le modèle 1 le ADF test statistique = 11.40 > ADF tabulé = -1.95, alors, cette série n'est pas stationnaire, donc en va la différencier une seul fois.

➤ **pour la série DLM2**

Tableau 10 : choix de nombre de retard de la série DLM2

Modèle 3		0	1	2	3	4
DLM2	Akaike	-2.27	-2.25	-2.16	-2.06	-1.94
	Schwarz	-2.14	-2.07	-1.93	-1.77	-1.61

Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel EVIEWS 4.

A partir de ce tableau et de la règle de décision citée plus haut, le nombre de retard de cette série est de zéro (0).

Tableau 11 : résultat du test de Dickey-fuller augmenté pour la série DLM2.

Variable	Modèle	La série DLM2	
		t-cal	t-tab
DLM2	[3]	/	/
	[2]	/	/
	[1]	-2.76	-1.95

Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel EVIEWS 4 (Voir annexe n°7).

En se référant au tableau ci-dessus on constate les résultats suivants :

-Dans le modèle 1 le ADF test statistique = $-2.76 < ADF \text{ tabulé} = -1.95$, alors, cette série est devenue stationnaire après la première différenciation.

1.3.3) Série LFBCF

➤ Pour la série LFBCF

Tableau 12 : choix de nombre de retard de la série LFBCF

Modèle 3		0	1	2	3	4
LFBCF	Akaike	2.01	2.10	1.98	2.08	2.17
	Schwarz	2.14	2.29	2.21	2.36	2.50

Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel EVIEWS 4.

A partir des résultats du tableau ci-dessus et en ce basant sur la règle de décision cité précédemment, le nombre de retard de la série LFBCF est égal à zéro (0).

Tableau 13 : résultat du test de Dickey-fuller augmenté pour la série LFBCF.

Variable	Modèle	La série LFBCF	
		t-cal	t-tab
LFBCF	[3]	1.81	2.81
	[2]	-0.45	2.46
	[1]	1.25	-1.96

Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel EVIEWS 4 (Voir annexes n°8).

En se référant au tableau ci-dessus on constate les résultats suivants :

-Dans le modèle 3 la tendance de la série n'est pas significatif puisque le $T_c = 1.81 < T_t = 2.81$, au seuil de 5%, ainsi le modèle 3 n'est le bon pour tester sa stationnarité : cette série n'admet pas un processus TS mais DS, alors on passe au modèle 2.

-Dans le modèle 2 la constante de la série n'est pas significative car le $T_c = -0.45 < T_t = 2.56$, au seuil de 5%, donc on passe au modèle 1.

-Dans le modèle 1 le ADF test statistique = 1.25 > ADF tabulé = -1.95, alors, cette série n'est pas stationnaire, il faut lui appliquée un filtre.

➤ **Pour DLFBCF**

Tableau 12 : choix de nombre de retard de la série DLFBCF

Modèle 3		0	1	2	3	4
DLFBCF	Akaike	2.04	2.12	2.20	2.31	2.41
	Schwarz	2.18	2.30	2.44	2.59	2.75

Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel EVIEWS 4.

A partir des résultats du tableau ci-dessus et en ce basant sur la règle de décision cité précédemment, le nombre de retard de la série DLFBCF est égal à zéro (0).

Tableau 11 : résultat du test de Dickey-fuller augmenté pour la série DLFBCF.

Variable	Modèle	La série DLFBCF	
		t-cal	t-tab
DLFBCF	[3]	/	/
	[2]	/	/
	[1]	-4.99	-1.96

Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel EVIEWS 4. (Voir annexe n°9).

En se référant au tableau ci-dessus on constate les résultats suivants :

-Dans le modèle 1 le ADF test statistique = -4.99 < ADF tabulé = -1.95, alors, cette série est devenue stationnaire après la première différenciation.

1.3.4) La série LEMP

➤ Pour LEMP

Tableau 14 : choix de nombre de retard de la série LEMP

Modèle 3		0	1	2	3	4
LEMP	Akaike	-3.82	-3.73	-3.69	-3.60	-3.53
	Schwarz	-3.68	-3.54	-3.46	-3.31	-3.20

Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel EVIEWS 4.

A partir de ce tableau on remarque que le nombre de retard optimal pour ces 2 séries est de zéro (0).

Tableau 15 : résultat du teste de Dickey-fuller augmenté pour la série LEMP.

Variable	Modèle	La série LEMP	
		t-cal	t-tab
LEMP	[3]	3.23	2,81
	[2]	/	/
	[1]	/	/

Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel EVIEWS 4. (Voir annexes n°6,n°7).

En examinant le tableau on constate les résultats suivants :

-Dans le modèle 3 la tendance de la série est significatif car le $T_c = 3.23 > T_t = 2.81$, au seuil de 5%, ainsi le modèle 3 est le bon pour tester sa stationnarité : cette série admet un processus TS, alors cette dernière n'est pas stationnaire.

➤ Pour la série RESIDLEMP

Tableau 14 : choix de nombre de retard de la série RESIDLEMP

Modèle 3		0	1	2	3	4
DLEMP	Akaike	-3.95	-3.86	-3.83	-3.73	3.66
	Schwarz	-3.90	-3.77	-3.69	-3.54	3.42

Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel EVIEWS 4.

A partir de ce tableau on remarque que le nombre de retard optimal pour cette séries est de zéro (0).

Tableau 15 : résultat du teste de Dickey-fuller augmenté pour la série RESIDLEMP.

Variable	Modèle	La série RESIDLEMP	
		t-cal	t-tab
RESIDLEMP	[3]	/	/
	[2]	/	/
	[1]	-3.38	2,81

Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel EViews 4. (Voir annexes n°6,n°7).

En se référant au tableau ci-dessus on constate les résultats suivants :

Pour la stationnarisée on récupère sa série des résidus, c'est-à-dire on enlève la tendance et la constante à cette série LEMP ($RESIDLEMP(\epsilon_t) = LEMP - B t - C$), en suite en lui applique le test ADF. Le résultat de ce test est le suivant : Dans le modèle 1 le ADF test statistique = $-3.38 < ADF\ tabulé = -1.95$, alors, cette série est stationnaire.

Enfin, l'analyse des séries par le test de DICKEY-FULLER et de racine unitaire, nous indique que toutes les séries (LPIB,LM2, LFBCF et LEMP) sont intégrés d'ordre un (1).

2) L'approche multivariée

2.1) détermination du nombre de retard

La première étape de cette analyse consiste à déterminer le nombre de retards du modèle VAR(p) pour des retards (p) allant de 1 à 4. Donc nous estimons un nombre de processus autorégressif et nous retenons celui qui minimise les critères d'Akaike et Schwartz, comme le montre le tableau suivant :

Tableau 16 : Représentation des résultats des critères de choix du modèle VAR

	1	2	3	4
AIC	-3.77	-3.66	-3.78	-3.46
SCH	-3.54	-3.23	-3.16	-2.65

Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel EViews 4.

Le nombre de retard qui minimise les critères d'Akaike est de trois (3), donc c'est un processus VAR(3).

2.2) Estimation du modèle VAR

Les équations obtenues de l'estimation du modèle VAR(3) peuvent être écrites sous la forme suivante (voir annexe n°12) :

$$\begin{aligned} \text{DLPIB} = & 0.279*\text{DLPIB}(-1) - 0.065*\text{DLPIB}(-2) + 0.015*\text{DLPIB}(-3) + 0.068*\text{DLM2}(-1) + \\ & 0.097*\text{DLM2}(-2) - 0.020*\text{DLM2}(-3) + 0.002*\text{DLFBCF}(-1) + 0.001139625079*\text{DLFBCF}(-2) \\ & + 0.141*\text{DLFBCF}(-3) + 0.022*\text{DLEMP}(-1) - 0.181*\text{DLEMP}(-2) - 0.253*\text{DLEMP}(-3) + \\ & 0.011 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{DLM2} = & - 0.563*\text{DLPIB}(-1) - 0.101*\text{DLPIB}(-2) + 0.725*\text{DLPIB}(-3) + 0.205*\text{DLM2}(-1) - \\ & 0.153*\text{DLM2}(-2) - 0.198*\text{DLM2}(-3) - 0.024*\text{DLFBCF}(-1) + 0.534*\text{DLFBCF}(-2) - \\ & 0.399*\text{DLFBCF}(-3) + 0.193*\text{DLEMP}(-1) + 0.469*\text{DLEMP}(-2) + 0.02751525067*\text{DLEMP}(-3) + 0.133 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{DLFBCF} = & - 3.265*\text{DLPIB}(-1) - 8.344*\text{DLPIB}(-2) - 7.161*\text{DLPIB}(-3) - 2.497*\text{DLM2}(-1) + \\ & 1.822*\text{DLM2}(-2) + 1.894*\text{DLM2}(-3) - 0.060*\text{DLFBCF}(-1) + 0.269*\text{DLFBCF}(-2) + \\ & 7.043*\text{DLFBCF}(-3) + 3.553*\text{DLEMP}(-1) + 1.713*\text{DLEMP}(-2) - 5.379*\text{DLEMP}(-3) + 0.351 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{DLEMP} = & 0.805*\text{DLPIB}(-1) - 0.303*\text{DLPIB}(-2) + 0.245*\text{DLPIB}(-3) + 0.081*\text{DLM2}(-1) - \\ & 0.221*\text{DLM2}(-2) + 0.157*\text{DLM2}(-3) - 0.028*\text{DLFBCF}(-1) + 0.178*\text{DLFBCF}(-2) - \\ & 0.353*\text{DLFBCF}(-3) - 0.292*\text{DLEMP}(-1) + 0.009*\text{DLEMP}(-2) - 0.090*\text{DLEMP}(-3) + 0.032 \end{aligned}$$

Dans notre estimation c'est bien la première équation qui nous intéresse le plus, car notre objectif primordial est de déterminer et d'interpréter les coefficients et les statistiques calculées de Student des variables et leurs influences sur le PIB afin d'expliquer son évolution. La procédure d'interprétation consiste à vérifier la significativité des coefficients de chaque variable, dans cette équation comme dans les autres, on comparant la valeur de la statistique calculé avec celle de la statistique tabulé (1.96). Si le t-statistique de la variable concerné est supérieur à 1.96, donc son coefficient est significatif et le contraire est vrai. Ce qui nous mène à déduire que tous les coefficients de cette équation sont non significatifs.

Du fait que nous avons obtenus des séries intégrés du même ordre (1) et que tous leurs coefficients sont non significatifs, dans cette estimation de VAR (3), nous avons décidé d'estimé l'équation de long terme pour la variable (PIB) avec le VECM. Pour commencer nous avons effectué le test de JOHANSEN.

2.3) Etude de la cointégration (test de johansen)

Ce test à pour objectif de déterminer l'existence de cointégration entre les variables. Ainsi, le tableau suivant nous montre le nombre de relation de cointégration :

Tableau n°17 : Résultats du test de cointégration au sens de Johansen

L'hypothèse Nulle	L'hypothèse alternative	Les valeurs propres	résultats du test de trace		résultats du test de la valeur propre maximale	
			valeur calculé	La valeur critique (5%)	valeur calculé	La valeur critique (5%)
$r = 0^*$	$r > 0$	0.756455	74.85780	47.21	39.54870	27.07
$r = 1^{**}$	$r > 1$	0.574601	35.30910	29.68	23.93234	20.97
$r = 2^{***}$	$r > 2$	0.258681	11.37676	15.41	8.381076	14.07
$r = 3$	$r > 3$	0.101464	2.995685	3.76	2.995685	3.76

Source : élaboré par nous à l'aide du logiciel Eviews (Voire l'annexe n°13)

* Rejet la première hypothèse au seuil de 5%.

** Rejet la deuxième hypothèse au seuil de 5%.

*** accepte la troisième hypothèse au seuil de 5%.

D'après les résultats du tableau ci-dessus, les deux premières hypothèses nulles sont rejetés, car il est claire que les valeurs calculées du test de la trace (74.85) et (35.30) sont supérieure aux valeurs critiques (47.21) et (29.68), respectivement, au seuil de 5%. Donc, il existe au moins deux relations de cointégration. Dans la troisième hypothèse nulle, la valeur calculée du test de la trace (11.37) est inférieure à la valeur critique (15.41), donc elle est acceptée. Il existe ainsi deux relation de cointégration entre les variables prises.

2.4) Estimation du modèle de correction d'erreur vectoriel (VECM)

L'estimation du modèle VECM(2) aux variables de l'étude, avec deux relations de cointégration, a donné les résultats suivants (annexe n°14).

2.4.1) L'équation relative au PIB à long terme

L'estimation du modèle VECM de long terme est donnée comme suivant :

$$LPIB_t = 7,95 + 0,00 LM2_t + 0,34 LFBCF_t + 0,62 LEMP_t$$

[-10,84] [-29,59]

[.]: La Statistique calculée de Student.

De cette équation, sur le plan statistique, il est clair que les variables prises (formation brut de capital fixe et l'emploi), pour expliquer l'évolution du PIB, sont corrélées positivement avec ce dernier car leurs coefficients sont positifs d'une part, et d'autre part leurs paramètres sont significatifs : les Statistiques calculées de Student (t) de LFBCF [-10,84] et LEMP[-29,59] sont nettement supérieures à la valeur critique (1,96) au niveau de signification de 5%. Mais, la variable masse monétaire au sens M2 n'a aucun effet sur le PIB à long terme, puisque son coefficient est nul.

Et sur le plan économique, la croissance du PIB est tirée essentiellement par l'emploi et le capital (FBCF), cela s'explique en grande partie par l'industrie légère adoptée par l'Algérie depuis les années 80, qui nécessite beaucoup d'emploi mais peu de capital, et par une productivité globale des facteurs négatifs, c'est-à-dire que notre pays n'a pas investi, ou du moins pas suffisamment, dans le facteur progrès technique ainsi, la plupart de la croissance du PIB est expliquée par les deux autres facteurs (travail et capital).

2.4.2) L'équation relative au PIB à court terme

Les résultats de l'estimation de l'équation du modèle (VECM) à court terme concernant la variable PIB est présenté comme suite :

$$D(LPIB) = 0.414 * D(LPIB(-1)) + 0.076 * D(LPIB(-2)) - 0.071 * LM2(-1) - 0.018 * D(LM2(-2)) - 0.170 * D(LFBCF(-1)) - 0.139 * D(LFBCF(-2)) + 0.360 * D(LEMP(-1)) + 0.222 * D(LEMP(-2)) + 0.0032$$

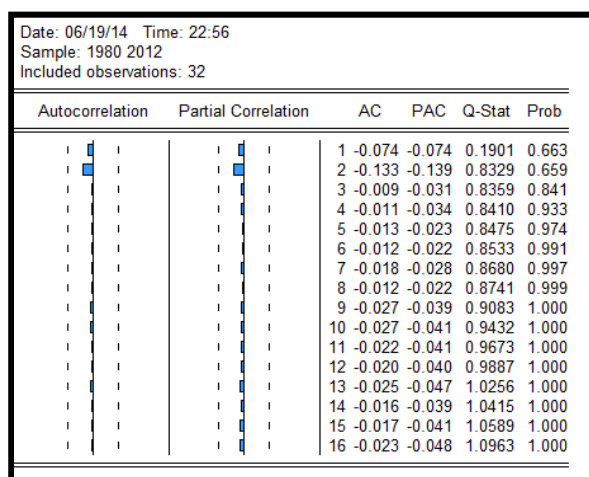
En observant cette équation du PIB de court terme, nous constatons que celui-ci dépend positivement de son passé et du passé de EMP, mais négativement du passé de M2 et du passé de FBCF, et que tous les coefficients des variables prises retardées d'une période sont significatifs sauf celui de la variable emploi, mais ceux retardés de deux périodes sont tous non significatifs. Ainsi nous pouvons conclure qu'à court terme les variables PIB et EMP

retardé influence positivement sur le PIB, mais pas M2 et FBCF dans la mesure où ils influencent négativement.

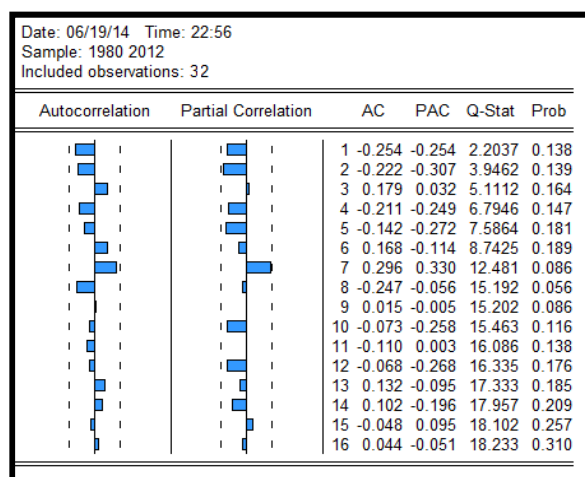
3) Validation du modèle VECM

Nous avons choisi de valider ce modèle par la vérification de la stationnarité des résidus des séries comme suite :

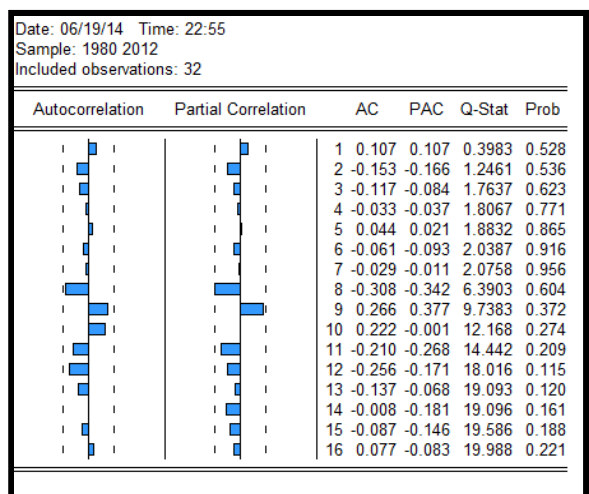
DLFBCF



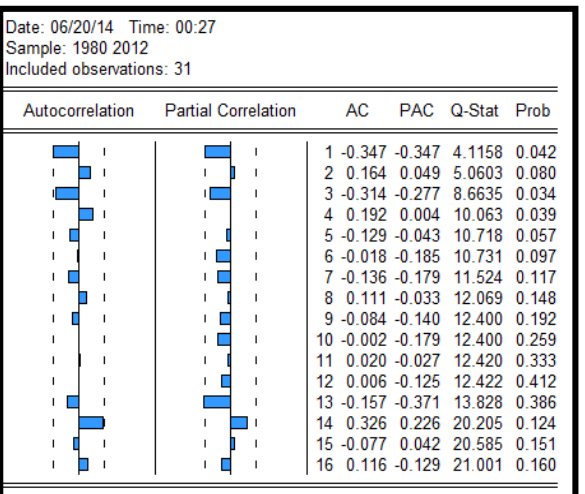
DLPIB



DLM2



DLEMP



Source : réalisé par nos soins à partir du logiciel EVIEWS 4.

L'analyse des corrélogrammes des résidus des quatre séries montre que tous termes sont à l'intérieure de l'intervalle de confiance, ce qui est confirmé par les (*Q-Stat*) au retard 16 sont tous $< \chi^2_{0.05}$ donc la probabilité > 0.05 , ce qui nous laisse dire que les résidus se comportent en bruit blanc.

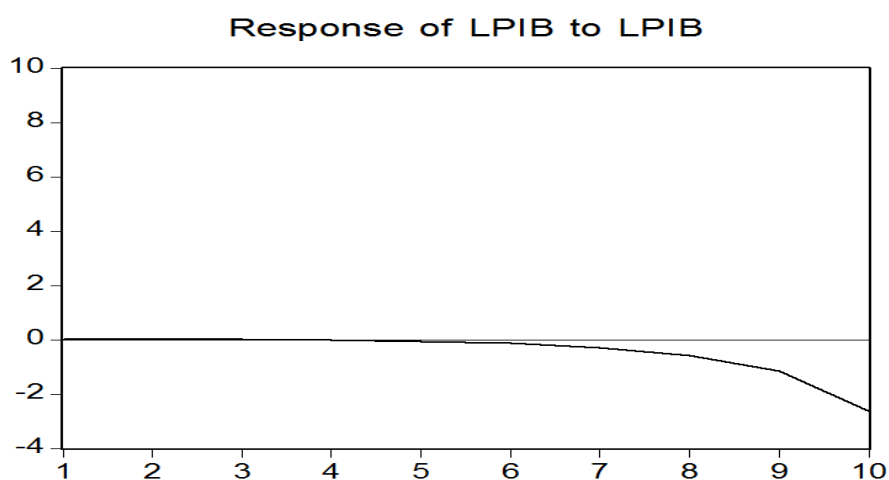
4) Dynamique du modèle VECM

4.1) Analyse des chocs (fonction de réponses impulsionnelles)

Les modèles (VAR) et les modèles(VECM), permettent d'analyser le choc qui consiste à mesurer l'impact de la variation d'une innovation sur les variables. Dans notre cas, puisque c'est l'évolution du PIB qui nous intéresse, nous avons simulé des chocs d'innovation des variables prises uniquement sur cette dernière, sur une période de dix ans.

4.1.1) Les effets d'un choc de PIB sur le PIB

Figure n°9 : réponse du PIB par rapport à un choc sur lui-même

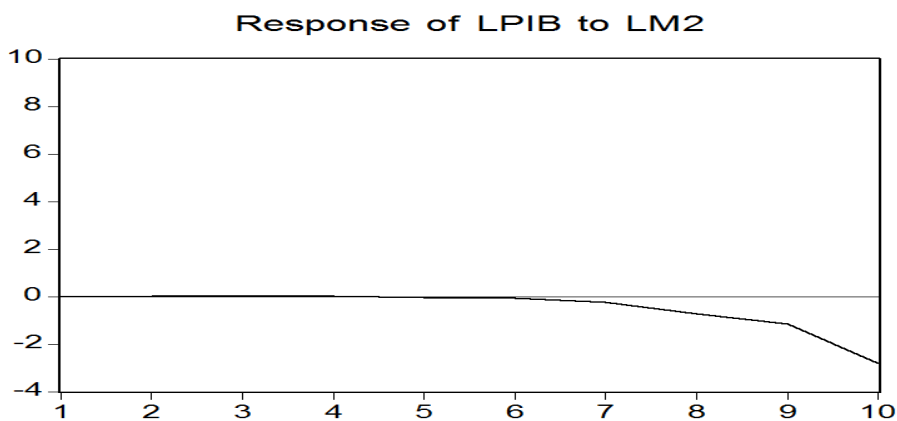


Source : élaboré par nous à l'aide du logiciel Eviews.

Selon cette figure, le choc sur le PIB n'a pas d'effet instantané sur lui-même ce qui explique que la courbe relative à LPIB parte de l'origine. Le choc commence à prendre forme à partir de la huitième période.

4.1.2) Les effets d'un choc de M2 sur le PIB

Figure n°10 : réponse du PIB par rapport à un choc sur M2

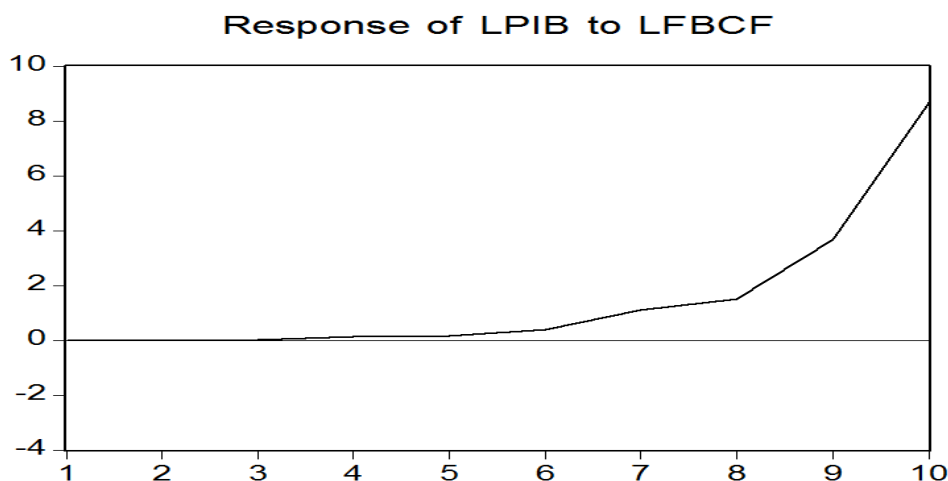


Source : élaboré par nous à l'aide du logiciel Eviews.

Un choc sur la masse monétaire(M2), selon cette figure, n'a pas aussi d'effet instantané sur le PIB dans la mesure où la courbe LPIB part de l'origine. Le choc commence à prendre forme à partir de la neuvième période.

4.1.3) Les effets d'un choc de FBCF sur le PIB

Figure n°11 : réponse du PIB par rapport à un choc sur la FBCF

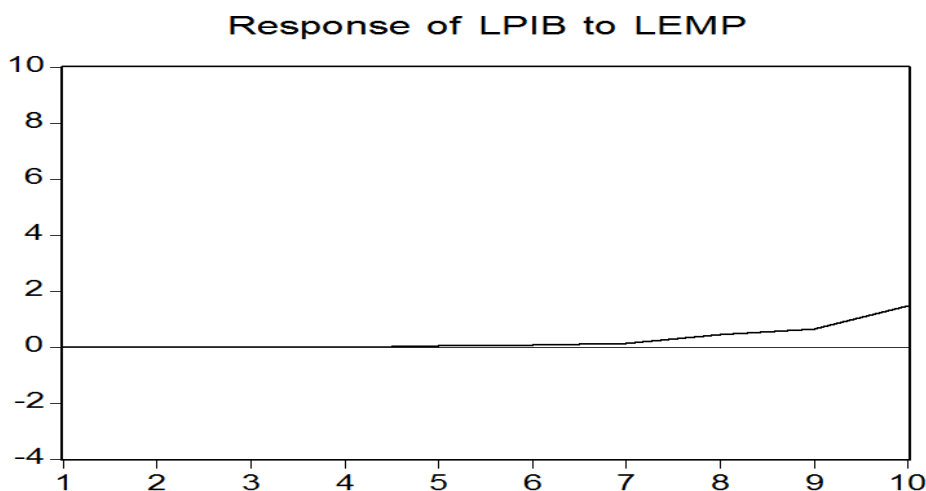


Source : élaboré par nous à l'aide du logiciel Eviews.

D'après cette figure, on remarque que le choc sur FBCF n'a pas d'effet immédiat sur le PIB puisque la courbe LPIB part de l'origine. A partir de la sixième période le choc commence à prendre forme.

4.1.4) Les effets d'un choc de EMP sur le PIB

Figure n°12 : réponse du PIB par rapport à un choc sur l'emploi



Source : élaboré par nous à l'aide du logiciel Eviews

Le choc sur le EMP n'a pas d'effet instantané sur le PIB ce qui explique que la courbe relative à DLPIB parte de l'origine. Il commence à prendre forme à la neuvième période.

4.2) Décomposition de la variance de l'erreur de prévision

L'étude basée sur les fonctions de réponses impulsionnelles peut être complétée par une analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision. L'objectif de cette analyse est de calculer la contribution de chacune des innovations à la variance de l'erreur de prévision.

Tableau n°18 : décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB

Period	S.E.	LPIB	LM2	LFBCF	LEMP
1	0.015824	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.022368	88.96466	9.074437	0.613964	1.346938
3	0.033631	42.83715	38.38475	17.98755	0.790549
4	0.139012	4.968690	3.331367	91.64776	0.052180
5	0.218835	9.180814	5.906499	81.17344	3.739252
6	0.461166	8.624086	4.011568	84.91093	2.453415
7	1.261696	6.937146	4.683802	86.92004	1.459015
8	2.206342	9.382070	12.32025	73.81911	4.478562
9	4.629294	8.370294	9.108303	79.51210	3.009302
10	10.65121	7.700042	8.681947	81.16460	2.453408

Source : élaboré par nous à l'aide du logiciel Eviews

D'après le tableau ci-dessus, on remarque qu'au cours de la première période la variance de l'erreur de prévision du LPIB est dû à 100% à ses propres innovations : les autres variables prises dans notre modèle n'ont aucun effet. À partir de la deuxième période jusqu'à la quatrième, la variance de l'erreur de prévision du LPIB dû à lui-même a diminué de 88,96% à 4,96% pour ce fluctuer au tour d'une moyenne de 14,88% jusqu'à la dixième période. Mais celle dû à l'innovation de LM2 et de LFBCF ont augmenté de 9,07% à 38,38% et de 17,98% à 91,64% au cours d'une seule période, de la deuxième à la troisième et de la troisième à la quatrième, pour diminuer et fluctuer au tour d'une moyenne de 6,86% et 81,24% respectivement, jusqu'à la dixième période. Enfin, la participation de l'innovation de LEMP est la plus faible par rapport aux autres variables prises car elle fluctue au tour d'une moyenne de 2,19% tout au long de la période considérée.

L'objectif visé dans ce chapitre est d'analyser l'influence (impact) des variables prises sur l'évolution du PIB en général et des chocs monétaires en particulier. Pour cela nous avons commencé par l'étude des propriétés des variables choisies (le PIB, l'emploi, la masse

monétaire, la formation brute de capitale fixe), en utilisant les tests DICKEY-FULLER pour déterminer les causes de leurs non stationnarité et le test de racine unitaire pour leurs stationnarités. Nous avons remarqués que toutes les séries deviennent stationnaires après la première différenciation. Ensuite, nous avons construit un modèle VAR(3) dans lequel tous les coefficients de l'équation du DLPIB sont non significatifs. Ainsi, nous avons décidé d'estimer un modèle VECM. Et pour commencer, nous avons effectué le test de JOHANSEN qui a indiqué l'existence de deux relations de cointégration entre ces variables, d'où cette spécification (VECM). A travers cette dernière, l'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision et la fonction de réponse impulsionnelle, nous avons tiré les résultats suivants:

- toutes les variables sont corrélées positivement avec le PIB à long terme sauf la variable masse monétaire au sens M2 ;
- Tous les coefficients des variables prises, à long terme, sont significatifs sauf celui de M2;
- La masse monétaire au sens M2 a un effet négatif à court terme et nul à long terme ;
- Les chocs d'innovation des variables prises non aucun effet immédiat sur le produit intérieur brut ;
- La contribution des variables emploi et masse monétaire au sens M2 à la variation de l'erreur du PIB sont infimes, contrairement à celle de la formation brut de capital fixe qui est nettement plus importante : une contribution moyenne 82,73% à partir de la quatrième période.

Enfin, La fonction d'impulsion et la décomposition de la variance de l'erreur de prévision permettent de donner une interprétation plus rigoureuse à l'impact des perturbations du système économique en Algérie en périodes de temps particulières. Ce qui nous amène à conclure que les chocs monétaires non aucun effet sur l'évolution du PIB réel à long terme, et un effet négatif à court terme, et qu'en absence de facteur progrès technique significatifs, les variables emploi et capital (FBCF) expliquent en grande partie l'évolution de cet agrégat et la contribution de la formation brut de capital fixe à hauteur de 82,73% de moyenne à partir de la quatrième période à la variation de l'erreur de prévision du PIB le confirme.

Conclusion générale

Au terme de notre travail nous ne pouvant pas approcher l'évolution du PIB en Algérie pas la théorie des cycles réels du fait que la productivité globale des facteurs est négative, de ce fait nous avons utilisé les deux autres facteurs (travail, capital) et la masse monétaire au sens M2. Le facteur capital nous l'avons approximé par la FBCF par manque de données, et parmi nos résultats, la croissance du PIB est tirée essentiellement par les deux variables emploi et FBCF alors que la masse monétaire au sens M2 est neutre. Ces résultats nous semblent correspondre à la réalité de l'économie algérienne :

- Une économie tirée par l'investissement en capital physique : durant les années de planification centralisée cela correspondait aux investissements colossaux effectués dans le cadre des industries industrialisantes ;
- Une économie tirée par l'investissement en capital public à partir de la fin de la mise en place du programme d'ajustement structurel à nos jours qui s'est traduit par la construction d'importantes infrastructures économiques et sociales.

Cette croissance est vulnérable et non durable du fait qu'elle n'est pas tirée par le progrès technique (PGF), il s'agit tout simplement d'un mode d'accumulation fondé sur la transformation de la rente en capital public, chose permise par le maintien des prix des hydrocarbures à un niveau appréciable, ce régime de croissance montrera ses limites lors des conjonctures défavorables sur le marché des hydrocarbures, et après épuisement des réserves de change.

Pour la masse monétaire au sens M2 il nous semble qu'elle n'a pas d'effet sur le PIB du moment où la reprise de liquidité par la banque d'Algérie en 2011-2012 n'a pas provoqué d'effet sensible sur le PIB.

Néanmoins nos résultats sont à prendre avec soins et cela en raison :

- D'utilisation des instruments stratégiques fondamentaux, pour des résultats plus significatifs, il faut utiliser des instruments perfectionnés.
- D'une spécification d'un modèle décalé quelque peu de notre préoccupation de départ (rechercher les facteurs qui peuvent être à l'origine des chocs technologiques (PGF)). Puisque nous nous sommes rendus compte de la PGF négative à mi-chemin, donc nous étions contraint de modifier un petit-peu la partie pratique.

Conclusion générale

Nous pensons dans des études avenir construire un modèle prospectif qui peut simuler les facteurs qui peuvent être à l'origine des chocs technologiques (PGF) ainsi, déterminé leurs effets de long terme sur la productivité et cela nous permettras de vérifier la conclusion de la théorie des cycles réels.

Annexe n°1

LE MODELE D'IRELAND

La partie principale de l'article présente une version concentrée de l'approximation log-linéaire du modèle d'Ireland (2004). Le but de cet encadré, complété par l'annexe 1, est d'exposer le cheminement qui conduit du modèle complet à sa synthèse,

Le modèle

Les 6 inconnues du modèle complet sont la consommation C_t , la production Y_t , l'index d'inflation π_t , le taux d'intérêt nominal r_t , le taux de salaire réel W_t / P_t et le nombre d'heures travaillées h_t ,

Le modèle comporte 6 équations incluant 4 chocs stochastiques. Les équations décrivent le comportement des autorités monétaires, la consommation et l'offre de travail des ménages, la production, l'équilibre du marché des biens et la fixation des prix,

La règle monétaire

À l'écriture traditionnelle de l'équilibre entre demande et offre exogène de monnaie est aujourd'hui préférée la spécification d'une politique de fixation du taux d'intérêt en fonction des écarts d'inflation, d'utilisation des capacités et de croissance. Décrire dans le modèle le comportement du consommateur vis-à-vis de la monnaie ne s'impose pas, celle-ci devenant une variable s'ajustant purement passivement, au sens où la banque centrale valide les demandes qu'impliquent ses décisions sur les taux d'intérêt,

Substitué à la courbe LM, la règle de politique monétaire de la banque centrale se présente sous une forme inspirée de la règle de Taylor (1993) adaptée à une économie en croissance :

$$r_t = r_{t-1} H \left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\rho_\pi} \left(\frac{Y_t - 1}{Y_{t-1} - g} \right)^{\rho_y} \left(\frac{Y_t}{Q_t} \right)^{\rho_q} \exp(\varepsilon_{rt}) \quad (E1)$$

où H est une constante de normalisation,

Les autorités monétaires augmentent ou diminuent le taux d'intérêt nominal en réponse aux écarts d'inflation et de croissance de la production relativement à leurs valeurs en croissance stationnaire non perturbée, π et g , g étant la pente du trend de productivité, seule source de croissance dans le modèle, et π l'inflation cible affichée par les autorités monétaires. Celles-ci réagissent aussi au taux d'utilisation des capacités de production (TUC), défini comme le rapport de la production contemporaine Y_t à la production Q_t qui serait observée si la concurrence était parfaite, ε_{rt} est la « surprise » (l'« innovation ») de la politique de fixation du taux d'intérêt,

Le comportement des ménages

Le consommateur représentatif à durée de vie infinie maximise une fonction d'utilité intertemporelle :

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[a_t \ln(C_t) - \frac{1}{\eta} h_t^\eta \right]$$

On en déduit la consommation et l'offre de travail. La première relation décrit un arbitrage intertemporel de type « condition d'Euler » ou « règle de Keynes-Ramsey », La seconde relation exprime l'arbitrage des consommateurs entre travail et loisir dans l'allocation de leur temps,

$$C_t = \frac{a_t - 1}{r_t \beta} E \left[\frac{C_{t+1}}{a_{t+1}} \pi_{t+1} \right]$$
$$\text{Log } h_t = \frac{1}{\eta - 1} (\text{Log } a_t - \text{Log } C_t) + \frac{1}{\eta - 1} \text{Log } \frac{W_t}{P_t} \quad (E2) \text{ et } (E3)$$

La fonction de production et l'équilibre du marché des biens

La production dépend de la productivité du travail et du nombre d'heures travaillées. L'équilibre du marché des biens se résume à l'égalité de la consommation à la production nette du coût (quadratique) de la modification des prix par les firmes, coût qui s'exprime en termes réels par $\phi/2 [(\pi_t/\pi) - 1]^2 Y_t$. Ce coût est proportionnel à la production et se manifeste dès que le taux d'inflation s'écarte du taux tendanciel. Dans ce modèle, les rigidités nominales sont fondées sur le fait qu'aux changements de prix hors leurs variations tendanciennes sont associées des consommations de ressources,

$$Y_t = Z_t h_t \quad (E4)$$

$$(E5)$$

$$C_t = Y_t \left[1 - \frac{\Phi}{2} \left(\frac{\pi_t}{\pi} - 1 \right)^2 \right]$$

L'équation de détermination des prix

En situation de concurrence monopolistique chaque entreprise détermine son prix en appliquant un taux de marge à son coût unitaire W_t / Z_t . L'identité des entreprises crée une situation de « symétrie » qui permet d'écrire l'équation en termes de variables agrégées :

$$P_t = \frac{1}{1 - \frac{1}{\theta_t} + \frac{k_t}{\theta_t}} \frac{W_t}{Z_t} \quad (E6)$$

Le taux de marge dépend du degré de concurrence sur le marché des biens, mesuré par l'indicateur θ_t , et des coûts d'ajustement des prix, résumés par l'indicateur k_t dont l'expression est :

$$k_t = \Phi \left(\frac{\pi_t}{\pi} - 1 \right) \frac{\pi_t}{\pi} - \Phi \beta E \left(\frac{\left(\frac{a_{t+1}}{C_{t+1}} \right) \left(\frac{\pi_{t+1}}{\pi} - 1 \right) \frac{\pi_{t+1}}{\pi} \frac{Y_{t+1}}{Y_t}}{\left(\frac{a_t}{C_t} \right)} \right)$$

Cette expression s'annule bien sûr lorsqu'il n'y a pas de coûts d'ajustement, On retrouve ici l'équation dite « PS » (Price Setting) de la modélisation macroéconomique, Elle contribue dans le modèle d'Irlande comme dans la tradition de la macroéconomie, à déterminer le salaire réel (cf, sur ce point l'annexe),

Le taux d'utilisation des capacités de production (TUC)

Le taux d'utilisation des capacités, $x_t = Y_t / Q_t$, qui apparaît dans les équations (1) et (3), rapporte la production courante à la production potentielle qui est définie comme celle qui serait observée si la concurrence était parfaite, et si les coûts d'ajustement étaient nuls, Dans cette situation le taux de marge des entreprises serait nul et le prix de la production serait égal au coût unitaire, La production se fixerait alors à :

$$Q_t = Z_t a_t^{\frac{1}{\eta}}$$

L'expression du taux d'utilisation des capacités est donc :

$$x_t = \frac{Y_t}{Z_t a_t^{\frac{1}{\eta}}} = \frac{Z_t h_t}{Z_t a_t^{\frac{1}{\eta}}} = \frac{h_t}{a_t^{\frac{1}{\eta}}}$$

Les chocs

Le modèle d'Irlande prend en compte quatre chocs,

➤ Un choc technologique aux effets persistants

Le niveau de la productivité du travail, commun aux entreprises, évolue selon la marche aléatoire avec tendance :

$$\text{Log } Z_t = \text{Log } g + \text{Log } Z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad \text{où } \varepsilon_{zt} \text{ est un bruit blanc d'écart-type } \sigma_z$$

Chaque choc technologique élémentaire ε_{zt} laisse une trace permanente (la roue, tout comme internet, une fois créée, l'a été pour toujours), Ce choc est le choc par excellence de la modélisation du courant du RBC,

➤ Un « choc de préférences »

Le terme a_t mesure l'importance relative de la consommation dans la fonction d'utilité, Ses variations introduisent un « choc de préférences », qui suit un processus autorégressif d'ordre 1 :

$$\text{Log } a_t = p_a \text{Log } a_{t-1} + \varepsilon_{at}$$

où ε_{at} est un bruit blanc d'écart-type σ_a

La réalisation de cet aléa constitue le choc, Le paramètre p_a en mesure le degré de persistance, On note que le contenu « microéconomique » de ce choc se présente ici de manière « stylisée », mais pourrait être enrichi : par exemple, une politique de crédit agressive de la part des banques, ou la disponibilité de biens de consommation innovants peuvent l'influencer,

➤ **Un choc sur l'indicateur de concurrence sur le marché des biens**

Cet indicateur, θ_t , oscille autour de la valeur θ selon le processus :

$$\text{Log } \theta_t = p_\theta \text{Log } \theta_{t-1} + (1 - p_\theta)\text{Log } \theta + \varepsilon_{\theta t}$$

$\varepsilon_{\theta t}$ est un bruit blanc d'écart-type σ_θ ,

➤ **Un choc sur la règle monétaire**

Le quatrième « choc » est l'« innovation », ou « surprise », de la règle monétaire ε_{it} , d'écart-type σ_i ,

Source : in, Jean-Pierre Laffargue, Pierre Malgrange et Pierre Morin, « La « nouvelle synthèse néoclassique » : une introduction », Economie Statistique N° 451–453, 2012, p 36-37,

LA LOG-LINEARISATION DU MODELE D'IRELAND

Le modèle d'Ireland décrit une économie qui fluctue, par suite de chocs stochastiques, au voisinage d'une trajectoire de croissance équilibrée, où les valeurs réelles augmentent au taux de croissance de la productivité, g , et les valeurs nominales croissent au rythme donné par la cible d'inflation, π , La log-linéarisation est effectuée au voisinage de cette trajectoire, Elle revient à réécrire le modèle en écarts relatifs (identifiés par un chapeau au-dessus des variables) par rapport à ce sentier,

Ces écarts relatifs sont notés ainsi :

$$\hat{v}_t = \frac{v_t - v_{LT}}{v_{LT}}$$

Où v_t est la valeur observée de la variable à la date t et v_{LT} est sa valeur à la même date t si elle s'était située sur la trajectoire non perturbée (de croissance stationnaire),

Linéariser autour de la trajectoire non perturbée, de croissance stationnaire : l'exemple de l'« écart de production »

Prenons l'exemple de l'expression du taux d'utilisation des capacités (TUC), x_t :

$$x_t = \frac{Y_t}{a_t^{1/\eta} \cdot Z_t} = \frac{h_t}{a_t^{1/\eta}}$$

Sa log-linéarisation donne :

$$\hat{x}_t = \hat{h}_t - \frac{1}{\eta} \hat{a}_t$$

(A1)

Si on applique cette équation aux espérances courantes de ses termes pour la période suivante, nous obtenons :

$$E_t \bar{x}_{t+1} = E_t \hat{h}_{t+1} - \frac{1}{\eta} \cdot E_t \hat{a}_{t+1}$$

En soustrayant cette équation à l'équation (A1) nous obtenons :

$$\bar{x}_t - E_t \bar{x}_{t+1} = \hat{h}_t - E_t \hat{h}_{t+1} - \frac{1}{\eta} \cdot \hat{a}_t + \frac{1}{\eta} \cdot E_t \hat{a}_{t+1}$$

Le choc de préférence s'écrivant : $\log a_t = \rho_a \log a_{t-1} + \varepsilon_{at}$, sa log-linéarisation donne :

$$\hat{a}_t = \rho_a \cdot \hat{a}_{t-1} + \varepsilon_{at}$$

$$E \hat{a}_{t+1} = \rho_a \hat{a}_t$$

Nous déduisons de cette expression l'espérance courante de ce choc dans la période suivante :

$$E \hat{a}_{t+1} = \rho_a \hat{a}_t \quad (A2)$$

Finalement, nous obtenons :

$$\bar{x}_t - E_t \bar{x}_{t+1} = \hat{h}_t - E_t \hat{h}_{t+1} - \frac{1}{\eta} \cdot (1 - \rho_a) \hat{a}_t \quad (A3)$$

Après cet exemple, nous pouvons procéder à la loglinéarisation du modèle,

L'équilibre du marché des biens

Des équations (E2), (E4) et (E5) :

$$\begin{cases} C_t = \frac{a_t}{r_t} \frac{1}{\beta} E_t \left[\frac{C_{t+1}}{a_{t+1}} \pi_{t+1} \right] \\ C_t = Y_t \left[1 - \frac{\Phi}{2} \left(\frac{\pi_t}{\pi} - 1 \right)^2 \right] \\ Y_t = Z_t h_t \end{cases}$$

on déduit :

$$\begin{cases} \hat{C}_t - E_t \hat{C}_{t+1} = -(\hat{r}_t - E_t \hat{r}_{t+1}) + (1 - \rho_a) \hat{a}_t \\ \hat{C}_t = \hat{Y}_t \\ \hat{h}_t - E_t \hat{h}_{t+1} = \hat{Y}_t - E_t \hat{Y}_{t+1} \end{cases}$$

La forme fonctionnelle particulière retenue pour les coûts d'ajustement implique qu'au voisinage de la trajectoire non perturbée, à taux constant il n'y ait pas, à la marge, de dissipation des ressources du fait des coûts d'ajustement,

En combinant la linéarisation ci-dessus à celle du TUC, on obtient deux expressions des écarts des horaires travaillés :

$$\begin{aligned}\hat{h}_t - E_t \hat{h}_{t+1} &= -(\hat{r}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) + (1 - \rho_a) \hat{a}_t \\ \hat{h}_t - E_t \hat{h}_{t+1} &= \bar{x}_t - E_t \bar{x}_{t+1} + \frac{1}{\eta} (1 - \rho_a) \hat{a}_t\end{aligned}$$

(A3) et (A4)

Nous obtenons :

$$\bar{x}_t - E_t \bar{x}_{t+1} = -(\hat{r}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) + \left(1 - \frac{1}{\eta}\right) (1 - \rho_a) \hat{a}_t$$

Si nous posons :

$$s_t = \left(1 - \frac{1}{\eta}\right) (1 - \rho_a) \hat{a}_t$$

nous constatons que nous avons obtenu l'équation (1) de la version concentrée du modèle d'Ireland,

La « courbe de Phillips » synthétise le « côté de l'offre » du modèle

Des équations suivantes :

$$\begin{cases} Y_t = Z_t h_t \\ P_t = \frac{1}{1 - \frac{1}{\theta_t} + \frac{k_t}{\theta_t}} \frac{W_t}{Z_t} \\ \text{Log } h_t = \frac{1}{\eta - 1} \text{Log } \frac{a_t}{C_t} + \frac{1}{\eta - 1} \text{Log } \frac{W_t}{P_t} \end{cases}$$

On déduit de même :

$$\begin{cases} \hat{P}_t - (\hat{W}_t - \hat{Z}_t) = \frac{1}{\theta - 1} \left(-\hat{\theta}_t - \Phi \hat{\pi}_t + \Phi \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} \right) \\ \hat{W}_t - \hat{P}_t - \hat{Z}_t = \eta h_t - \hat{a}_t \end{cases}$$

On a là la boucle prix-salaires du modèle, L'équation de prix est analogue à celle des modèles de la tradition « néo-keynésienne », avec une proposition de fondement microéconomique, La seconde ne ressemble qu'en apparence à leur équation de salaire, même si on pourrait lire l'écart sur le taux d'activité \hat{h}_t comme l'opposé d'un écart (absolu) sur un taux de chômage, Ici le marché du travail est supposé concurrentiel, dans le cas singulier où l'équilibre concerne le nombre d'heures travaillées de l'agent représentatif, Dans les modèles néokeynésiens, la « courbe de Phillips » qui y rend compte de la formation des salaires décrit un « déséquilibre », et la façon dont celui-ci pèse sur les salaires,

Ces deux équations décrivent le même écart du salaire réel à la productivité, Les combinant à la log-linéarisation du TUC : $\eta \hat{h}_t - \hat{a}_t = \hat{x}_t$, elles ne sont compatibles que si :

$$\hat{\pi}_t = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{\eta(\theta - 1)}{\Phi} \bar{x}_t - \frac{1}{\Phi} \hat{\theta}_t$$

Si nous posons :

$$\mu = \frac{\eta(\theta - 1)}{\Phi}$$

$$u_t = -\frac{1}{\Phi} \hat{\theta}_t$$

Nous constatons que nous avons obtenu l'équation (2) de la version concentrée du modèle d'Ireland, soit la « Courbe de Phillips » du modèle « keynésien nouveau »,

Les écarts relatifs à la trajectoire non perturbée pourront être lus :

- soit comme des écarts sur le taux de marge :

$$(1 + Tm) = \frac{P_t}{(W_t / Z_t)}$$

- soit comme des écarts sur le salaire réel W_t / P_t , Sur le sentier de long terme, le taux de marge est constant, Le calcul des écarts relatifs calculés à partir de l'équation de prix donne :

$$\frac{d(1 + Tm)}{1 + Tm} = \frac{1}{\theta - 1} (-\hat{\theta}_t - \Phi \hat{\pi}_t + \Phi \beta E_t \hat{\pi}_{t+1})$$

Le taux de marge des entreprises :

- est d'autant plus faible que l'intensité de la concurrence est forte ;
- diminue en cas de choc inflationniste, et ce d'autant plus que le coefficient $\sqrt{\eta}$ qui paramètre les coûts d'ajustement est élevé ;
- en cas de choc sur les coûts, les prix ne réagissent qu'avec un certain délai ;
- augmente avec l'inflation future anticipée,

On peut chercher comme plus haut à apprécier la contribution de la présence de coûts d'ajustement aux propriétés de l'offre,

Si $\phi = 0$, la courbe d'offre linéarisée s'écrit :

$$\bar{x}_t = \frac{1}{\eta(\theta - 1)} \hat{\theta}_t$$

Elle est verticale dans le plan $\{\hat{x}_t; \hat{\pi}_t\}$ les politiques économiques ne peuvent la déplacer,

La règle monétaire

La log-linéarisation de l'équation (E1) donne :

$$\hat{r}_t - \hat{r}_{t-1} = \rho_\pi \hat{\pi}_t + \rho_g (\hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1}) + \rho_x \bar{x}_t + \varepsilon_{rt}$$

Nous déduisons de l'équation définissant le TUC

$$x_t = \frac{Y_t}{Z_t a_t^\eta} = \frac{h_t}{a_t^\eta}$$

$$\hat{x}_t - \hat{x}_{t-1} = \hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1} - (\hat{Z}_t - \hat{Z}_{t-1}) = \hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1} - \varepsilon_{zt} - \frac{1}{\eta} (\hat{a}_t - \hat{a}_{t-1})$$

Le choc de préférence s'écrivant : $\text{Log } a_t = \rho_a \text{Log } a_{t-1} + \varepsilon_{at}$, de sa log-linéarisation :

$$\hat{a}_t = \rho_a \hat{a}_{t-1} + \varepsilon_{at}$$

on déduit :

$$\hat{a}_t - \hat{a}_{t-1} = \rho_a (\hat{a}_{t-1} - \hat{a}_{t-2}) + \varepsilon_{at} - \varepsilon_{at-1}$$

Si nous posons :

$$\varepsilon_t = \varepsilon_{rt} + \rho_g \varepsilon_{zt} + \frac{\rho_g}{\eta} [\rho_a (\hat{a}_{t-1} - \hat{a}_{t-2}) + \varepsilon_{at} - \varepsilon_{at-1}]$$

nous constatons que nous avons obtenu l'équation (3) de la version concentrée du modèle d'Ireland,

Annexe n°2

années	PIB courant* (en dinars)	M2*courante(en dinars)	FBCF courante*(en dinars)	EMP**
1980	1,625E+11	9,3539E+10	5,49E+10	3158000
1981	1,6738E+11	1,0915E+11	5,6657E+10	3284000
1982	1,7809E+11	1,3789E+11	5,8243E+10	3425000
1983	1,877E+11	1,6593E+11	6,1214E+10	3577000
1984	1,9822E+11	1,9472E+11	6,3417E+10	3715000
1985	2,0555E+11	2,2386E+11	6,4876E+10	3840000
1986	2,0637E+11	2,2702E+11	6,0789E+10	3914000
1987	2,0493E+11	2,579E+11	5,0759E+10	3941000
1988	2,0288E+11	2,9297E+11	4,8119E+10	4039000
1989	2,118E+11	3,0815E+11	5,0381E+10	4095000
1990	2,135E+11	3,4332E+11	4,9524E+10	4695000
1991	2,1094E+11	4,1475E+11	4,2244E+10	4852000
1992	2,1473E+11	5,4446E+11	4,3131E+10	4974000
1993	2,1022E+11	5,8418E+11	4,1751E+10	5042000
1994	2,0833E+11	6,7593E+11	4,196E+10	5154000
1995	2,1625E+11	7,399E+11	4,3219E+10	5436000
1996	2,2512E+11	8,4825E+11	4,4731E+10	5602000
1997	2,2759E+11	1,00314E+12	4,5089E+10	5710000
1998	2,392E+11	1,19948E+12	4,6577E+10	5993000
1999	2,4685E+11	1,36677E+12	4,7835E+10	6073000
2000	2,5228E+11	1,55991E+12	4,8983E+10	6240000
2001	2,5884E+11	2,29664E+12	5,0207E+10	6494000
2002	2,7101E+11	2,72739E+12	5,4023E+10	6890000
2003	2,8971E+11	3,16932E+12	5,6778E+10	6696000
2004	3,0477E+11	3,48598E+12	6,1377E+10	7798000
2005	3,2032E+11	3,79439E+12	6,6226E+10	8045000
2006	3,2672E+11	4,53422E+12	7,0994E+10	8869000
2007	3,3652E+11	5,61595E+12	7,7952E+10	8594000
2008	3,446E+11	6,49618E+12	8,5591E+10	9146000
2009	3,5287E+11	6,71884E+12	1,1099E+11	9646000
2010	3,6557E+11	7,54528E+12	4,36E+12***	9763000***
2011	3,7435E+11	8,89516E+12	4,62E+12***	9599000***
2012	3,8371E+11	9,66441E+12	4,98E+12***	

Source :

*Données Banque Mondiale,

**Données Ministère des Finances,

***Données Banque d'Algérie,

Annexe n°3

$$\frac{\Delta A_t}{A_t} \simeq \frac{\Delta y_t}{y_t} - \alpha \frac{\Delta k_t}{y_t} - (1 - \alpha) \frac{\Delta L_t}{y_t} \text{ avec } \alpha = 0,3$$

années	PIB (en dinars)	Taux de croissance du PIB réel	Taux de croissance de la FBCF (%)	Taux de croissance de l'emploi (%)	PGF(%)
1980	1,625E+11	7,91E-01	8,928564463	4,465762488	-3,11E-11
1981	1,6738E+11	3,00E+00	14,75409824	3,989867004	-2,60E-11
1982	1,7809E+11	6,40E+00	13,49206179	4,293544458	-3,90E-12
1983	1,877E+11	5,40E+00	12,30769566	4,437956204	-7,85E-12
1984	1,9822E+11	5,60E+00	11,58157018	3,857981549	-3,06E-12
1985	2,0555E+11	3,70E+00	5,468754286	3,36473755	-1,49E-12
1986	2,0637E+11	4,00E-01	9,206344769	1,927083333	-1,81E-11
1987	2,0493E+11	-7,00E-01	-6,879845209	0,689831375	4,27E-12
1988	2,0288E+11	-1,00E+00	-4,578560811	2,486678508	-6,67E-12
1989	2,118E+11	4,40E+00	25,19083585	1,386481802	-2,03E-11
1990	2,135E+11	8,00E-01	30,57491289	14,65201465	-8,80E-11
1991	2,1094E+11	-1,20E+00	45,69713142	3,343982961	-8,08E-11
1992	2,1473E+11	1,80E+00	29,94505495	2,51442704	-4,24E-11
1993	2,1022E+11	-2,10E+00	10,95842142	1,367108967	-2,95E-11
1994	2,0833E+11	-9,00E-01	34,51889489	2,221340738	-6,09E-11
1995	2,1625E+11	3,80E+00	36,92162417	5,471478463	-5,33E-11
1996	2,2512E+11	4,10E+00	10,24137931	3,053715968	-5,13E-12
1997	2,2759E+11	1,10E+00	-0,203315608	1,927882899	-8,38E-13
1998	2,392E+11	5,10E+00	14,21407303	4,956217163	-1,16E-11
1999	2,4685E+11	3,20E+00	8,369923161	1,334890706	-1,03E-12
2000	2,5228E+11	2,20E+00	7,951380096	2,749876503	-8,55E-12
2001	2,5884E+11	2,60E+00	13,24184846	4,070512821	-1,67E-11
2002	2,7101E+11	4,70E+00	15,10098395	6,097936557	-1,58E-11
2003	2,8971E+11	6,90E+00	13,83964726	-2,81567489	1,74E-11
2004	3,0477E+11	5,20E+00	16,74175954	16,45758662	-3,92E-11
2005	3,2032E+11	5,10E+00	13,41323042	3,167478841	-3,74E-12
2006	3,2672E+11	2,00E+00	16,48955224	10,24238658	-3,16E-11
2007	3,3652E+11	3,00E+00	25,30237802	-3,10068778	-7,41E-12
2008	3,446E+11	2,40E+00	18,99873205	6,423085874	-2,32E-11
2009	3,5287E+11	2,40E+00	32,18567402	5,466870763	-3,22E-11
2010	3,6557E+11	3,60E+00	13,11011204	1,212938005	-3,35E-12
2011	3,7435E+11	2,40E+00	6,206896552	-1,67981153	4,69E-12
2012	3,8371E+11	2,50E+00	7,792207792		

Annexe n° 4

Modèle 3

ADF Test Statistic	-1.592923	1% Critical Value*	-4.2826	
		5% Critical Value	-3.5614	
		10% Critical Value	-3.2138	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LPIB)				
Method: Least Squares				
Date: 05/27/14 Time: 10:36				
Sample(adjusted): 1982 2012				
Included observations: 31 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIB(-1)	-0.099741	0.062615	-1.592923	0.1228
D(LPIB(-1))	0.520140	0.168147	3.093363	0.0046
C	2.584390	1.615102	1.600140	0.1212
@TREND(1980)	0.002572	0.001569	1.639227	0.1128
R-squared	0.287359	Mean dependent var	0.026763	
Adjusted R-squared	0.208177	S.D. dependent var	0.023039	
S.E. of regression	0.020501	Akaike info criterion	-4.816780	
Sum squared resid	0.011348	Schwarz criterion	-4.631750	
Log likelihood	78.66009	F-statistic	3.629084	
Durbin-Watson stat	1.994755	Prob(F-statistic)	0.025452	

Modèle 2

ADF Test Statistic	-0.043836	1% Critical Value*	-3.6576	
		5% Critical Value	-2.9591	
		10% Critical Value	-2.6181	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LPIB)				
Method: Least Squares				
Date: 05/27/14 Time: 10:42				
Sample(adjusted): 1982 2012				
Included observations: 31 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIB(-1)	-0.000747	0.017031	-0.043836	0.9653
D(LPIB(-1))	0.466414	0.169818	2.746555	0.0104
C	0.033784	0.445838	0.075776	0.9401
R-squared	0.216437	Mean dependent var	0.026763	
Adjusted R-squared	0.160468	S.D. dependent var	0.023039	
S.E. of regression	0.021109	Akaike info criterion	-4.786422	
Sum squared resid	0.012477	Schwarz criterion	-4.647649	
Log likelihood	77.18954	F-statistic	3.867093	
Durbin-Watson stat	1.899310	Prob(F-statistic)	0.032888	

Modèle 1

ADF Test Statistic	2.461147	1% Critical Value*	-2.6395	
		5% Critical Value	-1.9521	
		10% Critical Value	-1.6214	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LPIB)				
Method: Least Squares				
Date: 05/27/14 Time: 10:43				
Sample(adjusted): 1982 2012				
Included observations: 31 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIB(-1)	0.000544	0.000221	2.461147	0.0200
D(LPIB(-1))	0.464322	0.164661	2.819863	0.0086
R-squared	0.216276	Mean dependent var	0.026763	
Adjusted R-squared	0.189251	S.D. dependent var	0.023039	
S.E. of regression	0.020744	Akaike info criterion	-4.850733	
Sum squared resid	0.012480	Schwarz criterion	-4.758218	
Log likelihood	77.18636	Durbin-Watson stat	1.897605	

Annexe n°5

ADF Test Statistic	-3.228064	1% Critical Value*	-4.2826	
		5% Critical Value	-3.5614	
		10% Critical Value	-3.2138	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLPIB)				
Method: Least Squares				
Date: 05/27/14 Time: 11:04				
Sample(adjusted): 1982 2012				
Included observations: 31 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLPIB(-1)	-0.542188	0.167961	-3.228064	0.0032
C	0.011695	0.008921	1.310896	0.2005
@TREND(1980)	0.000161	0.000426	0.379213	0.7074
R-squared	0.271222	Mean dependent var	-0.000157	
Adjusted R-squared	0.219166	S.D. dependent var	0.023829	
S.E. of regression	0.021056	Akaike info criterion	-4.791476	
Sum squared resid	0.012414	Schwarz criterion	-4.652703	
Log likelihood	77.26788	F-statistic	5.210235	
Durbin-Watson stat	1.894623	Prob(F-statistic)	0.011922	

ADF Test Statistic	-3.254121	1% Critical Value*	-3.6576	
		5% Critical Value	-2.9591	
		10% Critical Value	-2.6181	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLPIB)				
Method: Least Squares				
Date: 05/27/14 Time: 11:05				
Sample(adjusted): 1982 2012				
Included observations: 31 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLPIB(-1)	-0.534871	0.164367	-3.254121	0.0029
C	0.014242	0.005784	2.462119	0.0200
R-squared	0.267479	Mean dependent var	-0.000157	
Adjusted R-squared	0.242220	S.D. dependent var	0.023829	
S.E. of regression	0.020743	Akaike info criterion	-4.850869	
Sum squared resid	0.012478	Schwarz criterion	-4.758354	
Log likelihood	77.18847	F-statistic	10.58931	
Durbin-Watson stat	1.898271	Prob(F-statistic)	0.002889	

ADF Test Statistic	-1.968547	1% Critical Value*	-2.6395	
		5% Critical Value	-1.9521	
		10% Critical Value	-1.6214	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLPIB)				
Method: Least Squares				
Date: 05/27/14 Time: 11:06				
Sample(adjusted): 1982 2012				
Included observations: 31 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLPIB(-1)	-0.225300	0.114450	-1.968547	0.0583
R-squared	0.114356	Mean dependent var	-0.000157	
Adjusted R-squared	0.114356	S.D. dependent var	0.023829	
S.E. of regression	0.022425	Akaike info criterion	-4.725563	
Sum squared resid	0.015086	Schwarz criterion	-4.679305	
Log likelihood	74.24622	Durbin-Watson stat	2.180833	

Annexe n°6

ADF Test Statistic	-1.883142	1% Critical Value*	-4.2712	
		5% Critical Value	-3.5562	
		10% Critical Value	-3.2109	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LM2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/27/14 Time: 11:22				
Sample(adjusted): 1981 2012				
Included observations: 32 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LM2(-1)	-0.225992	0.120008	-1.883142	0.0697
C	5.822668	3.012000	1.933157	0.0630
@TREND(1980)	0.033076	0.017804	1.857848	0.0734
R-squared	0.110965	Mean dependent var	0.144932	
Adjusted R-squared	0.049653	S.D. dependent var	0.070769	
S.E. of regression	0.068990	Akaike info criterion	-2.420648	
Sum squared resid	0.138029	Schwarz criterion	-2.283235	
Log likelihood	41.73037	F-statistic	1.809827	
Durbin-Watson stat	1.597008	Prob(F-statistic)	0.181686	

ADF Test Statistic	-0.394156	1% Critical Value*	-3.6496	
		5% Critical Value	-2.9558	
		10% Critical Value	-2.6164	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LM2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/27/14 Time: 11:24				
Sample(adjusted): 1981 2012				
Included observations: 32 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LM2(-1)	-0.003650	0.009260	-0.394156	0.6963
C	0.245448	0.255331	0.961294	0.3441
R-squared	0.005152	Mean dependent var	0.144932	
Adjusted R-squared	-0.028010	S.D. dependent var	0.070769	
S.E. of regression	0.071754	Akaike info criterion	-2.370694	
Sum squared resid	0.154458	Schwarz criterion	-2.279086	
Log likelihood	39.93111	F-statistic	0.155359	
Durbin-Watson stat	1.764927	Prob(F-statistic)	0.696254	

ADF Test Statistic	11.40632	1% Critical Value*	-2.6369	
		5% Critical Value	-1.9517	
		10% Critical Value	-1.6213	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LM2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/27/14 Time: 11:25				
Sample(adjusted): 1981 2012				
Included observations: 32 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LM2(-1)	0.005241	0.000459	11.40632	0.0000
R-squared	-0.025492	Mean dependent var	0.144932	
Adjusted R-squared	-0.025492	S.D. dependent var	0.070769	
S.E. of regression	0.071666	Akaike info criterion	-2.402856	
Sum squared resid	0.159215	Schwarz criterion	-2.357052	
Log likelihood	39.44570	Durbin-Watson stat	1.728488	

Annexe n°7

ADF Test Statistic	-4.686995	1% Critical Value*	-4.2826	
		5% Critical Value	-3.5614	
		10% Critical Value	-3.2138	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLM2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/27/14 Time: 11:33				
Sample(adjusted): 1982 2012				
Included observations: 31 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLM2(-1)	-0.891022	0.190105	-4.686995	0.0001
C	0.134283	0.039908	3.364836	0.0022
@TREND(1980)	-0.000333	0.001485	-0.224563	0.8239
R-squared	0.440224	Mean dependent var	-0.002304	
Adjusted R-squared	0.400240	S.D. dependent var	0.095480	
S.E. of regression	0.073944	Akaike info criterion	-2.279265	
Sum squared resid	0.153094	Schwarz criterion	-2.140492	
Log likelihood	38.32861	F-statistic	11.01002	
Durbin-Watson stat	1.900161	Prob(F-statistic)	0.000297	

ADF Test Statistic	-4.765850	1% Critical Value*	-3.6576	
		5% Critical Value	-2.9591	
		10% Critical Value	-2.6181	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLM2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/27/14 Time: 11:35				
Sample(adjusted): 1982 2012				
Included observations: 31 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLM2(-1)	-0.891056	0.186967	-4.765850	0.0000
C	0.128620	0.030418	4.228366	0.0002
R-squared	0.439216	Mean dependent var	-0.002304	
Adjusted R-squared	0.419879	S.D. dependent var	0.095480	
S.E. of regression	0.072723	Akaike info criterion	-2.341982	
Sum squared resid	0.153370	Schwarz criterion	-2.249467	
Log likelihood	38.30072	F-statistic	22.71333	
Durbin-Watson stat	1.897329	Prob(F-statistic)	0.000049	

Annexe n°8

ADF Test Statistic	-0.398286	1% Critical Value*	-4.2712		ADF Test Statistic	0.512508	1% Critical Value*	-3.6496	
		5% Critical Value	-3.5562				5% Critical Value	-2.9558	
		10% Critical Value	-3.2109				10% Critical Value	-2.6164	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.					*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LFBCF)					Dependent Variable: D(LFBCF)				
Method: Least Squares					Method: Least Squares				
Date: 05/27/14 Time: 11:58					Date: 05/27/14 Time: 12:00				
Sample(adjusted): 1981 2012					Sample(adjusted): 1981 2012				
Included observations: 32 after adjusting endpoints					Included observations: 32 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LFBCF(-1)	-0.046642	0.117106	-0.398286	0.6933	LFBCF(-1)	0.054688	0.106707	0.512508	0.6120
C	0.895160	2.829010	0.316422	0.7539	C	-1.226715	2.670931	-0.459284	0.6493
@TREND(1980)	0.024974	0.013792	1.810794	0.0805					
R-squared	0.109380	Mean dependent var	0.140865		R-squared	0.008679	Mean dependent var	0.140865	
Adjusted R-squared	0.047958	S.D. dependent var	0.648524		Adjusted R-squared	-0.024365	S.D. dependent var	0.648524	
S.E. of regression	0.632782	Akaike info criterion	2.011677		S.E. of regression	0.656377	Akaike info criterion	2.056298	
Sum squared resid	11.61197	Schwarz criterion	2.149090		Sum squared resid	12.92491	Schwarz criterion	2.147906	
Log likelihood	-29.18684	F-statistic	1.780797		Log likelihood	-30.90076	F-statistic	0.262664	
Durbin-Watson stat	2.041744	Prob(F-statistic)	0.186440		Durbin-Watson stat	2.029300	Prob(F-statistic)	0.612049	

ADF Test Statistic	1.251160	1% Critical Value*	-2.6369	
		5% Critical Value	-1.9517	
		10% Critical Value	-1.6213	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LFBCF)				
Method: Least Squares				
Date: 05/27/14 Time: 12:01				
Sample(adjusted): 1981 2012				
Included observations: 32 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LFBCF(-1)	0.005726	0.004576	1.251160	0.2202
R-squared	0.001709	Mean dependent var	0.140865	
Adjusted R-squared	0.001709	S.D. dependent var	0.648524	
S.E. of regression	0.647969	Akaike info criterion	2.000805	
Sum squared resid	13.01579	Schwarz criterion	2.046609	
Log likelihood	-31.01287	Durbin-Watson stat	1.918637	

Annexe n°9

ADF Test Statistic	-5.674965	1% Critical Value*	-4.2826	
		5% Critical Value	-3.5614	
		10% Critical Value	-3.2138	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLFBCF)				
Method: Least Squares				
Date: 05/27/14 Time: 12:07				
Sample(adjusted): 1982 2012				
Included observations: 31 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLFBCF(-1)	-1.075443	0.189507	-5.674965	0.0000
C	-0.282828	0.253408	-1.116096	0.2739
@TREND(1980)	0.025765	0.013738	1.875437	0.0712
R-squared	0.534983	Mean dependent var	0.001404	
Adjusted R-squared	0.501768	S.D. dependent var	0.909761	
S.E. of regression	0.642160	Akaike info criterion	2.043806	
Sum squared resid	11.54633	Schwarz criterion	2.182579	
Log likelihood	-28.67899	F-statistic	16.10646	
Durbin-Watson stat	2.009422	Prob(F-statistic)	0.000022	

ADF Test Statistic	-5.138458	1% Critical Value*	-3.6576	
		5% Critical Value	-2.9591	
		10% Critical Value	-2.6181	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLFBCF)				
Method: Least Squares				
Date: 05/27/14 Time: 12:08				
Sample(adjusted): 1982 2012				
Included observations: 31 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLFBCF(-1)	-0.952837	0.185433	-5.138458	0.0000
C	0.137649	0.123126	1.117956	0.2728
R-squared	0.476570	Mean dependent var	0.001404	
Adjusted R-squared	0.458520	S.D. dependent var	0.909761	
S.E. of regression	0.669450	Akaike info criterion	2.097620	
Sum squared resid	12.99674	Schwarz criterion	2.190136	
Log likelihood	-30.51312	F-statistic	26.40375	
Durbin-Watson stat	2.000692	Prob(F-statistic)	0.000017	

ADF Test Statistic	-4.994629	1% Critical Value*	-2.6395	
		5% Critical Value	-1.9521	
		10% Critical Value	-1.6214	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLFBCF)				
Method: Least Squares				
Date: 05/27/14 Time: 12:09				
Sample(adjusted): 1982 2012				
Included observations: 31 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLFBCF(-1)	-0.908195	0.181834	-4.994629	0.0000
R-squared	0.454011	Mean dependent var	0.001404	
Adjusted R-squared	0.454011	S.D. dependent var	0.909761	
S.E. of regression	0.672232	Akaike info criterion	2.075299	
Sum squared resid	13.55686	Schwarz criterion	2.121557	
Log likelihood	-31.16713	Durbin-Watson stat	2.007402	

Annexe n°10

ADF Test Statistic	-3.263651	1% Critical Value*	-4.2826		ADF Test Statistic	-0.417543	1% Critical Value*	-3.6576	
		5% Critical Value	-3.5614				5% Critical Value	-2.9591	
		10% Critical Value	-3.2138				10% Critical Value	-2.6181	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.					*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LEMP) Method: Least Squares Date: 05/27/14 Time: 12:24 Sample(adjusted): 1981 2011 Included observations: 31 after adjusting endpoints					Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LEMP) Method: Least Squares Date: 05/27/14 Time: 12:25 Sample(adjusted): 1981 2011 Included observations: 31 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEMP(-1)	-0.558748	0.171203	-3.263651	0.0029	LEMP(-1)	-0.008805	0.021087	-0.417543	0.6794
C	8.370660	2.553412	3.278225	0.0028	C	0.172426	0.327142	0.527068	0.6022
@TREND(1980)	0.020734	0.006418	3.230765	0.0031					
R-squared	0.275904	Mean dependent var	0.035862		R-squared	0.005976	Mean dependent var	0.035862	
Adjusted R-squared	0.224183	S.D. dependent var	0.038818		Adjusted R-squared	-0.028301	S.D. dependent var	0.038818	
S.E. of regression	0.034191	Akaike info criterion	-3.821930		S.E. of regression	0.039364	Akaike info criterion	-3.569608	
Sum squared resid	0.032733	Schwarz criterion	-3.683157		Sum squared resid	0.044935	Schwarz criterion	-3.477093	
Log likelihood	62.23991	F-statistic	5.334462		Log likelihood	57.32892	F-statistic	0.174342	
Durbin-Watson stat	2.058011	Prob(F-statistic)	0.010893		Durbin-Watson stat	2.625334	Prob(F-statistic)	0.679356	

ADF Test Statistic	5.124316	1% Critical Value*	-2.6395	
		5% Critical Value	-1.9521	
		10% Critical Value	-1.6214	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LEMP) Method: Least Squares Date: 05/27/14 Time: 12:26 Sample(adjusted): 1981 2011 Included observations: 31 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEMP(-1)	0.002307	0.000450	5.124316	0.0000
R-squared	-0.003546	Mean dependent var	0.035862	
Adjusted R-squared	-0.003546	S.D. dependent var	0.038818	
S.E. of regression	0.038887	Akaike info criterion	-3.624590	
Sum squared resid	0.045366	Schwarz criterion	-3.578333	
Log likelihood	57.18115	Durbin-Watson stat	2.629745	

Annexe n°11

ADF Test Statistic	-3.384013	1% Critical Value*	-2.6395
		5% Critical Value	-1.9521
		10% Critical Value	-1.6214

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESIDLEMP)

Method: Least Squares

Date: 05/27/14 Time: 12:41

Sample(adjusted): 1981 2011

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDLEMP(-1)	-0.559211	0.165251	-3.384013	0.0020

R-squared	0.275501	Mean dependent var	-0.001239
Adjusted R-squared	0.275501	S.D. dependent var	0.038818
S.E. of regression	0.033041	Akaike info criterion	-3.950406
Sum squared resid	0.032751	Schwarz criterion	-3.904148
Log likelihood	62.23129	Durbin-Watson stat	2.055882

Annexe n°12

Vector Autoregression Estimates

Date: 06/05/14 Time: 21:36

Sample(adjusted): 1984 2011

Included observations: 28 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

	DLPIB	DLM2	DLFBCF	DLEMP
DLPIB(-1)	0,279201250491 0,230369273761 [1,21197]	-0,563208654236 0,857138432662 [-0,65708]	-3,2651148619 7,60055506294 [-0,42959]	0,805529537033 0,331852992034 [2,42737]
DLPIB(-2)	-0,0651065114785 0,292665727825 [-0,22246]	-0,10195598429 1,08892578922 [-0,09363]	-8,34418871422 9,65589699986 [-0,86415]	-0,303479715953 0,421592671014 [-0,71984]
DLPIB(-3)	0,0156790531791 0,281920224782 [0,05562]	0,725432215698 1,04894483392 [0,69158]	-7,16143354291 9,30137147559 [-0,76993]	0,245730820925 0,406113491532 [0,60508]
DLM2(-1)	0,0680696560597 0,0689263913527 [0,98757]	0,205418630997 0,256455464258 [0,80099]	-2,4971070873 2,27408292874 [-1,09807]	0,081027660394 0,0992902778529 [0,81607]
DLM2(-2)	0,0972252211338 0,0645440260293 [1,50634]	-0,153314073563 0,240149931478 [-0,63841]	1,82202530091 2,12949589939 [0,85561]	-0,221087530005 0,0929773654535 [-2,37786]
DLM2(-3)	-0,0202037698923 0,0762267573005 [-0,26505]	-0,198180530419 0,283618045987 [-0,69876]	1,8946533834 2,5149433198 [0,75336]	0,157034422969 0,109806646825 [1,43010]
DLFBCF(-1)	0,00214751592668 0,0102799023092 [0,20890]	- 0,0240189333751 0,0382485876236 [-0,62797]	- 0,0605634837469 0,339163996427 [-0,17857]	-0,0286705046563 0,0148084693911 [-1,93609]
DLFBCF(-2)	0,00113962507942 0,110164141999 [0,01034]	0,534201359142 0,409889385275 [1,30328]	0,269555598931 3,63463674453 [0,07416]	0,178233372217 0,158694341221 [1,12312]
DLFBCF(-3)	0,141452710708 0,110815515339 [1,27647]	-0,399258016838 0,412312959891 [-0,96834]	7,04391474649 3,65612745316 [1,92661]	-0,353044928978 0,159632661633 [-2,21161]
DLEMP(-1)	0,0221891980129 0,14800826445 [0,14992]	0,193765704887 0,550696582669 [0,35186]	3,55343398423 4,88322485616 [0,72768]	-0,292188208064 0,213209794005 [-1,37043]
DLEMP(-2)	-0,181626902396 0,151425466281 [-1,19945]	0,469372626549 0,563411017077 [0,83309]	1,7134084929 4,99596832342 [0,34296]	0,00950808094702 0,218132363032 [0,04359]
DLEMP(-3)	-0,253683922278 0,13667993544 [-1,85604]	0,0275152506711 0,508547097999 [0,05411]	-5,37931094246 4,50947020125 [-1,19289]	-0,0904328937981 0,196891038402 [-0,45930]
C	0,0110125039237 0,0235300860732	0,133971325833 0,0875487462713	0,35128279533 0,776326251828	0,0329547473469 0,0338957072648

	[0,46802]	[1,53025]	[0,45249]	[0,97224]
R-squared	0,490838699662	0,309027749205	0,407895515463	0,674673336942
Adj, R-squared	0,0835096593923	-0,243750051431	-	0,414412006495
			0,0657880721663	
Sum sq, resids	0,00706887092219	0,0978594751709	7,69469773425	0,014668726812
S,E, equation	0,0217084790227	0,0807710654343	0,716226115797	0,0312716344441
F-statistic	1,20501769119	0,559045151324	0,861113887235	2,59229189286
Log likelihood	76,2493483057	39,4597037292	-21,6468556576	66,0291098504
Akaike AIC	-4,51781059326	-1,8899788378	2,47477540412	-3,78779356074
Schwarz SC	-3,89928707068	-1,27145531522	3,0932989267	-3,16927003816
Mean dependent	0,0246542711465	0,142204310062	0,154420739342	0,0352548023609
S,D, dependent	0,0226759478846	0,0724251253864	0,69376873604	0,0408652818719
Determinant Residual Covariance		1,28780978951e-09		
Log Likelihood (d,f, adjusted)		127,663404869		
Akaike Information Criteria		-5,4045289192		
Schwarz Criteria		-2,93043482887		

Annexe n°13 : test de la trace (JOHANSEN)

Date: 06/05/14 Time: 22:49
 Sample(adjusted): 1984 2011
 Included observations: 28 after adjusting endpoints
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LPIB LM2 LFBCF LEMP
 Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No, of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0,756454967075	74,8578004028	47,21	54,46
At most 1 *	0,574600502113	35,3091048272	29,68	35,65
At most 2	0,258680921619	11,3767612438	15,41	20,04
At most 3	0,101464227791	2,99568528831	3,76	6,65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
 Trace test indicates 2 cointegrating equation(s) at the 5% level
 Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 1% level

Hypothesized No, of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0,756454967075	39,5486955756	27,07	32,24
At most 1 *	0,574600502113	23,9323435834	20,97	25,52
At most 2	0,258680921619	8,38107595549	14,07	18,63
At most 3	0,101464227791	2,99568528831	3,76	6,65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
 Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating equation(s) at the 5% level
 Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 1% level

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=l):

	LPIB	LM2	LFBCF	LEMP
	-	-7,31107261674	7,41281253624	33,7479928015
3,37959512921				
125,863439018		-19,0602801663	-33,5246982444	-1,4654909499
-		-8,25065131919	1,97737031388	36,7025540406
9,94999066279				
26,7321915831		-10,6016946033	-11,4219843026	30,3258179556

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LPIB)	-0,0048286927409	-	-	-
		0,00929472121687	0,00428608503058	0,000165298672879
D(LM2)	-0,0226096017654	-0,0106147929726	0,00509762616267	0,0159987406886

D(LFBCF)	0,393532703192	-0,173066050202	0,0236096417225	0,0400401333316
D(LEMP)	0,00321621123652	0,00459575233972	-0,0109809166063	0,000861517228733

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 182,390393965

Normalized cointegrating coefficients (std,err, in parentheses)

LPIB	LM2	LFBCF	LEMP
1	2,16329836481	-2,19340253872	-9,98580939764
	0,633295117866	0,348591999237	2,61893257138

Adjustment coefficients (std,err, in parentheses)

D(LPIB)	0,0163190264676
	0,0136727016169
D(LM2)	0,0764112999997
	0,0493383450997
D(LFBCF)	-1,32998120689
	0,312814926762
D(LEMP)	-0,0108694918295
	0,0204685656142

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 194,356565756

Normalized cointegrating coefficients (std,err, in parentheses)

LPIB	LM2	LFBCF	LEMP
1	0	-0,392430199858	-0,664180403597
		0,0260792471691	0,0178048144599
0	1	-0,832512226771	-4,30898906303
		0,148985409489	0,101715266395

Adjustment coefficients (std,err, in parentheses)

D(LPIB)	-1,1535465506	0,212462913734
	0,402052264053	0,0651871758149
D(LM2)	-1,25960304799	0,367621368307

	1,8030893538	0,292345829697
D(LFBCF)	-23,1126694625	0,421541234032
	10,0946462949	1,63670632316
D(LEMP)	0,567567702521	-0,111110281071
	0,746722272851	0,12107061802

3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 198,547103734

Normalized cointegrating coefficients (std,err, in parentheses)

LPIB	LM2	LFBCF	LEMP
1	0	0	-0,42067582395 0,109657585143
0	1	0	-3,79241174583 0,224373586175
0	0	1	0,620504180706 0,291758588425

Adjustment coefficients (std,err, in parentheses)

D(LPIB)	-1,11090004456 0,376461903465	0,247825906845 0,0656300929884	0,267333352676 0,102509078506
D(LM2)	-1,31032438071 1,80050702762	0,325562632283 0,313889513285	0,198336886571 0,490270900048
D(LFBCF)	-23,3475851772 10,0947078298	0,226746312408 1,75985035262	8,76585626969 2,74874877882
D(LEMP)	0,676827720223 0,650909503254	-0,020510566987 0,113475628828	-0,151943377938 0,177240068

Annexe 14 : VECM long et court terme

Vector Error Correction Estimates

Date: 06/06/14 Time: 16:03

Sample(adjusted): 1983 2011

Included observations: 29 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2		
LPIB(-1)	1,000000	0,000000		
LM2(-1)	0,000000	1,000000		
LFBCF(-1)	-0,342823 (0,03161) [-10,8463]	-0,409261 (0,20406) [-2,00564]		
LEMP(-1)	-0,625949 (0,02115) [-29,5956]	-4,022230 (0,13654) [-29,4575]		
C	-7,958065	45,10456		
Error Correction:	D(LPIB)	D(LM2)	D(LFBCF)	D(LEMP)
CointEq1	-0,702270 (0,17301) [-4,05910]	0,399851 (0,83447) [0,47917]	-20,46230 (6,23611) [-3,28126]	0,577952 (0,32538) [1,77624]
CointEq2	0,173610 (0,03957) [4,38725]	0,025154 (0,19086) [0,13179]	1,745087 (1,42634) [1,22348]	0,011334 (0,07442) [0,15230]
D(LPIB(-1))	0,414886 (0,17661) [2,34919]	-1,015650 (0,85182) [-1,19233]	11,39088 (6,36577) [1,78940]	0,390251 (0,33214) [1,17494]
D(LPIB(-2))	0,076320 (0,20414) [0,37386]	-0,273729 (0,98463) [-0,27800]	-1,359938 (7,35825) [-0,18482]	-0,678611 (0,38393) [-1,76755]
D(LM2(-1))	-0,071170 (0,05233) [-1,35990]	0,209807 (0,25242) [0,83117]	-4,654752 (1,88639) [-2,46755]	-0,014773 (0,09843) [-0,15009]
D(LM2(-2))	-0,018614 (0,04939) [-0,37685]	-0,117166 (0,23823) [-0,49182]	-0,670979 (1,78032) [-0,37689]	-0,164462 (0,09289) [-1,77048]
D(LFBCF(-1))	-0,174611 (0,05060) [-3,45084]	0,139359 (0,24405) [0,57102]	-6,857618 (1,82384) [-3,75998]	0,180619 (0,09516) [1,89801]
D(LFBCF(-2))	-0,139791 (0,09777) [-1,42983]	0,553337 (0,47155) [1,17343]	-5,074189 (3,52398) [-1,43990]	0,448313 (0,18387) [2,43822]
D(LEMP(-1))	0,360045 (0,12874) [2,79677]	0,475680 (0,62092) [0,76608]	1,969527 (4,64024) [0,42444]	-0,270530 (0,24211) [-1,11737]

D(LEMP(-2))	0,222624 (0,11081) [2,00909]	0,694882 (0,53445) [1,30017]	4,286288 (3,99403) [1,07317]	-0,015839 (0,20840) [-0,07601]
C	0,032985 (0,01489) [2,21566]	0,086057 (0,07180) [1,19850]	1,570284 (0,53660) [2,92637]	0,042408 (0,02800) [1,51468]
R-squared	0,692070	0,268811	0,549765	0,646943
Adj, R-squared	0,520997	-0,137404	0,299634	0,450800
Sum sq, resids	0,004507	0,104853	5,855800	0,015942
S,E, equation	0,015824	0,076323	0,570370	0,029760
F-statistic	4,045480	0,661745	2,197909	3,298322
Log likelihood	86,00673	40,37687	-17,95120	67,68931
Akaike AIC	-5,172878	-2,025991	1,996634	-3,909607
Schwarz SC	-4,654248	-1,507362	2,515264	-3,390978
Mean dependent	0,025618	0,143683	0,150811	0,035536
S,D, dependent	0,022864	0,071564	0,681545	0,040158
Determinant Residual		2,90E-10		
Covariance				
Log Likelihood		181,4883		
Log Likelihood (d,f, adjusted)		153,8267		
Akaike Information Criteria		-7,022531		
Schwarz Criteria		-4,570828		

Liste des figures

Figure N°1 : Réponse de l'emploi et des salaires à un choc technologique

Figure N°2 : Réponse de l'emploi et des salaires à un choc technologique ou à un choc budgétaire.

Figure N°3 : Impact d'un choc monétaire seul.

Figure N°4 : Combinaison d'un choc monétaire et d'un choc technologique.

Figure N°5 : Evolution du taux de croissance du PIB réel algérien 1980-2012.

Figure N°6 : Evolution de M2 1980-2012.

Figure N°7 : Evolution de la FBCF 1980-2012.

Figure N°8 : Evolution de l'emploi 1980-2012.

Figure N°9 : Les effets d'un choc du PIB sur le PIB.

Figure N°10 : Les effets d'un choc du M2 sur le PIB.

Figure N°11 : Les effets d'un choc du FBCF sur le PIB.

Figure N°12 : Les effets d'un choc de l'EMP sur le PIB.

Liste des tableaux

- Tableau N°1 :** Faits stylisés aux Etats-Unis.
- Tableau N°2 :** Fait stylisées en France.
- Tableau N°3 :** Modèle "canonique" de King, Plosser, Rebelo étalonné sur les Etats-Unis.
- Tableau N°4 :** Modèle "canonique" de King, Plosser, Rebelo étalonné sur la France.
- Tableau N°5 :** Faits stylisées pou la France et les Etats-Unis.
- Tableau N°6 :** Modèle RBC avec choc de préférence.
- Tableau N°7 :** Le modèle d'Ireland (1997, 2004) : définition des variables et des
- Tableau N°8 :** Choix de nombre de retards de la série LPIB.
- Tableau N°9 :** Résultat du teste de Dickey-fuller pour la série LPIB.
- Tableau N°10 :** Choix de nombre de retards de la série LM2.
- Tableau N°11 :** Résultat du teste de Dickey-fuller pour la série LM2.
- Tableau N°12 :** Choix de nombre de retards de la série LFBCF.
- Tableau N°13 :** Résultat du teste de Dickey-fuller pour la série LFBCF.
- Tableau N°14 :** Choix de nombre de retards de la série LEMP.
- Tableau N°15 :** Résultat du teste de Dickey-fuller pour la série LFBCF.
- Tableau N°16 :** Représentation des résultats des critères du choix du modèle VAR.
- Tableau N°17 :** Résultats du test de cointégration au sens de Johansen.
- Tableau N°18 :** Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB

Tableau N°19 : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB.

Bibliographie

Ouvrages

- BEITONE, Alain, dictionnaire des sciences économiques, Paris, Armand Colin, 2007.
- BEAUD, Michel, «L'art de la thèse», Paris, La découverte, 2003.
- BOURBOUNNAIS, «Régis, Econométrie», Dunod, Paris, 2009.

Revue et cadre de référence

- Alexis Direr, « Croissance et cycles », 2003
- Alain Beitone, Antoine Cazorla, Christine Dollo et Anne-Mary Draï, Dictionnaire des sciences économiques, Armand Colin, Paris, 2007, 2^e édition.
- Tichit Ariane, «Cours de théorie des cycles», 2004/2005.
- Péléraux Hervé. « Cycles anciens - cycles modernes : l'exemple américain », Revue de l'OFCE, 1993
- Aïmar Thierry et al., « Le cycle économique : une synthèse », Revue française d'économie, , 2009/4 Volume XXIV p.13.
- Hairault Jean-Olivier. « Présentation et évaluation du courant des cycles réels», Économie & prévision, 1992-5.
- Steve Ambler et Alain Guay, « Les cycles réels », L'économie sans frictions, 2011
- Jean-Pierre Laffargue, Pierre Malgrange et Pierre Morin, La « nouvelle synthèse néoclassique » : une introduction, Economie Statistique N° 451–453, 2012,
- Gilles Jacoud, De Vroey et Pierre Malgrange, « La monnaie dans l'économie», Nathan, septembre 1998, p. 219.
- Michel De Vroey et Pierre Malgrange, « La théorie et la modélisation macroéconomiques, d'hier à aujourd'hui», Paris-Jourdan Sciences Economiques, Mai 2011.

- Sanvi AVOUYI-DOVI, Julien MATHERON, Patrick FÈVE, « Les modèles DSGE et leurs intérêts pour les banques centrales », Bulletin de la Banque de France · N° 161.Mai 2007.
- Jean-Baptiste Gossé et Cyriac Guillaumin, Christopher A. Sims et la représentation VAR.
- Mourad Ayouz, Analyse structurelle, «Les modèles DSGE : intérêts pour l'analyse économique», Janvier 2008.
- Legrand Muriel Dal-Pont et Hagemann Harald, «Théories réelles versus monétaires des cycles d'équilibre»,Revue française d'économie.
- Xavier Bonnet et Sandrine Duchene, «Apports et limites de la modélisation Real Busines Cycle», Mars 1998.
- Fairise Xavier, Hénin Pierre-Yves, Langot François. Les modèles de cycle réel peuvent-ils expliquer les fluctuations de l'emploi et de la productivité ?. In: Économie & prévision. Numéro 106, 1992-5. Développements récents de la macro-économie.
- Jang-Ok Cho et Louis Phaneuf, « Monnaie et cycles », L'Actualité économique, vol. 71, n° 2, 1995.
- Olivier Hairault Jean et Langot François, « F. Kydland et E. Prescott : Prix Nobel d'Économie 2004 »,Revue d'économie politique, 2005/1 Vol. 115, p. 65-83.
- Guy ERTZ, « La contribution du courant des cycles réels à la théorie des cycles réel», reflets et perspectives, XL,2001/1-2.
- Pierre-André CHIAPPORI, Roger Guesnerie, « Anticipations, intermédiation et non-neutralité de la monnaie», Annales d'économie et de statistique N 19- 1990

Sites internet

- <http://www.melchior.fr>
- <http://fr.wikipedia.org>
- <http://www.memoireonline.com>
- [http //www.cairn.info.fr](http://www.cairn.info.fr)

- <http://www.persée.fr>
- <http://www.universalis.fr>

Chapitre I

Chapitre II

Chapitre III

Chapitre IV

Table des matières

Remerciements

Dédicace

Liste des Abréviations

Sommaire

Introduction générale 1

Chapitre I: Evolution des modèles macroéconomiques.....4

- 1) Présentation des modèles macroéconomiques traditionnels 4
- 2) Les critiques des modèles macroéconomiques traditionnels..... 4
 - 2-1) Critique empirique 5
 - 2-2) Critique théorique 6
- 3) L'émergence de la théorie des cycles réels 6
 - 3-1) Apports et limites de la théorie des cycles monétaires (TCM)..... 6
 - 3-2) La nouvelle méthode de Lucas..... 8
 - 3-3) Présentation de la théorie des cycles réels (TCR) 8
 - 3-4) La confrontation des estimations d'un modèle RBC aux faits stylisé..... 9
- 4) Les enrichissements apportés à la TCR 12
 - 4-1) Les enrichissements internes..... 12
 - 4-1-1) L'hypothèse d'indivisibilité du travail..... 13
 - 4-1-2) L'introduction d'un choc budgétaire 15
 - 4-1-3) L'introduction d'un choc de préférence..... 16
 - 4-1-4) L'introduction d'un choc monétaire 18
 - 4-2) Les enrichissements externes 18
 - 4-2-1) La prise en compte de la concurrence monopolistique..... 19

4-2-2) La prise en compte des rigidités nominales et réelles	20
4-2-3) L'introduction d'un choc monétaire	20

Chapitre II: Spécifications des modèles macroéconomiques..... 23

1) Le modèle de base de Lucas (1972)	23
2) le modèle de Solow (1956).....	26
3) Le modèle RBC (Real Business Cycles)	28
4) Présentation du Modèle DSGE : modèle d'Ireland (1997, 2004)	31

Chapitre III: Essai d'évaluation de l'impact des facteurs de production et des chocs monétaires sur la croissance du PIB en Algérie 35

1) Analyse graphique et statistique des séries de données	35
1-1) Le choix des variables.....	35
1-2) Analyse graphique des séries de données	36
1-2-1) Analyse graphique de la série du produit intérieur brut (constant).....	36
1-2-2) Analyse graphique de la série masse monétaire au sens M2.....	37
1-2-3) Analyse graphique de la série de la formation brut de capital fixe (constant)	38
1-2-4) Analyse graphique de la série de l'emploi	39
1-3) Tests de Stationnarité.....	39
1-3-1) La série LPIB.....	39
1-3-2) La série LM2	41
1-3-3) La série LFBCF.....	42
1-3-4) La série LEMP	43
2) L'approche multivariée	46
2-1) Détermination du nombre de retards	46
2-2) Estimation du modèle VAR.....	47
2-3) Etude de la cointégration (test de johansen)	48
2-4) Estimation du modèle de correction d'erreur vectoriel (VECM)	49
2-4-1) L'équation relative au PIB à long terme	49
2-4-2) L'équation relative au PIB à court terme	49

3) Validation du modèle VECM	50
4) Dynamique du modèle VECM.....	51
4-1) Analyse des chocs (fonction de réponses impulsionnelles)	51
4-1-1) Les effets d'un choc du PIB sur le PIB	51
4-1-2) Les effets d'un choc du M2 sur le PIB	52
4-1-3) Les effets d'un choc du FBCF sur le PIB	52
4-1-4) Les effets d'un choc du EMP sur le PIB.....	53
4-2) Décomposition de la variance de l'erreur de prévision	53
Conclusion générale	55
Annexe	57
Liste des tableaux	
Liste des figures	
Bibliographie	

Liste

Des

Abréviations

Liste

Des

Figures

Bibliographie

Introduction

Générale

Conclusion

Générale

Liste

Des

Tableaux

Annexes

Sommaire

Table

Des

Matières