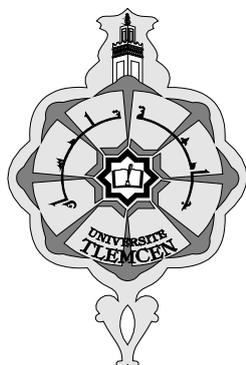


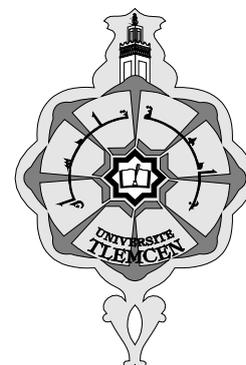
République Algérienne Démocratique et populaire
Ministère de l'enseignement supérieur et de la recherche scientifique
Université AbouBekr Belkaid- Tlemcen
Faculté des sciences économiques, sciences de gestion et sciences commerciales



Thèse de doctorat

En sciences économiques

Option : Economie de développement



Thème

Les déterminants du chômage en Algérie : une analyse économétrique (1980-2009)

Présenté par :

Mr.BOURICHE Lahcène

Sous la direction de :

Mr.BOUNOUA Chaib

Membres du jury :

Mr.TOUIL Ahmed	Professeur	Université Tlemcen	Président
Mr.BOUNOUA Chaib	Professeur	Université Tlemcen	Rapporteur
Mr.Philippe ADAIR	Professeur	Université Paris-Est Créteil	Examineur
Mr.SALEM Abdelaziz	Professeur	Université Oran	Examineur
Mr.CHERIF Nasreddine	Professeur	Université Tlemcen	Examineur
Mme. ZATLA Nadjat	Maitre de conférences	Université Oran	Examineur

Année Universitaire : 2012-2013

Remerciements

Je tiens tout d'abord à remercier le professeur Chaib BOUNOUA qui trouve ici l'expression de notre gratitude et reconnaissance d'avoir toujours cru en moi et pour son suivi constant et ses encouragements soutenus qu'il n'a cessé de me prodiguer tout au long de ce travail.

Je tiens aussi à remercier vivement le professeur Mr.TOUIL Ahmed pour avoir accepté d'honorer la présidence du jury d'examen.

Je remercie également le professeur Philippe ADAIR de l'Université de Paris en France ainsi que le professeur SALEM Abdelaziz , le docteur ZATLA Nadjat de l'université d'Oran et le docteur CHERIF Nasreddine de l'université de Tlemcen d'avoir accepter de se pencher sur l'évaluation de ce travail.

Enfin un grand remerciement à Mr le professeur BENBOUZIANE Med et MAALACHE Abderrezzak (responsable de la poste graduation) pour leurs aides et encouragements.

Dédicaces

..... Je dédie ce modeste travail à mes chers parents et plus particulièrement ma mère, à ma petite famille et à tous

Liste des abréviations

ABC : Action des besoins collectifs

ADF: Dickey-Fuller augmenté

ADS : Agence de Développement Social

AED : Entreprises en Difficulté

ANEM : Agence Nationale de l'Emploi

ANDI: Agence nationale de développement de l'investissement

ANGEM : Agence nationale pour la gestion du microcrédit

ANPE : Agence nationale pour l'emploi

ANSEJ : Agence nationale pour le soutien à l'emploi des Jeunes

APSI : Agence nationale de promotion de soutien de l'investissement

B.A.E : Branche d'activité économique

BDL : Banque de développement local

BIRD : Banque internationale pour la reconstruction et le développement

BIT : Bureau international du travail

BNA : Banque nationale d'Algérie

BTP : Bâtiment et travaux publics

BTPH : Bâtiment, travaux publics et hydraulique

C.N.I : Conseil national d'investissement

C.R.E : Centres de Recherche d'Emploi

CATI : Centres d'Aide au Travail Indépendant

CALPI : Comités d'assistance, de localisation et de promotion des investissements

CENEAP : Centre national d'études et d'analyses pour la population et le développement

CIST : Conférence internationale des statisticiens du travail.

CNAC : Caisse national d'assurance chômage

CNES : Conseil national économique et social

CNP : Conseil national de planification

CNUCED : Conférence des Nations unies sur le commerce et le développement

CPE : Contrats pré- emploi

CPI : Centre de proximité des impôts

CS : Cotisations sociales

DAS : Direction des affaires sociales

DEJ : Délégations d'Emploi des Jeunes

DFA : Dickey-Fuller augmenté

DF : Dickey-Fuller

DIJP : Dispositif d'Insertion Professionnelle des Jeunes

DNB : Dépenses nationales brutes

DS : Difference Stationary

DTS : Droits de tirage spéciaux

EPE : Entreprises publiques économiques

EPL: Entreprises publiques locales

ESIL : Emplois salariés d'initiative locale

FMI : Fond monétaire international

FNSEJ : Fond national de soutien de l'emploi de jeune

IAIG : Indemnité d'Activités d'Intérêt Général

IBS : Impot sur le bénéfice des sociétés

IDE : Investissement direct étranger

INSEE : Institut national des statistiques et des études économiques

IRG : Impôt sur le revenu global

Ln : logarithme népérien

M.O.D: Main d'œuvre

MCE : Modèle à correction d'erreur

MCO : Moindres carrés ordinaires

MDPPI : Ministère Délégué à la Participation et à la Promotion de l'Investissement

MTPS : Ministère du Travail et de la Prévoyance sociale

NAIRU: Non accelerating inflation rate of unemployment

OCDE : Organisation de coopération et de développement économiques

OIT : Organisation internationale du travail

OMC : Organisation mondiale du commerce

ONS : Office national de statistique

PAIS : Prime de l'action d'insertion sociale

PAO : Population active occupée

PAS : Programme d'ajustement structurel

PIB : Produit intérieur brut

PID : Programmes d'intégration des diplômés

PME : Petites et moyennes entreprises

PNR : Prêt non rémunéré

PP : Phillips et Perron

PSRE : Plan de soutien à la relance économique

RGPH: Recensement général de la population et de l'habitation

SARL : Société à responsabilité limitée

SESRIC : Centre de Recherches Statistiques, Economiques et Sociales et de Formation pour les Pays Islamiques

SFI : Statistiques Financières Internationales

SNMG : Salaire nationale minimum garanti

SS : situation sécuritaire

TE : Terme de l'échange

TS : Trend Stationary

TUC : Taux d'utilisation des capacités

TUP-HIMO : Travaux d'Utilité Publique à Haute Intensité de Main d'œuvre

TVA : Taxe sur la valeur ajoutée

UE : Union européenne

UGTA : Union générale des travailleurs algériens

USD: United States dollars

VAR: Vecteur autoregressive

WS-PS : Wage Setting-Price Setting

Sommaire

Introduction générale	13
Chapitre I : L'explication théorique du chômage	18
Section I : L'explication traditionnelle du chômage	19
1. Le marché du travail chez les classiques : l'impossibilité du chômage	19
1.1. Formulation de l'offre et la demande de travail	20
1.2. Le comportement économique de l'entreprise	21
1.3. L'équilibre sur le marché du travail	22
1.4. Le chômage est forcément volontaire ou frictionnel	23
2. Le marché du travail chez Keynes : le chômage involontaire	24
2.1. Critiques sur l'offre du travail et les salaires	25
2.2. Le niveau de la demande est la variable déterminante de l'emploi	25
2.3. Le rôle de l'état	26
2.4. Un chômage involontaire en équilibre de sous emploi	27
3. L'explication marxiste du chômage	28
3.1. Le modèle marxiste de base	28
3.2. Le chômage chez Marx	28
Section II : Les réactualisations théoriques explicatives du chômage	29
1. Assouplissement des hypothèses néoclassiques	29
2. Tentatives de dépassement du modèle de base	30
2.1. Théorie des contrats implicites	30
2.2. Théorie du salaire d'efficience	31
3. Synthèse entre néo-classiques et keynésiens	33
3.1. La théorie du déséquilibre	33
3.2. Le chômage d'équilibre	35
3.3. Les modèles WS-PS	40
Section III : D'autres Explications et des tendances récentes du chômage	42
1. Théorie des insiders-outsiders	42
2. Le dualisme du marché du travail	42

3. Les modèles d'appariement	44
Section IV : Explication du chômage par les chocs et les institutions	44
1. Approche de Nickell ,1997	45
2. Modele de Blanchard et Wolfers, 2000	45
3. Approche de Nickell, Nunziata, Ochel, 2005	46
4. Approche de l'OCDE, 2006	46
Chapitre II : Le cadre global de l'économie Algérienne avant et après les réformes	49
Section I: La structure de l'économie algérienne avant les réformes : les déséquilibres macroéconomiques et macro financier	50
1. L'effondrement des recettes d'exportation des hydrocarbures	50
2. Le déficit de la balance courante	52
3. la lourdeur du service de la dette	52
4. Le fléchissement de la croissance économique	54
Section II : Les réformes économiques sous l'égide des institutions financières	56
1. Les premières réformes et tentatives de restructuration	56
3. Phase de l'ajustement structurel conditionnel	61
Section III : l'économie Algérienne et le processus des réformes économiques (1999-2009)	72
1. La reprise de la croissance économique	73
2. L'intégration dans l'économie mondiale : l'accord d'association avec l'union européenne	75
3. La reconfiguration du système productif et la promotion des PME	76
4. La consolidation des équilibres macroéconomiques	76
Chapitre III : Les déterminants du marché du travail en Algérie : analyse quantitative	79
Section I : Evolution de l'emploi et le chômage en Algérie	80
1. L'emploi et le chômage avant 1986	80
2. L'emploi et le chômage de 1986 à 2000	82
3. L'emploi et le chômage après l'année 2000	87
Section II : Structure de l'offre du travail	89
1. La population active	89
2. Les déterminants de l'offre du travail	90
2.1. Les déterminants démographiques	90

2.2. Les déterminants socioculturels	94
3. Les caractéristiques de la population active	96
Section III : Structure de la demande du travail	101
1. La population active occupée	102
2. Les caractéristiques de la population occupée	102
Section IV: Structure du chômage	105
1. Le chômage au sens de l'ONS	105
2. Problèmes de données et des statistiques sur le chômage	106
3. Les Caractéristiques du chômage en Algérie	107
Chapitre IV : La réforme du marché du travail en Algérie	115
Section I : La redéfinition des règles de fonctionnement du marché du travail	116
1. Législation et réglementation du marché du travail	116
2. Modalités légales d'embauche	116
3. Régulation des conditions de travail et de licenciement	117
4. Les syndicats et le marché du travail	118
5. Régulation et conformité du salaire minimum	119
6. Les négociations collectives	121
Section II : Les programmes de l'emploi accompagnants les réformes	121
1. Les Emplois Salariés d'Initiative Locale (ESIL)	122
2. L'Indemnité d'Activité d'Intérêt Général – IAIG	125
3. Les Travaux d'Utilité Publique à Haute Intensité de Main-d'œuvre (TUP-HIMO)	126
4. Le contrat de pré-emploi – CPE	128
Section III : Incitation à la création de l'activité et le développement de l'investissement	132
1. Le dispositif de soutien à l'emploi des jeunes (ANSEJ)	132
2. Le dispositif de la Caisse Nationale d'Assurance Chômage (CNAC)	136
3. L'Agence nationale pour la gestion du microcrédit (ANGEM)	141
4. Le dispositif de développement et de promotion des investissements (APSI/ANDI)	142
Chapitre V: Evaluation des déterminants du chômage en Algérie	149
Section I : la spécification du modèle	150

1. La forme fonctionnelle du modèle	150
2. Le choix des variables et les sources des données	152
3. La présentation du modèle	160
Section II : La méthode d'estimation	162
1. Le choix de la méthode d'estimation	162
2. La stationnarité des variables	162
3. La cointégration	166
Section III : Estimation et l'analyse critiques des résultats	168
1. Analyse de la série de la variable endogène	168
2. Analyse des séries des variables exogènes	173
3. La cointégration entre l'ensemble des $k+1$ variables	184
A - L'estimation de la relation de long terme	184
B- L'estimation de la relation de court terme (le modèle à correction d'erreur)	189
4. La cointégration par combinatoire entre les variables	195
Conclusion générale	200

Liste des Tableaux

N°	Titre du Tableau	P
1	Une typologie des états de déséquilibre selon E.Malinvaud	34
2	Croissance des secteurs d'activité en % PIB (1985-1990)	55
3	Evolution de la productivité du travail (1985-1990)	55
4	Evolution du déficit budgétaire du trésor public	56
5	Evolution du revenu brut des ménages (1993-1997)	65
6	Evolution de la production industrielle en %(1989 = base 100)	67
7	Evolution des taux d'utilisation des capacités (TUC) des entreprises industrielles publiques par branche d'activité économique (B.A.E)	68
8	Répartition des entreprises dissoutes par secteur d'activité et par statut juridique	69
9	Bilan des effectifs compressés par secteur d'activité (au premier semestre 1998)	69
10	La production des produits agricoles (1989-1998) en Algérie	71
11	Répartition des fonds du plan de soutien a la relance économique (en %) (2001-2004)	74
12	Situation de l'emploi par secteur d'activité (hors agriculture) en milliers de	81
13	Situation de l'emploi par secteur d'activité (Hors Agriculture) 1986-1993	84
14	Les pertes d'emplois selon les branches d'activités économiques.	86
15	Evolution de l'emploi de 1994-1996	86
16	Le taux d'évolution de l'emploi 2000-2009	88
17	Répartition de l'emploi par secteur juridique	89
18	Evolution de la population Algérienne (1970-2010)	91
19	Evolution du taux d'activité (1981-2007)	97
20	La part de la femme dans la population économiquement active par groupes d'âge	100
21	Taux de participation à la force de travail (taux d'activité économique) en 2009	100
22	Niveau d'instruction de la population active en 2004	101
23	Population occupée par secteur d'activité et par secteur juridique, 2009	104
24	Population occupée par statut en 2009	104
25	Evolution du taux de chômage par sexe de 15ans et plus	107
26	Taux de chômage selon l'âge en 2009	108
27	Taux de chômage selon la zone	108
28	Rapport du taux de chômage des jeunes et celui des autres chômeurs en 2009	108
29	Répartition des chômeurs par niveau d'instruction, 1987,1995 ,2008	109
30	Répartition de la Population en chômage par groupe d'âge	110
31	Evolution de l'emploi de 1993 à 1996	112
32	La part de l'emploi informel dans l'emploi total	113
33	Evolution du SNMG (1990-2010)	120
34	Taux de croissance annuel du SNMG	120

35	Évolution de la masse salariale et les revenus des indépendants en milliards de DA	121
36	L'évolution du bilan du programme d'emploi salarié d'initiative local entre 1998	122
37	Etat des insertions par les ESIL et niveau de financement	123
38	Rétrospective des insertions du DIPJ (1990 – 1994) – Formation	124
39	Evolution du nombre d'allocataires IAIG (1996-2001)	125
40	Evolution du bilan des programmes TUPHIMO entre 1998 et 1999	127
41	Situation physique et financière du programme TUPHIMO arrêtée au 31/12/2001	127
42	Evolution du taux de placement par catégorie (1998 – 1999)	129
43	Etat des dotations et des consommations budgétaires (ADS) en milliards DA	130
44	Bilan du dispositif en termes d'insertions professionnelles	130
45	Bilan du dispositif de Création de Micro-entreprises au 31/12/2003	136
46	Evolution des bénéficiaires de l'assurance chômage (1996 -2006)	137
47	Evolution des projets d'investissement déclarés de l'APSI (1993-2000)	144
48	Corrélogramme de la série U	170
49	Résultats du test ADF sur la série lnU	171
50	Résultats du test PP sur la série lnU	172
51	Résultats du test ADF et PP sur la série lnPT	173
52	Résultats du test ADF et PP sur la série lnESC	175
53	Résultats du test ADF et PP sur la série lnINF	176
54	Résultats du test ADF et PP sur la série lnIMP	178
55	Résultats du test ADF et PP sur la série lnTCH	179
56	Résultats du test ADF et PP sur la série lnCS	181
57	Résultats du test ADF et PP sur la série DNB	182
58	Résultats du test ADF et PP sur la série D1	183
59	Les résultats de l'estimation du modèle (I)	184
60	Les résultats de l'estimation du modèle (II)	185
61	Les résultats de l'estimation du modèle (III)	186
62	Les résultats des tests ADF et PP sur les résidus estimés	189
63	Les résultats de l'estimation du modèle (IV)	190
64	Les résultats de l'estimation du modèle (V)	191
65	Les résultats des tests ADF et PP sur les résidus estimés.	193
66	Les résultats de l'estimation du modèle (VI)	194
67	Les résultats de l'estimation du modèle (VII)	195
68	Les résultats des tests ADF et PP sur les résidus estimés	195
69	Les résultats de l'estimation du modèle (VIII)	196
70	Les résultats des tests ADF et PP sur les résidus estimés.	196
71	Les résultats de l'estimation du modèle (IX)	197
72	Les résultats des tests ADF et PP sur les résidus estimés	197
73	Les résultats de l'estimation du modèle (X)	198
74	Les résultats des tests ADF et PP sur les résidus estimés	198

Liste des graphiques

N	Titre du graphique	p
1	L'équilibre sur le marché du travail chez les néoclassiques	23
2	La courbe de Phillips	35
3	La courbe de phillips interprétée par Samuelson	37
4	La courbe de phillips à long terme selon Friedman	38
5	Les bénéfices tirés du pétrole en Algérie (1986-1988)	51
6	Evolution des recettes et les dépenses du trésor (1985-1988) en Algérie	51
7	Evolution de la balance courante (1986-1990) en million de dollars	52
8	Evolution des Stocks total de la dette extérieure,	53
9	Stocks total de la dette extérieure	53
10	Croissance du PIB (1985-1990)	54
11	Evolution du budget (1988-1993)	58
12	Evolution des recettes et les dépenses du trésor en % du PIB,(1985-1991)	58
13	Evolution des dépenses du trésor en % du PIB	59
14	Evolution du taux de change officiel DA/US et l'inflation (1987-1992)	60
15	Evolution du PIB en % (1993-2000)	62
16	Evolution des dépenses courantes (en pourcentage du PIB)	63
17	Evolution du taux d'inflation, prix à la consommation (1993-1998)	64
18	Evolution des indices de prix 1993-1997	65
19	Evolution des indices du pouvoir d'achat de l'ensemble des salariés (1993-	66
20	Evolution de la valeur ajoutée de l'agriculture en % du PIB (1989-1998)	70
21	Evolution du taux annuel de l'inflation (1998-2008)	77
22	Evolution du taux de chômage (1966-1985)	80
23	Evolution de l'emploi (1986-1993)	83
24	Evolution du taux de chômage 1985-1993	84
25	Evolution du taux de chômage en Algérie (1994-2000)	85
26	Evolution du taux de chômage (2001-2009)	87
27	Evolution du taux de croissance démographique naturel	92
28	Répartition des émigrés algériens par groupe d'âge	93
29	Evolution en % du groupe d'âge moins de 24 ans par rapport à la population	94
30	Evolution de la part de la population féminine active dans la population	96

31	Evolution du taux de croissance de la population totale et de la population	98
32	Evolution de la structure par âge de la population active (2003-2009)	98
33	Evolution de l'emploi par secteur d'activité (2001-2009)	103
34	Emplois créés dans le cadre des dispositifs de (IAIG-TUP HIMO –ESIL)	128
35	Emplois créés dans le cadre du CPE (1999-6/2009)	131
36	Emplois créés dans le cadre du micro crédit (ANSEJ-ANGEM-CNAC)	141
37	Evolution des projets d'investissement déclarés auprès de l'APSI (1993-2000)	144
38	La répartition de nombre des projets par secteur d'activité en 2009	146
39	Evolution de la productivité du travail (1980-2009)	153
40	Evolution du taux d'escompte (1980-2009)	154
41	Evolution du taux d'inflation (1980-2009)	155
42	Evolution du taux de change (1980-2009)	156
43	Evolution des importations (1980-2009)	157
44	Evolution des termes de l'échange (1980-2009)	158
45	Evolution des dépenses nationales brutes (1980-2009)	159
46	Evolution des cotisations sociales (1980-2009)	160
47	Graphe de la série brute du taux de chômage	168
48	Graphe de la série lnU	169
49	Graphe de la série logU différenciée d'ordre 1	171
50	Graphe de la série lnPT	173
51	Graphe de la série lnESC	174
52	Graphe de la série lnINF	176
53	Graphe de la série lnIMP	177
54	Graphe de la série lnTCH	179
55	Graphe de la série lnCS	180
56	Graphe de la série lnDNB	182
57	Le graphe de la série des résidus	188
58	Le graphe de la série des résidus estimés du modèle (V)	193

Introduction générale

A la fin des années 2000, le taux de chômage en Algérie a, selon des statistiques officielles sensiblement chuté, enregistrant son taux le plus bas depuis vingt ans (soit 10,2 % en 2011). Les premières explications de ce phénomène semblent résider d'une part, dans l'évolution de la croissance démographique qui a connu une transition soutenue à partir des années 1980 et dont le taux de croissance a considérablement baissé (1,6 % en 2010) du fait de la forte baisse du taux de fécondité. D'autre part, les résultats satisfaisants de certains indicateurs macroéconomiques et macro financiers obtenus, grâce aux réformes économiques entreprises depuis les années 1980 à ce jour, semblent être l'autre facteur qui a concouru à cette décélération du taux de chômage en Algérie.

En effet, au milieu des années 1980, suite à l'effondrement du prix de pétrole, l'économie algérienne est affectée par une crise sans précédent dont les signes les plus révélateurs sont les suivants : chute du niveau des investissements, déficits budgétaires, expansion accélérée de la masse monétaire, surévaluation du taux de change, compression des importations.

Cette situation a entraîné des déséquilibres macro- économiques , d'abord sur le plan de l'offre et la demande globale (excès de la demande par rapport a l'offre) puis sur le plan macro financier observé à travers la lourdeur des dettes qui finançaient les investissements lesquels étaient couverts par les recettes des hydrocarbures , enfin un déséquilibre sur le marché du travail caractérisé par une chute du taux de croissance de l'emploi et une augmentation du taux du chômage.

La crise s'étant propagée à l'ensemble des secteurs d'activité économique et l'ensemble des sphères de l'activité sociale, les pouvoirs publics ont mis en œuvre des réformes économiques traduites dans quelques mesures prises dans le cadre des premières engagements envers les institutions financières internationales (Fonds Monétaire International et Banque Mondiale) , mesures qui consisteront au retrait de l'Etat de l'activité économique, l'instauration des lois du marché notamment la libéralisation des prix, la libération du commerce intérieur et extérieur, la diversification des exportations, la dévaluation de la monnaie

nationale, la limitation de la croissance de la masse monétaire, le relèvement du taux d'intérêt, le plafonnement du crédit et la réforme du fonctionnement du système bancaire ainsi que celle de la législation du travail.

Cependant, la persistance et l'aggravation des déséquilibres macro-économiques et financiers, induites par le poids excessif de l'endettement externe, ont rendu en 1994, inévitable le recours de l'Algérie au rééchelonnement de la dette. Celui-ci s'est accompagné de la mise en œuvre d'un programme de stabilisation macro-économique soutenu par le fond monétaire international et la banque mondiale.

Les résultats de ces programmes ont été très encourageants et performants sur le plan macro-financier (réduction des déficits, tendance à la baisse du taux d'inflation, reconstitution des réserves de change....)

Toutefois, malgré qu'elle ait instauré les règles de l'économie de marché et rétabli les grands équilibres macroéconomiques, l'application de ces réformes a causé un dysfonctionnement du marché du travail traduit par une crise d'emploi aigue et une aggravation du taux de chômage atteignant son point culminant à la fin des années 1990 (suite à la dissolution des entreprises publiques non productives et la compression des travailleurs)

Pour faire face à cette nouvelle situation et atténuer les conséquences négatives du PAS, en l'occurrence la montée de l'emploi informel et la croissance de la demande des primo-demandeurs d'emploi , les pouvoirs publics ont pris des mesures qui ont visé la promotion de l'emploi et la lutte contre le chômage s'articulant autour de la régulation institutionnelle du marché du travail notamment par des formules d'aides à l'emploi et les politiques du filet social . Cette politique s'est toutefois caractérisée par l'importance des emplois temporaires créés par rapport aux emplois permanents et la progression de l'emploi dans le secteur informel.

A partir des années 2000, l'économie nationale recouvre peu à peu son dynamisme avec une meilleure performance des indicateurs macroéconomiques et une situation améliorée sur le plan de la création de l'emploi, ce trend positif a coïncidé avec les deux plans quinquennaux de soutien à la relance économique (2001-2004, 2005-2009) basés sur une politique expansionniste des dépenses publiques, notamment dans les grandes infrastructures tout secteur confondu et l'agriculture

Enfin, il convient de remarquer que ces profondes réformes structurelles lancées dans les années 1990 ont été menées dans un contexte dominé particulièrement par la violence liée au terrorisme.

Objectifs et Hypothèses de l'étude

Etant donné ces considérations, nous posons la question suivante : quels sont les principaux facteurs qui influencent l'évolution du chômage en Algérie entre 1980 et 2009 ? Plus précisément, il s'agit de nous interroger sur les déterminants du chômage en Algérie, est-ce que ce sont les facteurs relatifs aux institutions du marché de travail ou bien ce sont les chocs macroéconomiques subis par l'économie nationale suite aux réformes entreprises durant la décennie 1990 ou bien encore c'est la croissance de la population active, qui explique le chômage en Algérie. Par ailleurs, y'a-t-il un lien de cointégration entre ces variables ?

Notre hypothèse principale dans cette étude est que le chômage serait influencé aussi bien par des facteurs institutionnels liés au marché de travail que par des facteurs macroéconomiques et financiers. Nous pouvons citer entre autres les variables de type institutionnel liés à la réglementation du travail, en particulier le coût salarial, la fiscalité et les cotisations sociales, d'autre part, les autres variables relatives à la productivité du travail, le taux de change, les dépenses publiques, le taux d'inflation. Nous cherchons dans ce travail à tester ces hypothèses et apporter économétriquement des réponses aux facteurs qui contribuent à l'explication du chômage en Algérie et sa persistance.

Dans ce cadre, de nombreux travaux empiriques ont tenté de cerner la problématique de l'emploi et du chômage en Algérie. Nous pouvons citer à cet égard les contributions les plus importantes dans ce domaine réalisées au cours de ces dernières années. Ainsi Musette et Hammouda (1998) analysant l'impact de la période d'ajustement structurel sur le marché de l'emploi imputent l'aggravation du chômage au cours de la période 1994-1998 aux mesures de dérégulation prises par le gouvernement pour libéraliser le marché du travail. Dans une autre étude (2003), sur les politiques publiques à mettre en œuvre pour lutter contre le chômage, les mêmes auteurs rendent compte de la durée du chômage et de son évolution et en attribuent les causes aux facteurs démographiques et socio-économiques.

Dans une étude économétrique intitulée « les déterminants du chômage en Algérie », Bachir (2003) estimant la relation de Philips et la loi d'Okun pour le cas de l'Algérie montre que le taux d'inflation ainsi que le taux de croissance sont les variables explicatives du chômage en Algérie.

Sur un tout autre registre, Bounoua et Adair (2003) exploitant les données de l'enquête portant sur 1400 ménages réalisées à Tlemcen et dans d'autres villes d'Algérie, considèrent que

l'emploi informel crée par les individus chômeurs joue comme une variable d'ajustement des déséquilibres induits par les réformes économiques notamment sur le plan de l'emploi.

De l'autre côté Boukha Hassan et Talahite (2007) tentant une étude analytique et descriptive du marché de travail en Algérie considèrent que la faible performance économique du pays ainsi que la faiblesse de la productivité du travail sont derrière la crise de l'emploi en Algérie. C'est la même conclusion à laquelle aboutit une étude du FMI consacrée au marché de travail en Algérie (K.Kpodar, 2007).

Méthodologie de recherche

Dans le cadre de ce travail, la méthode utilisée pour atteindre les objectifs fixés est : analytique et économétrique. Analytique parce que l'étude fait une analyse descriptive des variables caractéristiques de l'économie Algérienne. Econométrique parce que l'analyse tente de ressortir la meilleure relation possible (du point de vue économétrique) qui existerait entre le taux de chômage et ses déterminants possibles pour le cas de l'Algérie.

Cette étude part des tests de stationnarité des séries supposées expliquer le comportement du taux de chômage et emploie la théorie de la cointégration au sens d'Engel et Granger qui nous permet de savoir s'il existe une ou plusieurs relations de long terme entre les variables à étudier.

En effet, Engle et Granger (1987), proposent de déterminer les relations de cointégration existant dans un système par une méthode en deux étapes : Dans une première étape, on régresse par les MCO les variables en niveau et l'on regarde si les résidus de cette régression sont stationnaires dans une seconde étape. Ceci dit, pour le test de relation de cointégration entre processus intégrés d'ordre 1, on estime par les MCO une régression statique de long terme entre les niveaux des variables et puis on applique les tests de racine unitaire sur les résidus estimés. Si les résidus sont stationnaires en niveau, on estime la relation à court terme ou modèle à correction d'erreur qui permet de modéliser les ajustements qui conduisent à une situation d'équilibre de long terme. Ce sont en fait des modèles dynamiques qui intègrent à la fois les évolutions de court terme et de long terme des variables.

Notre démarche part d'une estimation d'un modèle général en incluant toutes les variables qui peuvent influencer le comportement du taux de chômage et qui sont en relation avec les

hypothèses posées plus haut ; ensuite nous estimons modèle par modèle en éliminant les variables les moins significatives jusqu'à ce qu'on arrive au modèle le plus fiable.

A noter, que nous nous intéressons qu'au premier vecteur de cointégration dans les différentes spécifications estimées du fait que ces dernières posent toujours la variable du taux de chômage comme variable endogène.

Le logiciel E-Views 5.1 nous a aidés à faire l'analyse économétrique et la présentation des graphiques. Les données utilisées sont tirées de différents sites : l'office national de statistique, de la Banque Mondiale et des statistiques Financières Internationales (SFI) du FMI et du SESRIC (Centre de Recherches Statistiques, Economiques et Sociales et de Formation pour les Pays Islamiques).

Plan du travail

Notre travail se subdivise en cinq chapitres : On s'intéressera dans le premier chapitre à l'explication théorique du chômage à savoir les différentes théories qui ont abordé le phénomène du chômage et qui ont essayé de l'expliquer et de comprendre sa nature ; passant par la théorie standard des classiques au modèle de base de Keynes et leurs modifications pour terminer par ses explications et ses tendances récentes .

Le deuxième chapitre est consacré à la représentation du cadre global de l'économie Algérienne qui a connu de grandes mutations depuis l'indépendance à ce jour en mettant l'accent sur les réformes économiques qui ont caractérisé la période d'étude.

Le troisième chapitre présente une analyse descriptive des caractéristiques majeures du marché du travail en Algérie. On s'intéressera dans la première section à l'évolution de l'emploi et le chômage, ensuite on abordera les déterminants de l'offre du travail et la demande de travail pour terminer avec une présentation de la structure du chômage.

Dans le quatrième chapitre on présentera les différents programmes d'emploi qui ont accompagné les réformes économiques en faisant un rappel des mécanismes des fonctionnements du marché du travail, ensuite, on abordera les politiques de l'emploi qui se basent sur l'incitation à la création de l'activité par les chômeurs et le développement des investissements.

Dans le dernier chapitre on va procéder à une évaluation économétrique des déterminants du chômage en Algérie. Dans ce contexte, trois sections sont présentées la première porte sur la spécification du modèle, la deuxième section concerne la source des données et détermine la méthode d'estimation, quant à la troisième, elle présente l'estimation puis l'analyse critique des résultats.

Chapitre I

" L'explication théorique du chômage "

Introduction

Ce chapitre présente succinctement les principales théories explicatives du chômage. L'objectif n'est pas d'exposer chacune des théories en détail, mais de démontrer que le chômage ne peut être expliqué par une seule approche. Ainsi, en nous appuyant sur ces rappels analytiques, il sera plus pratique dans les chapitres suivants d'identifier les déterminants du chômage, pour le cas de l'Algérie.

On présentera dans un premier temps l'analyse néoclassique du chômage qui attribue ce phénomène au dysfonctionnement du marché du travail, puis dans un second temps, la vision keynésienne qui impute le chômage à une insuffisance de la demande effective. Ensuite, on abordera la thèse marxiste pour enfin clore en exposant les réactualisations de ces théories notamment, celles énoncées à partir des années 1970.

Section I : Les explications traditionnelles du chômage

Cette section a pour objet de présenter les explications traditionnelles du chômage. En premier lieu est abordée la thèse néoclassique du chômage. Cette analyse identifie comme cause fondamentale du chômage l'inadéquation entre l'offre et la demande du travail suite à une absence d'ajustement à la baisse du salaire réel. En ce sens, le chômage qui en résulte est forcément volontaire. En deuxième point, est approchée la pensée de Keynes qui est venue limiter la théorie standard du marché du travail en identifiant d'autres causes du chômage comme l'insuffisance de la demande effective. Un autre point présente l'approche de Marx qui attache le chômage au mode de production capitaliste, en avançant que c'est un phénomène qui disparaîtrait avec la fin du capitalisme.

1. Le marché du travail chez les néoclassique : l'impossibilité du chômage

Selon les néoclassiques, le marché du travail est un lieu fictif où se rencontre une offre de travail qui émane des individus, et une demande de travail qui provient des unités productives. Il fonctionne en concurrence pure et parfaite, reposant sur cinq conditions à savoir [Duthil, 1994,p13]¹:

- Atomicité : malgré le grand nombre des intervenants (unités productifs et chômeurs) sur le marché du travail, ils sont caractérisés par une taille économique faible par rapport à la dimension du marché et aucun ne peut influencer par son comportement individuel, sur le prix et donc sur le fonctionnement du marché ;
- Homogénéité : c'est-à-dire que le facteur travail est homogène du fait que le travail demandé et offert sur le marché est identique pour tous les intervenants sur le marché, comme, il existe une parfaite substituabilité entre les unités de travail ;
- Liberté d'accès : aucun obstacle ne limite l'arrivée de nouveaux offreurs ou demandeurs de travail. La concurrence est parfaite en fonction uniquement du prix ;
- Transparence : tout offreur ou demandeur dispose d'une information parfaite et sans cout. Le salaire d'équilibre est donc unique (étant également informé, aucun demandeur de travail ne paie un salaire plus élevé que la rémunération d'équilibre. De même, aucun offreur de travail n'offre ses services à un prix inférieur au salaire du marché).
- Mobilité : le travail est parfaitement mobile d'un emploi à un autre, d'un secteur d'activité à un autre, d'une région à une autre.

¹Gérard Duthil, 1994, "Economie de l'emploi et du chômage», Edition ellipses p.13

Toutefois, deux principes majeurs sont à la base de la théorie néoclassique, la loi des débouchés et la théorie quantitative de la monnaie. En effet, sous l'hypothèse de flexibilité des prix (une des conditions importantes du modèle néoclassique) qui permet toujours d'ajuster la demande à l'offre, résulte la loi de Jean-Baptiste Say appelée loi des débouchés. Cette loi exprime que l'offre crée toujours sa propre demande d'une façon spontanée. Par conséquent, l'économie ne peut jamais connaître de surproduction, et toute crise dans ce sens s'avère impossible dans la mesure où les valeurs ajoutées des entreprises (les montants découlant des ventes des entreprises) terminent indirectement comme des revenus dans les mains des salariés et les capitalistes, qui assurent en fin de compte un débouché à la production. Le second principe (la théorie quantitative de la monnaie) énonce que la monnaie est un simple moyen d'échanges dans le marché. Elle affecte seulement les prix qui se déterminent selon l'offre et la demande des quantités échangées. Néanmoins, c'est le coût des facteurs de production et particulièrement le travail, qui donne la vraie valeur d'un bien.

Par ailleurs, en adoptant le principe selon lequel la monnaie ne sert uniquement que d'intermédiaire des échanges et d'unité de compte, le modèle néoclassique accepte en conséquence, l'existence d'une relation positive entre la masse monétaire et les transactions économiques (on a plus besoin de monnaies lorsque les transactions économiques augmentent).

1.1. Formulation de l'offre et la demande de travail

Chez les néoclassiques, le travail est un bien comme les autres biens, se vend et s'achète, dans un marché appelé marché du travail, au même titre que les autres marchandises. Ce marché se constitue par des offreurs et des demandeurs de travail, fonctionne dans un cadre de concurrence pure et parfaite et obéit à la loi de l'offre et de la demande.

L'offre de travail provient des ménages qui consomment et demandent de l'emploi. Ces derniers qui cherchent à maximiser leurs satisfactions font un arbitrage entre le travail et le loisir [Cahuc, Zylberberg, 1996]. Pour que l'individu consacre son temps au travail il doit sacrifier du loisir [Delas, 1991]. En d'autres termes, plus le temps de travail offert par le travailleur individuel est important, plus son temps de loisir est faible et inversement.

L'offre du travail dans la vision néoclassique dépend de deux facteurs majeurs, à savoir le salaire réel² et les autres revenus relatifs notamment, à l'épargne et les rentes. Quand ils

² L'augmentation du salaire réel peut avoir deux effets contraires au niveau de l'offre de travail par les agents : l'effet de substitution : une augmentation du salaire réel va permettre d'augmenter le pouvoir d'achat du consommateur et implicitement ce dernier va progresser à un niveau plus élevé de la satisfaction par conséquent le

augmentent, la demande de l'oisiveté augmente et par conséquent, l'offre du travail diminue. Suite à ces éléments, l'individu va opter pour la combinaison (travail-loisir) qui semble meilleure pour lui.

Il semblerait que toute entreprise a besoin d'un volume optimal de travail nécessaire à la réalisation de sa production. Dans ce but, elle offre des emplois sur le marché dans lequel on va embaucher des travailleurs. Cette offre d'emploi qui émane des unités productives est appelée demande de travail. Elle dépend de la productivité marginale du travail et du salaire réel. Les entreprises demandent du travail jusqu'au point où le bénéfice réalisé par une unité supplémentaire de travail compense le coût du travail supplémentaire. La demande de travail est une fonction décroissante du salaire réel [Grimaud, 1999] (plus la demande de travail est élevée, plus le salaire réel est faible et inversement).

1.2. Le comportement économique de l'entreprise

Généralement, pour expliquer le comportement économique de l'entreprise, on utilise la fonction de production³ suivante : $Q = F(K, L)$, c'est à dire que l'entreprise combine le travail et le capital pour réaliser son niveau de production maximal.

En effet, le comportement rationnel de l'entreprise conduit à un objectif initial qui consiste à trouver la combinaison optimale du travail et du capital qui maximise sa production sous les contraintes de leurs couts (coût du travail qui est le salaire et coût du capital qui est le taux d'amortissement).

A noter qu'en concurrence pure et parfaite, ces deux facteurs sont bien substituables. Ceci, évoque la notion de la productivité marginale qui est la quantité de production supplémentaire due, à l'emploi d'un travailleur supplémentaire par l'entreprise. Théoriquement, la productivité marginale du travail est décroissante, puisque chaque employé supplémentaire va donner une valeur ajoutée inférieure à le précédent. Néanmoins, lorsque la productivité marginale du dernier

consommateur sera poussé à travailler plus et à substituer du travail au loisir. L'effet de revenu : cette effet veut dire que l'augmentation du salaire réel provoque une augmentation du revenu du consommateur, qui l'incitera à choisir le loisir contre le travail puisqu'il dispose de plus d'argent.

³ La fonction de production est définie comme étant une relation entre un niveau de production (variable endogène) et les facteurs de production permettant son réalisation (variables exogènes) à savoir le travail, le capital, la terre, le progrès technique ...

salarié sera égale au salaire, l'entreprise cesserait d'embaucher, car l'emploi d'un salarié supplémentaire lui coûterait plus qu'il ne lui rapporterait.

1.3. L'équilibre sur le marché du travail

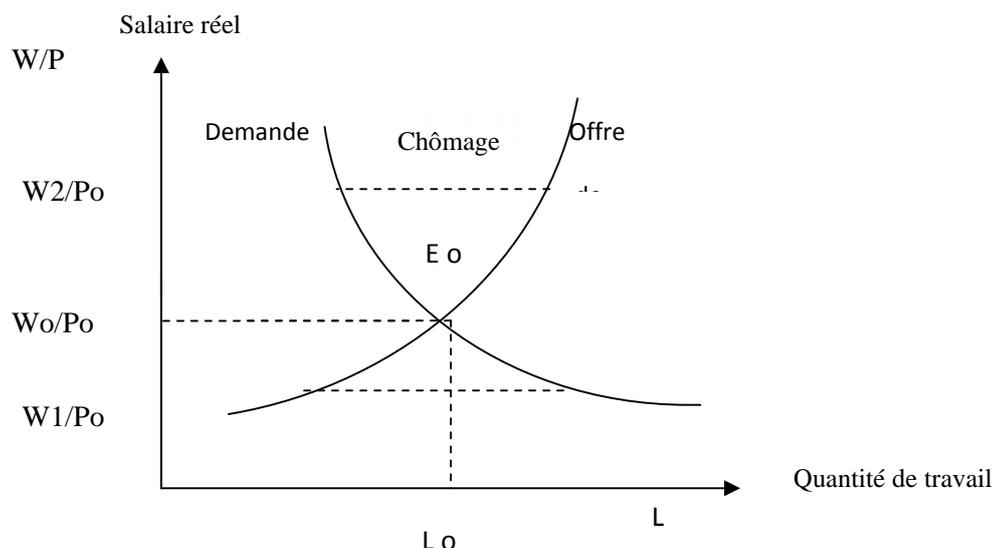
Sur un marché du travail concurrentiel selon les néoclassiques, la confrontation de l'offre globale et de la demande globale de travail⁴ aboutit à la formation d'un équilibre, défini par un certain niveau de salaire, où toutes les offres et toutes les demandes sont satisfaites à un volume optimal d'emploi. Alors, il n'y aura pas de chômage et l'équilibre est un équilibre de plein emploi. S'il était plus bas ou plus haut, un déséquilibre apparaîtrait :

- Plus bas, ce serait une pénurie de main d'œuvre, car les entreprises demanderaient davantage de travailleurs, alors même qu'une partie des salariés n'accepteraient plus de travailler pour une rémunération désormais jugée trop faible.
- Plus haut, ce serait le chômage, car les entreprises embaucheraient moins, alors même que l'élévation du niveau des rémunérations, attirerait davantage de candidats sur le marché du travail.

Cependant, ce déséquilibre ne continuera pas longtemps. En effet, grâce aux mécanismes du marché du travail suite à des forces internes au système, comme la flexibilité des prix, le système se rééquilibrera. En conséquence, le chômage ne peut être que volontaire provenant, des individus eux-mêmes, qui ne veulent pas travailler pour un niveau de salaire d'équilibre égalisant l'offre et la demande du travail.

⁴Toutes deux déterminées par la somme des offres et des demandes individuelles

Graphique n° 1 : L'équilibre sur le marché du travail chez les néoclassiques



Le graphique ci-dessus indique qu'il n'existe qu'un seul point d'équilibre [Crozet, Penasaet et Tiran, 1991] (E_0), ou se définit un certain niveau de travail (L_0) et un niveau global de salaire réel (W_0/P_0). Le chômage ne pourrait donc apparaître que si et seulement si le salaire réel était supérieur au salaire d'équilibre, et persisterait que si cet « excès de salaire » se prolongeait. L'offre de travail serait alors supérieure à la demande de travail. Il est régulé par son prix qui est ici le salaire réel (w/p)⁵ qui doit être égal à la productivité marginale du travail [Abraham-Frois, 1993]. La confrontation de l'offre et de la demande de travail va permettre de déterminer le salaire d'équilibre ainsi que le volume d'emploi d'équilibre. Il reste que le chômage est un phénomène résultant du dysfonctionnement du marché du travail.

1.4. Le chômage est forcément volontaire ou frictionnel

Selon l'approche néoclassique, le chômage est forcément volontaire, c'est-à-dire que le chômeur est un individu qui refuse de travailler en deçà d'un certain salaire, jugé trop bas, appelé salaire de réservation, exprimant une préférence pour l'oisiveté et le refus de travail.

Cette situation est très favorable pour l'entreprise puisqu'elle l'incite à embaucher des travailleurs acceptant des salaires trop bas et lui procurant du profit. Néanmoins, si le travail est dur, les demandeurs d'emploi n'accepteront pas facilement de renoncer à leurs loisirs pour un salaire jugé trop faible.

⁵ w/p : Salaire nominal par rapport aux prix des biens et de services, il est mesuré en pouvoir d'achat

En fin de compte pour les néoclassiques, le dysfonctionnement du marché du travail aboutit à un chômage volontaire d'individus refusant de travailler et non des individus ne pouvant pas travailler. Comme il peut y avoir un chômage frictionnel, lié aux délais de recherche de la main-d'œuvre, lorsqu'elle passe d'un emploi à un autre ou lorsqu'elle cherche son premier emploi.

2. Le marché du travail chez Keynes : le chômage involontaire

A côté des théories du chômage néo-classique, qui affectent le chômage au dysfonctionnement du marché du travail, empêchant l'ajustement entre l'offre et la demande sur ce marché, une autre explication d'inspiration keynésienne attribue le chômage à une insuffisance de la demande sur le marché des biens et services.

En effet, dans son œuvre «La théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie (1936), Keynes propose une autre explication du chômage. Il considère que le marché du travail n'est pas un véritable marché, en refusant d'accepter que les chômeurs résultant de la crise économique de 1929 sont des individus ne voulant pas travailler en contrepartie de salaires trop bas (chômage volontaire). Il confirme dans ces conditions, que la solution au problème du chômage, ne devrait pas être recherchée du côté du marché du travail comme l'indique les classiques, mais du côté du marché des biens et services, par des mesures visant à stimuler la demande.

En effet, Keynes nie la loi de Say qui stipule que l'offre crée sa propre demande, précisant que celle-ci est déterminée par la demande effective.

Par ailleurs, Keynes introduit d'autres motifs dans la détention de la monnaie en s'appuyant sur le comportement des agents économiques, qui ont des préférences pour la liquidité surtout lorsqu'il s'agit d'un arbitrage entre détention de liquidités et détention d'actifs de type obligataire.

Ainsi, selon Keynes, la monnaie n'est pas neutre. Au contraire, elle est active et n'est pas demandée uniquement pour le motif de transaction, mais également par mesure de précaution (thésaurisation de la liquidité pour confronter des risques à l'avenir toujours incertain) ou encore pour des raisons de spéculation pour l'achat d'obligations dépendant directement du taux d'intérêt⁶.

⁶La valeur des obligations s'accroît inversement avec la valeur du taux d'intérêt, c'est à dire que les agents achètent ces titres lorsque les taux d'intérêt sont en hausse afin de les vendre lorsque les taux baisseront (gain en plus-value).

Ces deux derniers motifs de demande de la monnaie en l'occurrence la précaution et la spéculation, peuvent agir négativement sur les échanges sur le marché et limitent par la suite le postulat classique, selon lequel l'offre crée sa propre demande.

2.1. Critiques sur l'offre du travail et les salaires

A côté de son objection de la loi des débouchés, Keynes réfute l'existence d'un véritable marché de travail. Il accepte le premier postulat néo-classique qui fait, que la demande de travail des entreprises se fixe en fonction d'un salaire réel directement lié à la productivité marginale, mais rejette le second, qui fixe l'offre de travail des individus en fonction du pouvoir d'achat.

En s'appuyant sur les effets de l'illusion monétaire, Keynes note que les agents ne mesurent pas tous l'impact des variations des prix des marchandises sur les salaires. Ils ajustent donc, leurs comportements de demande d'emploi en fonction du salaire nominal. Toutefois, le salaire est rigide à la baisse puisqu'il est fixé par des conventions salariales entre les syndicats et les employeurs. Le salaire perçu par le travailleur est donc nominal (il n'est pas réel) et ce n'est pas lui qui détermine le niveau d'emploi.

2.2. Le niveau de la demande est la variable déterminante de l'emploi

Keynes affirme que le niveau de l'emploi ne peut être déterminé sur le marché du travail. Il provient du niveau global de la production, lui-même dépendant de la demande effective. Celle-ci correspond au revenu global que les entreprises espèrent tirer de l'emploi courant qu'elles décident de donner [Sandillon, 1998]. En d'autre terme, les entreprises prévoient la demande future qui leur sera adressée. En se basant sur cette anticipation, elles vont donc décider de mettre en œuvre un certain volume de production nécessitant par la suite lui-même un certain volume d'emploi et d'investissement.

La demande effective est la demande de biens de production et de biens de consommation, présente et prévue par les entreprises lorsqu'elles décident de produire ou d'investir. Elle se détermine, donc, directement par la consommation et l'investissement. La consommation dépend du revenu des ménages par la propension à consommer c'est-à-dire la part du revenu des ménages qui doit être consacré à la consommation. Plusieurs facteurs influent sur la propension à consommer. On cite en particulier la répartition du revenu entre consommation et épargne surtout lorsque les agents sont incités à épargner pour des risques probables ou des prévisions éventuelles. Quoiqu'il en soit lorsque le revenu augmente, il résulte une augmentation

des dépenses pour la consommation. En ce qui concerne l'investissement, il est lié par le rendement espéré par l'entrepreneur, c'est-à-dire que le chef d'entreprise décide un volume d'investissement en faisant une comparaison entre l'efficacité marginale du capital et le taux d'intérêt. Alors, les entreprises investissent lorsque l'efficacité marginale du capital⁷ est supérieure aux taux d'intérêt⁸.

Selon Keynes, il y a un équilibre de sous emploi, provenant de la demande effective qui émane des anticipations de deux facteurs à savoir : la propension à consommer des ménages et la décision d'investissement des entrepreneurs. Plus une société est riche, plus elle aura besoin d'un montant d'investissement important pour compenser l'écart entre l'offre globale et la consommation. Si, dans ce cadre, l'incitation à investir est faible, l'insuffisance de la demande effective conduira à diminuer la production et donc l'emploi, jusqu'à ce que l'excès de la production sur la consommation tombe au niveau correspondant à la faible incitation à investir.

Toutefois, Keynes définit la fonction de l'emploi comme l'inverse de la fonction de l'offre globale et il l'exprime en unités de salaires. Dans le sens emploi - demande effective, la relation établie signifie qu'une variation de l'emploi entraîne une variation dans le même sens du prix d'offre de la production et donc de la demande effective. Par contre, dans le sens demande effective - emploi, la relation établie signifie, qu'une variation de la demande effective induit une variation de l'emploi dans le même sens [Bialès, 1995].

Pour conclure, le chômage chez Keynes est involontaire. Il est dû à une insuffisance des demandes adressées à l'entreprise, laquelle provient de la faiblesse des revenus distribués aux salariés par suite de chômage qui apparaît donc comme un cercle vicieux, nécessitant une intervention de l'Etat par une politique appropriée sur le marché des biens et non sur le marché de l'emploi. Donc, le chômage keynésien est résorbé en accroissant la demande effective de biens et de services (le besoin en travail).

2.3. Le rôle de l'Etat

Pour Keynes, l'Etat doit changer le rôle qui lui a été dévolu par les classiques et les néoclassiques à savoir l'Etat gendarme. Il doit intervenir dans la vie économique du pays, en élargissant plus ses fonctions à la régulation de l'économie (l'état interventionniste). Il doit tracer des objectifs, visant tous les équilibres macroéconomiques et la lutte contre le chômage en particulier (politiques de l'emploi).

⁷ L'efficacité marginale du capital est le rendement escompté de l'investissement.

⁸ Le taux d'intérêt résulte de la confrontation entre l'offre et la demande de monnaie.

Alors, pour rétablir l'emploi, l'état doit entamer une politique de relance qui vise à stimuler la demande de biens de consommation et de biens d'équipements. En d'autre terme, il doit relancer la consommation et /ou l'investissement, soit par une politique monétaire en réduisant les taux d'intérêt ou par une politique budgétaire consistant à accroître les dépenses publiques ou alléger les impôts.

Néanmoins, il note que la relance budgétaire est plus efficace que celle monétaire, en s'appuyant sur l'idée que les grands travaux, créent une augmentation de la production qui nécessite une grande main d'œuvre donc la baisse du chômage. En effet, une augmentation des dépenses publiques, suscite des revenus supplémentaires. Ils seront réparties entre consommation, épargne, prélèvement fiscaux et cotisations sociales. La part de ces revenus destinée à la consommation fait compenser l'insuffisance de la demande intérieure adressée aux entreprises. Ces dernières font par la suite augmenter leurs investissements et leurs emplois. Grosso modo, l'état doit intervenir par des dépenses pour combler l'insuffisance de la demande qui permettra en conséquence de créer et accroître l'emploi et réduire donc le chômage qualifié d'involontaire.

2.4. Un chômage involontaire en équilibre de sous emploi

La notion du chômage involontaire est généralement entendue comme désignant une situation dans laquelle certains agents économiques souhaitent participer au marché du travail au salaire en vigueur, mais ne parviennent pas à le faire, ils sont donc en situation de loisir forcé. D'où l'adjectif « involontaire » [Vroey, 2004]. Keynes rejette la conception des néoclassiques concernant le marché du travail et affirme que le chômage ne peut être volontaire du fait de l'illusion monétaire qui affecte les salariés. Pour Keynes ces derniers ne savent pas ce que sont les effets d'une variation des prix sur les salaires (salaire réel) par conséquent leurs comportements dépendent du salaire nominal.

Selon Keynes, il existe un chômage involontaire en équilibre de sous emploi résultant indirectement du niveau de la demande effective.

3. L'explication marxiste du chômage

3.1. Le modèle marxiste de base

Contrairement à la théorie standard du marché du travail, Marx, s'intéresse plutôt à la valeur de la force de travail, à la plus-value et à l'exploitation du travailleur par le capitaliste. Selon lui, la valeur de la force de travail correspond au temps de travail socialement nécessaire à son entretien et à sa reproduction. Le salaire est le prix, exprimé monétairement, de la force de travail, tandis que la plus-value est la différence entre la valeur créée par le travailleur pendant son temps de travail et la valeur de sa force de travail. Elle est la différence entre la valeur d'usage de la force de travail et sa valeur d'échange [Bialès, 1995].

L'exploitation du travailleur par le capitaliste vient du fait que celui-ci récupère à son profit le temps de travail du travailleur qui excède la valeur de sa force de travail. Tout se passe comme si une partie du travail était payée et l'autre non. Le rapport entre la part non payée et la part payée mesure le taux d'exploitation. Le capitaliste cherche à accroître ce taux d'exploitation en élevant la durée du travail, l'intensité du travail ou encore la productivité du travail [Guillon, 2010].

L'emploi dépend du processus d'accumulation du capital et des progrès de la productivité, facteurs qui tous deux contribuent à la dégradation des conditions de vie des travailleurs [Guillon, 2010].

3.2. Le chômage chez Marx

« Chez Marx, le salaire tend vers un niveau de subsistance assurant la reproduction de la force de travail. Ce niveau n'est pas défini une fois pour toute. Il est « socialement déterminé » par les conditions de vie de chaque époque. Et la logique capitaliste de maximisation du profit, conduit à minimiser le salaire permettant cette reproduction.

Toutefois, Marx n'accepte pas l'idée que ce salaire soit « naturel ». Pour lui, il ne s'agit que d'une règle sociale, historique, caractéristique du mode de production capitaliste. La réduction du salaire à son niveau de subsistance n'empêche nullement le chômage car celui-ci est, au contraire, le moyen mis en œuvre par les capitalistes pour faire baisser les salaires : plus il y a de chômeurs, moins les travailleurs seront exigeants » [Patrick et Alain-Pierre, 1997].

Pour conclure, selon Marx, Il y a une typologie de chômeurs qui n'existent que dans le mode de production capitaliste [Saib Musette, 1998] ; le chômage serait ainsi un phénomène qui disparaîtrait avec la fin du capitalisme.

Section II : Les réactualisations théoriques explicatives du chômage

Face à la persistance du chômage, les économistes de tous les courants théoriques, ont tenté de revoir leurs interprétations. Les néoclassiques ont proposé de nouvelles explications du chômage, soit en termes de dysfonctionnement comme dans la théorie standard, soit en termes de rationalité des chômeurs. Les keynésiens ont continué à expliquer le chômage par l'insuffisance de la demande. A partir des années 1970-80, des synthèses ont été tentées : entre la théorie keynésienne et la théorie néo-classique, d'une part, pour expliquer comment se déroule la relation d'emploi et comment se déterminent les salaires ; entre la théorie keynésienne et la théorie marxiste d'autre part pour ramener l'explication du chômage au cœur des mutations du système productif [Brossard, 1999].

L'explication du chômage dans les années 1990 et 2000, se concentrait sur la recherche des déterminants du chômage structurel en introduisant des variables institutionnelles et autres conjoncturelles relatives aux chocs macroéconomique.

1. Assouplissement des hypothèses néoclassiques

Des approfondissements de la théorie néo-classique du marché du travail ont été entamés par des assouplissements de quelques hypothèses de base du modèle d'équilibre. L'extension de l'hypothèse d'homogénéité du travail a résulté la théorie du capital humain⁹ (G. Becker et Th. Schultz). Auparavant, les néoclassiques n'acceptaient pas de différence au niveau de la qualité du travail. Les seules différences acceptées étaient celles au niveau des emplois, mais pas au niveau des travailleurs. Après, ils se sont rendu compte que cette idée n'était pas solide et pour expliquer les différences de salaire, il n'y avait pas seulement les différences entre les branches, mais aussi des différences de qualification. La théorie de l'extension de l'hypothèse d'homogénéité du travail a été formulée pour expliquer la variabilité des salaires. Dans son modèle du capital humain, Becker identifie deux types de dépenses qui accroissent le capital humain : l'éducation et la formation d'une part et les dépenses de santé d'autre part. Le capital a un coût direct et un coût indirect, que Becker appelle coût d'opportunité (le temps que l'on passe aux études au lieu de travailler). Le prolongement de cette théorie est la théorie des investissements de forme (L. Thévenot). Elle considère que la qualification des salariés joue un

⁹Le capital humain est l'ensemble des capacités productives d'un être humain, ses aptitudes au travail au sens large (connaissances, savoir-faire, expérience). Il s'agit d'un stock de capital qu'on peut constituer et amortir, immatériel et inséparable de son détenant.

rôle déterminant dans le fonctionnement du marché du travail, mais dans le cadre d'institutions (normes de classification, grilles de rémunération) qui constituent des systèmes de hiérarchies verticales et d'équivalences horizontales [Bialès, 1995].

Par ailleurs, la théorie de la recherche d'emploi [Stigler, 1962] a remis en cause l'hypothèse d'information parfaite qui a cherché une explication du chômage dans la volonté des demandeurs d'emploi de mettre à profit leur temps de chômage pour trouver le meilleur emploi possible. En approfondissant l'idée qu'il faut du temps pour acquérir de l'information sur les postes offerts ou sur les demandeurs d'emploi, les travailleurs n'acceptent pas toujours le premier emploi qui leur est proposé, car ils comparent le gain qu'ils retirent en acceptant cet emploi avec le gain attendu de la poursuite de la recherche. Selon Stigler, l'information sur le marché du travail est coûteuse en temps et en argent et il existe un montant optimal d'information à atteindre, et que l'individu doit comparer les coûts et les utilités marginales pour y parvenir. Les travailleurs font donc, un arbitrage entre l'utilité de l'information et son coût.

2. Tentatives de dépassement du modèle de base

2.1. Théorie des contrats implicites

Depuis les travaux fondateurs d'Azariadis (1975), de Bailly(1974), de Gordon D.J (1974) et Gordon RJ (1976), la théorie des contrats implicites permet de dépasser l'hypothèse de fonctionnement parfaitement concurrentiel des marchés et d'expliquer que les salariés peuvent préférer des salaires plus bas mais les assurant contre un risque de chômage à des salaires plus élevés associés à un risque important de chômage [Lesueur et Sabatier , 2008].

La thèse principale de cette théorie stipule que la relation entre un employeur et un salarié couvre généralement plusieurs périodes qui peuvent correspondre à une conjoncture plus ou moins favorable, en fonction notamment du niveau de la demande adressée à l'entreprise considérée. Si le salaire était prédéterminé de manière concurrentielle à chaque période, il fluctuerait en fonction de la situation de l'entreprise.

Or, il est considéré en général que les travailleurs ont de l'aversion pour le risque de revenu : ils préfèrent avoir un revenu stable plutôt que fluctuant, même si en moyenne le revenu stable est plus faible. Il peut alors être dans l'intérêt de l'employeur de proposer des contrats sur plusieurs périodes durant lesquelles, il assure la stabilité du salaire à un niveau plus faible que la moyenne du salaire concurrentiel. Cependant, en proposant de tels contrats, proches de contrats

d'assurance, l'employeur assume tout le risque associé à la relation de travail : c'est le revenu de l'entreprise qui fluctue en fonction de la conjoncture. Pour que de tels contrats puissent être envisagés, il faut donc que l'employeur ait moins d'aversion pour le risque que les travailleurs, ou encore qu'il ait les moyens d'assumer ce risque. Car un capitaliste peut diversifier ses activités de production, ce qui réduit le risque. Le plus souvent, on suppose que l'objectif pour une entreprise (ou activité de production) est simplement de maximiser la somme des profits anticipés, et dans ce cas, il est dans l'intérêt de l'employeur de proposer un contrat de salaire stable.

D'une autre manière le travailleur, pour se protéger du risque de licenciement ou de fluctuation de son salaire, passe un contrat implicite avec l'employeur au terme duquel ce dernier garantit l'emploi en échange d'un salaire inférieur à celui qui s'établit sur un marché concurrentiel. Lorsque la conjoncture est mauvaise, le salaire ne diminue pas (l'employeur verse une sorte d'indemnité d'assurance) ; lorsque la conjoncture s'améliore, le salaire n'augmente pas (cette fois, c'est le salarié qui verse d'une certaine façon une prime à l'employeur).

2.2. Théorie du salaire d'efficience

La théorie du salaire d'efficience montre que les entreprises payent de hauts salaires pour améliorer la productivité du travail ou pour stabiliser la main-d'œuvre, et refusent d'embaucher des travailleurs acceptant une rémunération inférieure au « salaire efficient» [Cahuc et Zylberberg, 1994]. Elle considère que la productivité du travailleur n'est pas donnée ni fixée ni connue par l'employeur. Elle est une fonction croissante du salaire réel. Ainsi, le salaire d'efficience est le salaire optimal que définit l'entreprise à l'issue d'un arbitrage entre l'efficacité du travail et son coût. La pratique d'une rémunération élevée permet alors d'inciter le travailleur à fournir un meilleur effort, tout en attirant des meilleurs candidats à l'emploi. Elle repose sur la possibilité d'une relation croissante entre salaire et productivité individuelle [Salmon, 1997]. L'idée principale est que le salaire perçu par un travailleur a une influence positive sur son efficacité, ou encore sur la productivité du travail dans l'entreprise¹⁰. Si l'employeur détermine lui-même le salaire qu'il offre à ses salariés, il doit tenir compte de cette influence. Cela le conduit à adopter une politique de rémunérations élevée, à savoir un salaire supérieur à celui du marché (salaire d'équilibre concurrentiel) lui permettant de motiver les salariés et augmenter leurs productivités donc leurs efficacités dans le travail.

¹⁰On peut faire remonter aux travaux de Leibenstein (1957) sur les économies en voie de développement la mise en évidence d'une relation de ce type. Cet auteur avait en effet constaté qu'un accroissement du salaire permettait aux travailleurs de se nourrir mieux, et cet apport avait pour conséquence une hausse de la productivité du travail.

On présente tout d'abord les différents courants de la théorie du salaire d'efficience, permettant de justifier l'influence du salaire sur la productivité individuelle.

2.2.1. Le modèle d'anti-sélection, Weiss, 1980

Ce modèle retient l'idée que les employeurs ne connaissent pas les compétences (ou la productivité) des postulants avant de les avoir vus à l'œuvre. Ils pensent que la compétence moyenne des postulants augmente avec le salaire offert. En effet, un travailleur ne postulera à un emploi que s'il pense que le salaire correspond à ses compétences (et au salaire qu'il s'attend en moyenne à obtenir ailleurs). Dans ce cas, les employeurs ont intérêt à pratiquer une politique de hauts salaires pour attirer, ou sélectionner, les travailleurs les plus efficaces.

Par ailleurs, une autre approche repose sur l'existence de coûts élevés de rotation de la main d'œuvre (coûts d'embauche, de formation). L'idée est que les travailleurs peuvent choisir de quitter l'entreprise s'ils pensent obtenir un salaire plus élevé à l'extérieur. Or, le remplacement de ces départs volontaires est coûteux, pouvant même se traduire par une perte de productivité, si on suppose que les nouveaux travailleurs sont moins efficaces. Dans ce cas, la détermination du salaire prend en compte cette nécessité de limiter la rotation de la main d'œuvre (Stiglitz, 1974).

2.2.2. Le modèle sociologique (Akerlof, 1984)

Ce modèle analyse les contrats de salaire comme des "dons bilatéraux" entre l'entreprise et ses salariés dont l'efficacité productive dépendent en grande partie de leurs sentiments d'être « bien traités » par l'employeur. Dans ces conditions, offrir un salaire supérieur au salaire de réservation constitue, de la part de l'employeur, une gratification susceptible d'inciter les travailleurs à fournir un niveau d'effort important. L'aspect « sociologique » des considérations développées par Akerlof vient essentiellement du fait que les travailleurs adoptent, à l'égard de l'effort au travail, un comportement en partie dicté par ce qu'ils pensent être « la norme » du groupe auquel ils appartiennent [Perrot, 1998].

Ainsi, si le salaire offert est supérieur à la norme, les travailleurs augmenteront leurs efficacités productives plus que le minimum requis. C'est pourquoi on parle d'échange de don (dons et contre-dons) : un salaire plus élevé contre davantage d'effort. Donc, l'efficacité productive du salarié est fonction du salaire perçu comme équitable, de l'effort demandé par l'employeur.

3. Synthèse entre néo-classiques et keynésiens

Pour les keynésiens, le chômage reste toujours involontaire, et se détermine par l'insuffisance de la demande effective. En 1962, à peu près au même moment où Phillips établissait empiriquement la relation qui porte aujourd'hui son nom et où Lipsey en fournissait l'explication théorique (la dépense publique pour diminuer le chômage est d'autant plus coûteuse en inflation, que le marché du travail se rapproche du plein emploi), les travaux de l'américain Okun ont mis en évidence une relation négative entre la croissance économique (taux de croissance du PIB) et les variations du taux du chômage. « Cette relation est appelée loi d'Okun. Elle démontre l'existence d'une liaison positive entre la croissance et l'emploi, et inverse entre la croissance et le chômage ». Il a noté que la croissance du produit national est en général plus rapide que la baisse du chômage, en précisant qu'une réduction d'un point du taux de chômage entraînera une hausse du PIB de 3%. Ceci, dans un intervalle de taux de chômage qui varie entre 3 et 7,5% [Dhutil, 1994]. Nombreux travaux faits en Amérique [Okun, 1962], [Gordon, 1984] ou sur les pays de l'OCDE [Lee, 2000] ont conclu à sa pertinence, et à sa stabilité en longue période. Comme elle est devenue un indicateur pertinent pour mesurer la dispersion entre les économies des pays européens [Durand et Huchet-Bourdon, 2001]

3.1. La théorie du déséquilibre

« L'explication du chômage volontaire, ne satisfait pas l'ensemble des auteurs néoclassiques. Pour expliquer le chômage involontaire. Malinvaud, entreprend d'établir une ambitieuse synthèse entre la théorie du chômage de Walras et celle de Keynes. Le système de l'équilibre général ne détermine que le chômage volontaire, tandis que le système keynésien détermine le chômage involontaire » [Sadigh, 2003]. Edmond Malinvaud explique que trois types de déséquilibres peuvent apparaître, donnant lieu à trois situations distinctes :

Tableau n° 1 : Une typologie des états de déséquilibre selon Edmond Malinvaud

		Marché des biens	
		Excès d'offre	Excès de demande
Marché du travail	Excès d'offre	Chômage keynésien	Chômage classique
	Excès de demande	-	Inflation contenue

Source : Michel de Vroey « Théorie du déséquilibre et chômage involontaire », Revue économique 4/2004 (Vol. 55), p. 647-668

Le tableau ci-dessus montre deux formes de chômage [Bialès, 1995] :

- Le premier est un chômage keynésien résultant de l'insuffisance de la demande. Le déséquilibre prend son origine sur le marché des biens (demande insuffisante) et se répercute sur celui du travail (les entreprises ajustent leur niveau d'embauche à leur niveau d'activité). La lutte contre le chômage passe donc, par une politique de relance de la demande.
- Le deuxième est un chômage classique causé par l'insuffisance de profitabilité. Le déséquilibre prend sa source sur le marché du travail (niveau de salaire trop élevé) et se répercute sur celui des biens (les entreprises ajustent leur niveau de production au niveau de rentabilité que leur impose le niveau du coût salarial). La lutte contre le chômage passe essentiellement par des mesures de flexibilisation du salaire.

En résumé, cette théorie cherche à expliquer l'origine du chômage. Elle indique que les déséquilibres sur les marchés peuvent être durables car, il n'y a pas forcément de flexibilité des prix à court terme (cas de rigidités des prix et donc des salaires). La régulation du marché ne pouvant donc se faire par les prix, elle se fait par les variations quantitatives (et donc le chômage peut se développer).

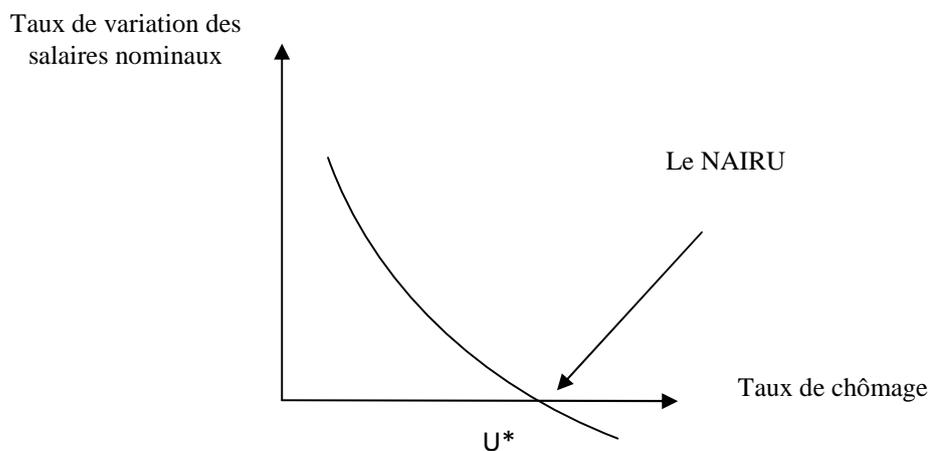
3.2. Le chômage d'équilibre

La réactualisation de la théorie keynésienne du marché du travail a porté sur le chômage d'équilibre et la fameuse courbe de Phillips, puis sa relecture par l'école monétariste et la nouvelle économie classique.

3.2.1. La relation de Phillips

En 1958 Alban William Phillips, publie un article¹¹ dans lequel il montre économétriquement, l'existence d'une relation empirique stable entre le taux de variations du taux de salaire nominal et le taux de chômage, elle repose sur l'observation de l'économie de la grande Bretagne de 1861 à 1957. Certains responsables politiques, et Phillips lui-même interprétèrent ce constat empirique, comme une opportunité de réduction du taux de chômage en contre partie d'une hausse de l'inflation. L'étude de Phillips, cherchait à identifier tous les facteurs susceptibles d'influencer la formation des salaires. Parmi ceux-ci, elle met en évidence l'influence majeure exercée par les fluctuations du taux de chômage [Hoang-Ngoc, 2005].

Graphique n°2 : La courbe de Phillips



Le graphique ci-dessus, associant le taux de croissance des salaires nominaux et le taux de chômage indique que, lorsque l'activité économique devient plus forte (diminution du chômage), le rythme de croissance des salaires s'élève. L'idée sous-jacente est celle de pressions à la hausse des salaires rendues possibles par un marché du travail « tendu », avec des salariés en position de force pour demander des hausses de salaires et des entreprises disposées à en accorder pour capter une main-d'œuvre supplémentaire [Artus et Muet, 1997]. Cette observation conduit les

¹¹Article écrit en 1958 intitulé: « Relation between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom 1861-1957 » *Economica*.

économistes à considérer qu'il existe un taux de chômage qui constitue un seuil pour l'évolution des salaires. Ce taux de chômage est le **NAIRU**¹²(non accelerating inflation rate of unemployment).

Afin de pouvoir interpréter le modèle de Phillips dans la théorie néo-classique loin des statistiques; Lipsey (1960) considère que le taux de croissance des salaires est une résultante d'un excès de demande de travail [Friboulet, 2001]¹³. Il y a donc, une proportion entre les variations du taux de chômage et les variations du salaire. Plus l'excès d'offre est important, plus la variation du salaire doit être importante.

3.2.2. Une confirmation par Samuelson et Solow

En (1960), deux des principaux représentants de la "synthèse néoclassique" Paul Samuelson et Robert Solow, développent une analyse semblable, en avançant que le taux d'inflation peut facilement être substitué au taux de variation du taux de salaire nominal, parce que la liaison entre les deux grandeurs est forte [Crozet , Penasa et Tiran, 1991]¹⁴. D'une part, l'augmentation des salaires nominaux résultent des tensions sur la demande des produits donc sur les prix (inflation par la demande) ,d'autre part, elle se traduit par une pression sur les marges qui ne peut être levée que par la hausse des prix (inflation par les coûts) si les entreprises fixent leurs prix en conservant des marges constantes. Paul Samuelson et Robert Solow considèrent la courbe de Philips modifiée comme un élément de la politique économique¹⁵ reposant sur un arbitrage entre le taux d'inflation et le taux de chômage. Ainsi la relation montre le dilemme inflation-chômage c'est-à-dire qu'il faut arbitrer, entre la lutte contre l'inflation, ou la lutte contre le chômage.

¹²C'est le taux de chômage sans accélération de l'inflation ("non accélération rate of unemployment" ou "NAIRU"). Lorsque le taux de chômage est supérieur au NAIRU, la croissance des salaires s'accélère, lorsqu'il est inférieur, elle se fait à un rythme moins rapide.

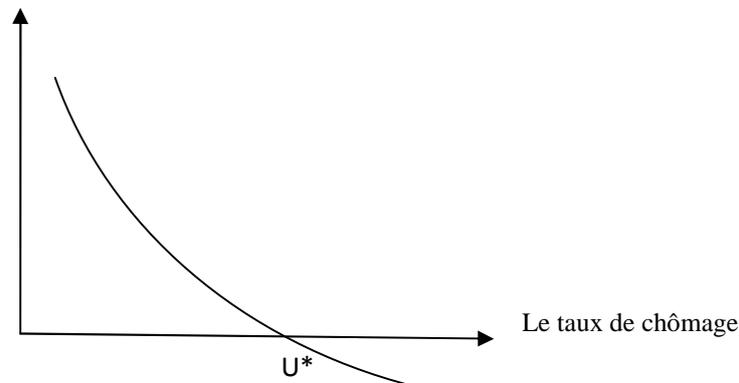
¹³ Jean-Jacques Friboulet, (2001), Economie du travail, p 22

¹⁴ Yves Crozet , Serge Penasa , André Tiran, 1991, " Economie générale , Production – Répartition –Régulation", Edition ellipses , p189

¹⁵ La politique économique est interprétée comme le choix d'un couple d'objectifs en fonction des préférences des gouvernements

Graphique n° 3: La courbe de Phillips interprétée par Samuelson

Taux de variation de
niveau des prix



Graphique (n°3), montre une relation négative entre la croissance des prix (l'inflation) et le taux de chômage. Puisque les prix sont fonction des coûts de production et des marges de profit espérées par les entreprises, alors, toute augmentation des coûts mèneraient à une hausse des prix. « L'augmentation du salaire nominal accroît le coût unitaire de production dès qu'elle est plus forte que la croissance de la productivité du travail à laquelle elle devrait correspondre. Pour une croissance de la productivité donnée il y a un taux de croissance des salaires qui garantit que les prix n'augmenteront pas aussi vite qu'avant. Si la croissance des salaires dépasse ce taux, l'inflation devient plus forte. Il existe donc un taux de chômage qui n'accélère pas l'inflation le **NAIRU** (non accelerating inflation rate of unemployment). Si le taux de chômage dépasse ce NAIRU, l'inflation s'accélère et inversement ».

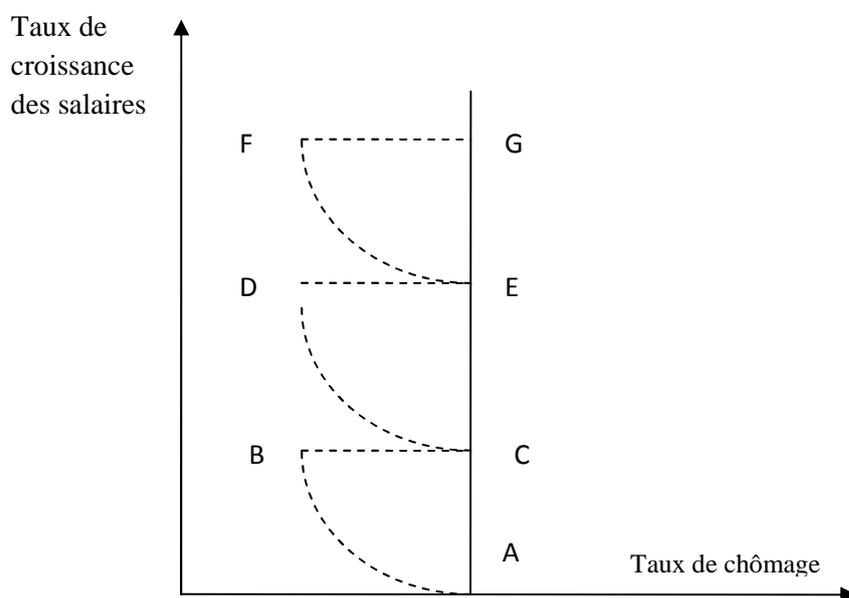
3.2.3. Interprétation des monétaristes

Cette interprétation possède un rapport direct avec l'anticipation des prix futurs par les demandeurs et les offreurs de travail [Sardin, 2002]. L'argument de Friedman à la tête des monétaristes se rattache à la théorie néoclassique, dans la mesure où il s'appuie sur l'idée que l'offre de travail des ménages et la demande de travail des entreprises se déterminent en fonction du salaire réel et non du salaire nominal. De plus, Friedman souligne que l'inflation est principalement causée par la croissance de la masse monétaire et la monnaie n'a pas d'influence sur les variables réelles. En conséquence, la courbe de Phillips est une courbe verticale à long

terme parce que les agents économiques¹⁶ ne sont soumis à l'illusion monétaire que pendant un certain temps et que les anticipations influent sur les salaires.

A court terme, il n'existe pas une seule courbe de Phillips, comme dans le modèle classico-keynésien mais une infinité. Ceci signifie que pour un même taux de chômage, il peut y avoir plusieurs taux d'inflation, dépendant eux-mêmes de la quantité de monnaie en circulation. Il existe ainsi un taux de chômage naturel,¹⁷ qui est défini comme un taux incompressible correspondant à une situation dans laquelle, les agents sont satisfaits du partage de leur temps entre travail et loisir sur le long terme. Il correspond à la verticalité de la courbe de Phillips.

Graphique n° 4 : La courbe de Phillips à long terme selon Friedman



Source : Gilbert Abraham-Frois , 1993 , "Keynes et la macroéconomie contemporaine", Edition Economica, p119.

Le taux de chômage et le taux d'inflation à long terme apparaissent donc, comme indépendants, puisque le premier dépend de déterminants réels (conditions du marché du travail) et le deuxième est fonction des facteurs nominaux (l'offre et la demande de la monnaie).

¹⁶ Les salariés pour Friedman et les entreprises pour Hayek

¹⁷ Chômage à son taux naturel, appelé encore taux de chômage d'équilibre de long terme ou taux de chômage structurel ou encore taux de chômage sans accélération de l'inflation ("non accélération rate of unemployment" ou "NAIRU"). Lorsque le taux de chômage est à son taux naturel, l'inflation n'accélère pas. Pour garder le taux de chômage inférieur au taux naturel, il faut sans arrêt accélérer l'inflation. Il faut que l'inflation augmente plus vite que les salaires nominaux.

Si l'Etat considère que le niveau de chômage observé au point A, est trop élevé et décide de relancer l'activité économique¹⁸, il va causer une croissance inflationniste. Au point B, les salariés constatent après un certain temps, que les salaires nominaux ont augmenté en même temps que les prix. Alors, Ils demandent des compensations réelles. Mais cette augmentation des salaires réels va engendrer une augmentation de l'offre de travail et une diminution de la demande, donc un chômage plus élevé. Au point C, le constat initial (point A) se reproduit en passant au point C puis E. S'il existe une liaison entre inflation et chômage, elle doit pour Friedman être analysée dans le long terme.

L'État parcourt ainsi une droite verticale, du taux de chômage « naturel » en abscisse vers des niveaux croissants d'inflation. Cette argumentation remarquable accordait ainsi une pertinence de court terme au keynésianisme pour imposer le retour au raisonnement microéconomique antérieur [Bezbakh, 1990].

Selon Friedman, l'action visant à réduire le chômage est inutile et nuisible parce qu'elle se traduit par une élévation de l'inflation sans qu'on s'éloigne réellement du taux naturel de chômage. Pour résumer les conclusions de Friedman il faut dire que l'arbitrage entre inflation et chômage n'existerait qu'à court terme, à long terme le taux de chômage est indépendant du taux d'inflation.

3.2.4. La vérification empirique et les recommandations de politique économique

La coexistence dans les années 70 d'un niveau élevé d'inflation et d'une augmentation massive du chômage dans la plupart des pays industrialisés (« stagflation »), a semé le doute quant à la possibilité d'un réel arbitrage entre inflation et chômage et confirmant plus l'analyse de Friedman [Lafay, 1996].

Artus et Muet (1995) écrivent: « les effets négatifs d'une politique inflationniste sur le chômage, dépendent cependant, de la situation de l'économie ainsi que du type de politique choisie : Dans le cas d'une économie souffrant de problèmes d'offre suite à une dégradation des termes de l'échange et à une hausse des coûts salariaux, une accélération de l'inflation n'a aucun impact sur le niveau du chômage et à même tendance à l'aggraver tant que le niveau des salaires ne s'est pas ajusté aux évolutions de la productivité et que la boucle « prix-salaires » n'a pas été cassée (cas de la France de 1975 à 1983). Dans le cas d'une économie souffrant d'un déficit de demande, une augmentation de la demande peut conduire à plus d'inflation mais à moins de

¹⁸ La relance a toujours des effets inflationnistes pour Friedman, parce que pour l'analyse monétariste, le financement du déficit budgétaire ne peut pas se faire sans création monétaire

chômage, tant que cette inflation n'est pas pénalisante pour le prix des exportations et qu'elle ne se traduise pas par la relation « prix-salaires » (cas des Etats-Unis et de l'Europe de 1986 à 1989) ».

Il convient toutefois de noter que l'amélioration de l'emploi n'est dans ce cas pas liée directement au ressaut de l'inflation mais au surcroît de la demande et que l'inflation supplémentaire liée à cette relance de la demande peut même rester très limitée (cas des Etats-Unis de 1992 à 1996) [Artus & Muet, 1995].

3.2.5. L'interprétation des nouveaux économistes classiques

L'approche Friedmanienne a été dépassée par les nouveaux économistes classiques¹⁹ qui nient l'existence même de la courbe à court terme. En effet pour eux, les anticipations sont rationnelles, elles tendent à être globalement justes [Malandrin, 2003] : toute politique de relance conduit donc immédiatement à anticiper une accélération de l'inflation ; il n'y a donc plus d'effet transitoire sur l'emploi mais seulement un effet de hausse des prix. Autrement dit si l'Etat mène une politique monétaire expansive, les agents anticipent immédiatement l'augmentation du taux d'inflation et réclament aussitôt une hausse des salaires : la relance n'a aucun effet sur le chômage, que ce soit à court terme ou à long terme et se traduit uniquement par une accélération de l'inflation. La courbe de Phillips est donc une droite verticale. Le seul moyen de tromper les agents consisterait à les « prendre par surprise », en annonçant par exemple une politique de stabilité monétaire tout en procédant à une relance.

2.3 Les modèles WS-PS

Le modèle WS-PS (Wage Setting-Price Setting), a été développé dans le début des années quatre-vingt-dix [Layard, Nickell, et Jackman, 1991]. Le fondement de ce modèle renseigne qu'il existe conjointement une relation entre le chômage, les salaires et les prix. Le niveau du taux de chômage d'équilibre est obtenu par la confrontation de deux courbes :

- La courbe des salaires (W S) , qui représente la fixation des salaires, comme résultat des revendications salariales qui dépendent notamment des cotisations sociales, du salaire minimum ,de l'influence des syndicats, la volonté de l'employeur de maximiser ses profits et le taux de chômage .

¹⁹R.Lucas, J.Muth, T.Sargent, N.Wallace, R.Barro.

- La courbe (P S) qui englobe la demande de travail et le processus de détermination des prix. « Elles déterminent ensemble le niveau du chômage d'équilibre qui sera modifié par les chocs structurels affectant les déterminants des salaires ou des prix, notamment les chocs pétroliers, les chocs sur le niveau des prélèvements directs ou indirects et les chocs de taux d'intérêt réels » [L'Horty et Rault, 2003].

Plus précisément, le modèle WS-PS considère que le prix est une fonction qui dépend de trois variables exogènes à savoir, le taux d'utilisation des capacités, les anticipations de prix et le capital par tête.

Les salaires pour leur part, constituent une autre équation qui relie le salaire réel avec aussi trois variables qui sont les anticipations de prix, le capital par tête et enfin le taux de chômage.

L'égalisation de ces deux fonctions, aboutit à faire ressortir le taux de chômage comme variable endogène, expliqué par des facteurs relatifs aux salaires et aux prix telles que l'inflation, la masse monétaire, le taux de syndicalisation, le degré de centralisation des négociations, le revenu de remplacement, la demande globale et la structure du marché des biens et services.

Le mécanisme de cet équilibre est simple : les entreprises emploient au fur et à mesure la conjoncture est favorable suscitant un déplacement des chômeurs vers la population occupée, ce qui renforce les salariés dans les négociations en demandant une augmentation des salaires (w) et par conséquent, les employeurs sont poussés à recruter de plus en plus de travailleurs de faible productivité.

Les entreprises ajustent les prix (p) par rapport aux nouveaux salaires (w) en procédant à leur augmentation afin de récupérer les pertes de productivité jusqu'à ce que les négociations soient à leurs faveurs. Il en résulte de la confrontation de (WS) avec (PS) un niveau du taux de chômage d'équilibre, qui varie positivement avec les allocations chômage (ou tout autre revenu de remplacement), le pouvoir de négociation des travailleurs ou l'influence de la rémunération sur la productivité individuelle, le taux de marge des entreprises, les cotisations sociales patronales [Erhel et Zajdela, 2003].

Section III : D'autres explications et tendances récentes du chômage

1. La théorie des insiders-outsiders

L'observation indique que les salaires sont rigides, du moins à la baisse. Plusieurs fondements expliquent cette rigidité, parmi ceux-ci la théorie des « insiders-outsiders ». L'hypothèse est que seuls les travailleurs ayant un emploi (les insiders) pèsent dans les négociations salariales. Cette influence s'exerce au détriment des chômeurs, exclus de la négociation (outsiders). Les travailleurs ayant un emploi se protègent en outre par des délais ou indemnités de licenciement des formations,... [Simar, 2003].

« Elle indique que même si les individus en chômage (outsiders) acceptent de travailler pour un salaire inférieur à ceux en poste (insiders), les entreprises n'auront pas d'intérêt à les employer à la place des premiers, car cette rotation aurait un coût (coût d'embauche, coût de formation, coût de licenciement ...). Ainsi, la priorité est alors accordée à ceux qui appartiennent déjà à l'entreprise. Ceux-ci obtiennent des salaires supérieurs à ceux qu'ils obtiendraient sur un marché du travail concurrentiel dans le cadre de contrats individuels. Donc, le taux de chômage ne dépendrait plus du salaire réel, mais davantage des taux de chômage antérieurs. On appelle cela un effet d'hystérésis²⁰. Plus de chômage appelle encore plus de chômage. Par conséquent, les salaires ne dépendent pas de la conjoncture et les salaires des insiders peuvent augmenter même en période de chômage ».

2. Le dualisme du marché du travail

Selon Anne Perrot, le dualisme du marché du travail est un phénomène ambigu : s'agit-il d'une division entre les emplois d'une même firme, ou bien d'une partition entre les firmes elles-mêmes ? [Perrot, 1998].

2.1. Le dualisme des emplois au sein des firmes

Il existe selon P. Doeringer et M. Piore (1971)²¹ un marché interne et un marché externe. Le premier fonctionne suivant un ensemble de règles et de procédures administratives propres à chaque firme ayant pour principal objectif de protéger leurs membres de la concurrence ; le

²⁰L'explication traditionnelle de l'hystérésis consiste à dire qu'au fur et à mesure de l'accroissement du chômage, la durée du chômage augmente et qu'ainsi, l'employabilité des salariés diminue, car ils perdent leurs qualifications.

²¹Cette théorie est fondée par ces deux auteurs sociologues américains en 1971, dans un livre appelé "International labor market and manpower analysis".

salaires est défini hiérarchiquement et non pas selon les lois du marché en fonction de la productivité marginale, comme, il reste rigide et ne joue aucun rôle d'ajustement.

Par contre sur le second (marché externe), les principes de fonctionnement du marché l'emportent, ce qui place les travailleurs dans des conditions bien moins avantageuses. Plusieurs explications sont données de ce dualisme. Certaines, mettent en avant la technologie et les contraintes qu'elle impose dans l'organisation du travail, ou encore la capacité d'innovation de la firme, qui exigerait que le personnel puisse facilement s'adapter aux changements de la production. D'autres, d'inspiration marxiste analysent le dualisme, comme une manière pour les détenteurs du capital de contrôler la force de travail.

2.2. Théorie de la segmentation

C'est une autre spécificité du marché du travail qui est mise en avant par les travaux de (M.J. Piore, B. Bluestone, P. Osterman, (1971), énoncée dans une « théorie de la segmentation » de ce marché, démontrant que le marché du travail n'est pas homogène. Cette hétérogénéité du marché explique l'existence d'une main d'œuvre plurielle mais avec des catégories spécifiques, marquées selon leur fonction et leur place dans la société et en rapport avec le chômage. Cette théorie démontre que même dans les périodes de forte croissance, certaines catégories de la population enregistrent des taux de chômage très élevés et supérieur à la moyenne observée. Cette segmentation oppose deux secteurs importants à savoir :

Un secteur primaire, caractérisé par des salaires élevés, une stabilité de l'emploi, des bonnes conditions de travail, bien défendus par les syndicats (à fort taux de syndicalisation), évolution de carrière intéressante, avec des avantages sociaux importants et des conditions de travail satisfaisantes.

Un secteur secondaire, dans lequel les salaires sont plus faibles, le risque de chômage plus important et les promotions inexistantes. Il est aussi caractérisé par des emplois précaires, peu défendus par les syndicats (à faible taux de syndicalisation), offrant peu de promotion, peu d'avantages sociaux et des conditions de travail difficiles.

Dans la réalité cette division n'est pas si claire [Musette, 1998] par exemple on trouve que le marché primaire est lui-même aussi subdivisé de deux grandes catégories :

- la première, qualifiée de supérieure, désigne des postes de responsabilité, fortement rémunérés, mais dont les titulaires souffrent de l'alternance politique.

- La seconde, dite inférieure, se rapporte à des postes intermédiaires, relativement stables et standardisés

Le dualisme du marché du travail s'est accru à partir du milieu des années soixante-dix. D'une part, le chômage touche davantage les travailleurs les moins qualifiés, et d'autre part, le recours à des formes d'emploi précaire s'est alors fortement développé.

Dans la version de base de cette théorie, l'offre de travail est associée pour chaque segment, aux différentes cultures de classe : par exemple, les emplois secondaires sont occupés par des personnes issues des classes inférieures, les emplois de la couche inférieure du segment primaire par la classe ouvrière, et les emplois de la couche supérieure, par la classe moyenne.

La théorie de la segmentation s'est progressivement enrichie. D'abord, une description proposée, par **Bluestone** comme suit:

- L'économie du centre : activités des très grandes entreprises.
- L'économie périphérique : activités des autres entreprises.
- L'économie "irrégulière" : activités informelles, clandestines, ...)

Aussi par **Piore**, en distinguant deux strates dans le marché primaire : une strate inférieure où les tâches sont relativement standardisées, et une strate supérieure où les activités exigent des qualifications et des prises d'initiative plus affirmées). Ensuite, il a été montré notamment par **S. Rosenberg** que le degré de segmentation est fortement dépendant des structures industrielles et des stratégies des firmes. Enfin, toute une série d'études sur les "formes particulières d'emploi" menées spécialement en France prouvent la segmentation du travail, en même temps que le caractère pluriel du chômage.

3. Les modèles d'appariement

C'est une autre catégorie de modèles qui a été développé à la fin des années quatre-vingt-dix notamment par Pissarides (2000) . Ces modèles étudient les conditions de l'appariement entre une offre et une demande de travail. En prenant en compte les flux de travailleurs sur le marché du travail, ils permettent d'expliquer la coexistence d'un chômage élevé (travailleurs sans emplois) et des difficultés de recrutement dans certains secteurs d'activité (emplois vacants). Ils enrichissent notablement l'analyse des déterminants du chômage, en ajoutant aux facteurs traditionnels, de nouveaux facteurs structurels comme la protection de l'emploi ou les mesures d'accompagnement des chômeurs.

Ils constituent le cadre de référence des analyses contemporaines du marché du travail [Pissarides, 2000].

Section IV : Explication du chômage par les chocs et les institutions²²

De nouveaux travaux sur l'explication du chômage indiquent que la performance du marché du travail est influencée par de deux grandes catégories de facteurs à savoir, les institutions du marché du travail et les chocs macroéconomiques. Dans ce contexte trois approches ont été élaborés : la première repose uniquement sur les institutions et la réglementation du marché du travail, la deuxième indique que le chômage est causé principalement, par une interaction entre les chocs macroéconomiques et les institutions, la troisième fournit une autre explication réunissant les deux premières.

1. Approche de Nickell ,1997

Cette approche attribue l'origine de la hausse du chômage aux institutions du marché du travail. En effet, dans ce sens, Nickell confirme dans une étude examinant les effets des institutions sur les fluctuations du taux de chômage sur plusieurs pays en Europe que les facteurs influençants sont relatifs principalement à la durée des prestations de chômage, taux de syndicalisation , la coordination entre employeurs et salariés, la fiscalité sur le travail , le salaire minimum et la performance du système de formation [Nickell ,1997].

Selon la banque mondiale, la réglementation du marché du travail fournit d'importantes protections sociales pour les travailleurs que ce soit en matière de : contrats d'embauche, indemnités de départ, prestations de chômage, motifs de licenciement, droit syndical, ou la portée de la négociation collective. La réglementation vise à protéger les travailleurs contre des actions injustes , arbitraires ou discriminatoire par leurs employeurs, tout en répondant aux défaillances du marché résultant de l'insuffisance des informations , d'assurance insuffisante contre le risque et l'augmentations de coûts non salariaux.

2. Modèle de Blanchard et Wolfers (2000)

La montée du chômage selon cette optique s'explique par une interaction entre les chocs macroéconomiques et les institutions évoquées par Nickell. En effet, selon une étude faite par Blanchard et Wolfers [Blanchard et Wolfers , 2000], sur données de panel sur vingt pays de l'OCDE , les chocs tels que la croissance de la productivité globale, le taux d'inflation, le taux

²² Site web: (www.ladocumentationfrancaise.fr), Conseil d'orientation pour l'emploi, document de synthèse relatif aux causes du chômage, janvier 2008.

d'intérêt, choc de demande de travail, seraient les principaux responsables de la hausse du chômage, tandis que les institutions auraient contribué avec des effets indirects sur le niveau du chômage [Blanchard et Wolfers, 2000].

Le principe de cette approche [Blanchard et Wolfers, 2000] repose, sur l'idée que lorsqu'un choc macroéconomique défavorable affecte une économie quelconque, le chômage augmente en conséquence et influe sur les salaires en jouant une pression à leurs baisses. Cet ajustement sur les salaires, entraîne l'absorption de ce choc et l'économie retrouve par conséquent son niveau de chômage initial. Néanmoins, le chômage peut être persistant suite à l'intervention des institutions face à l'ajustement induit par des chocs.

3. Approche de Nickell, Nunziata, Ochel, 2005

Cette approche repose sur l'idée que les institutions du marché du travail et les chocs macroéconomiques, auraient un effet direct sur les fluctuations du taux de chômage. Plusieurs modèles peuvent être cités à cet égard, en l'occurrence le modèle dynamique dérivant d'une étude faite dans les pays de l'OCDE [Nickell, Nunziata et Ochel, 2005]. Elle montre que le taux de chômage est expliqué, par les institutions du marché du travail, les chocs macroéconomiques, les interactions entre les institutions elles-mêmes et le taux de chômage antérieur en aboutissant à la conclusion qu'il y a une corrélation forte entre les institutions du marché du travail et le taux de chômage dans les pays de l'OCDE, et que les interactions entre les institutions et les chocs macroéconomiques ne contribuent pas à la hausse du taux de chômage.

4. Approche de l'OCDE (2006)

En 2006, l'OCDE a examiné dans une étude reposant sur des modèles statiques, l'impact des institutions, des termes d'interactions entre les institutions elles-mêmes et des termes d'interactions entre les institutions et les chocs macroéconomiques sur le taux de chômage et l'emploi. La conclusion confirme selon cette optique que le chômage peut être causé directement par les institutions que les chocs, avec plus d'influence lorsqu'il s'agit de leurs dépendances des institutions [Bassanini et Duval, 2006].

Conclusion

Le chômage a été un sujet d'un grand débat économique et social depuis plus d'un siècle. Les économistes de différentes écoles de la pensée économique ont tenté de l'expliquer, de chercher ses causes et d'en trouver les solutions. Elles se divisent en général, en deux courants, le premier est celui des classiques, le deuxième est celui des keynésiens. Entre les deux se distingue la théorie marxiste, qui avance une interprétation différente.

L'école néo-classique avance que le chômage est volontaire et/ou frictionnel. Ce n'est donc qu'en l'absence de toute intervention de l'Etat et des syndicats, que l'on pourra atteindre l'équilibre entre l'offre et la demande de travail. Le modèle de concurrence pure et parfaite, donne les conditions optimales du bon fonctionnement du marché.

Pour l'école keynésienne, le chômage est involontaire et résulte d'une insuffisance de la demande effective, il est donc conjoncturel. Le niveau de l'activité et de la production est fixé par les entrepreneurs qui anticipent l'évolution de la demande de consommation afin d'investir en conséquence. Il faut donc augmenter les salaires pour augmenter la consommation, seule susceptible de faire repartir la croissance. La baisse des salaires ne permet donc pas le retour au plein emploi. Il n'y a priori aucune raison pour que le plein emploi se réalise spontanément (le volume des besoins détermine le volume de l'activité, donc de l'emploi). Une situation durable de sous-emploi est donc possible.

Marx quant à lui, analyse le chômage comme une caractéristique permanente du développement du capitalisme. La concurrence incite les capitalistes à remplacer le travail par le capital (processus d'accumulation du capital). Les travailleurs en excédent par rapport aux besoins de la production constituent une «armée industrielle de réserve» dont les effectifs s'accroissent et exercent une pression permanente sur les salaires, assurant ainsi la mise en valeur du capital.

La persistance du chômage à des niveaux élevés a suscité de nouvelles approches micro-économiques de la relation salariale, montrant que le fonctionnement du marché du travail n'est pas nécessairement concurrentiel. Il résulte d'imperfections diverses: obstacles institutionnels à la flexibilité des salaires (syndicats, salaires minimums, réglementations diverses), coûts de transaction liés à la recherche d'emploi et problèmes d'information.

A partir de 1990, l'explication du chômage naturel a fait l'objet de multiples recherches. De nouvelles approches sont apparues reposant sur d'autres déterminants, à savoir les institutions du marché du travail et les chocs macroéconomiques.

Chapitre II

" Le cadre global de l'économie algérienne avant et après les réformes "

Introduction

L'analyse du marché du travail en Algérie s'inscrit dans le cadre global d'une économie engagée depuis plus de vingt ans, dans une phase de transition devant lui assurer le passage du mode de gestion autocentré à celui d'une économie de marché. Ce passage est marqué par de nombreuses et profondes transformations sur tous les plans.

Des réformes menées tout au long de cette période, notamment dans le cadre d'un plan d'ajustement structurel, ont produit de substantielles modifications dans tous les secteurs ; perceptibles au niveau des indicateurs macroéconomiques et macrofinanciers et les déterminants du marché du travail.

Dans ce contexte, notre attention sera portée sur les déterminants essentiels du cadre global de l'économie algérienne : la première section présentera la structure de l'économie algérienne avant les réformes ; dans la deuxième section, on abordera les réformes économiques sous l'égide des institutions financières et enfin en troisième section, on examinera l'économie algérienne après le plan d'ajustement structurel et le processus des réformes.

Section I : La structure de l'économie Algérienne avant les réformes : les déséquilibres macroéconomiques et macro-financiers

Au cours des années quatre-vingt, l'économie Algérienne a été secouée par une crise sans précédent. Ses premiers signes apparaissent évidents dans l'analyse des agrégats macroéconomiques et macro-financiers.

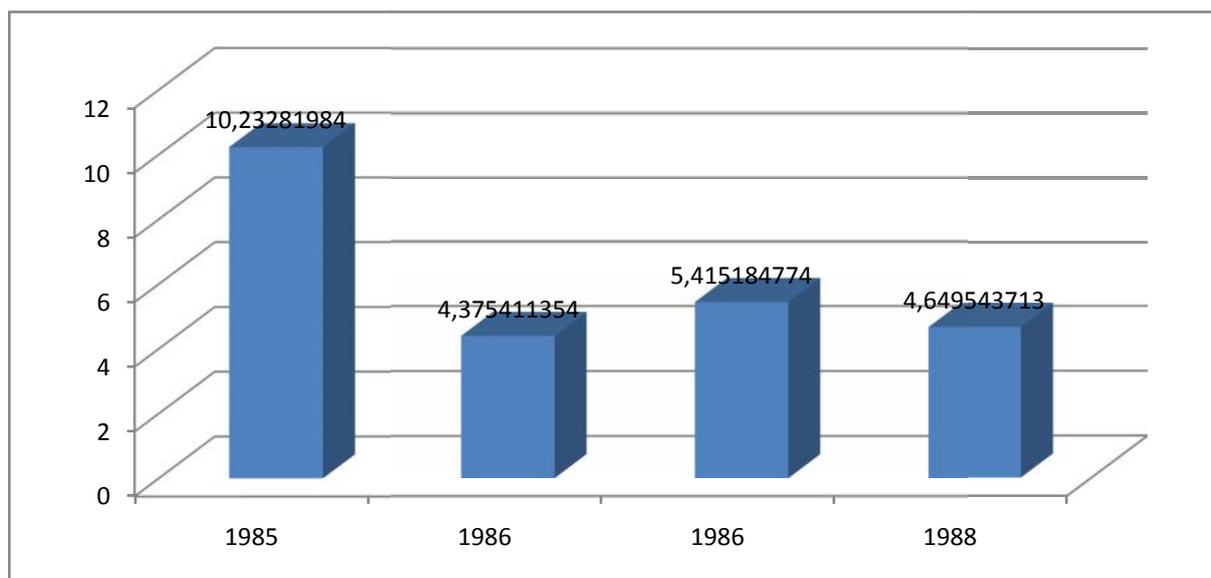
En effet, la chute du niveau des investissements, les déficits publics, l'expansion accélérée de la masse monétaire, la surévaluation du taux de change, la compression des importations, révélaient toutes, la souffrance d'une économie qui était en pleine distorsion surtout après l'effondrement des prix du pétrole en 1986. Cette situation a entraîné un déséquilibre macro économique sur l'offre et la demande globale (excès de la demande par rapport à l'offre) et macro financier constaté à travers le déficit de la balance courante, la lourdeur des dettes qui finançaient les investissements (un peu camouflée par les recettes des hydrocarbures au début de cette période) et le fléchissement de la croissance économique.

1. L'effondrement des recettes d'exportation des hydrocarbures

Après 1986, l'économie a subi deux chocs successifs majeurs défavorables : l'effondrement imprévu des recettes d'exportation des hydrocarbures, avec ses répercussions dramatiques post 1988 d'une part, et le programme de libéralisation économique, initié depuis, dans un contexte à la limite de l'insolvabilité externe, d'autre part [Talahine et Boukha-Hassane, 2005] .

En effet, la chute du prix de baril depuis 1986 s'est répercutée sensiblement sur les recettes tirées du pétrole en Algérie (Graphique n° 5).

Graphique n° 5 : Les bénéfices tirés du pétrole en Algérie (1986-1988)

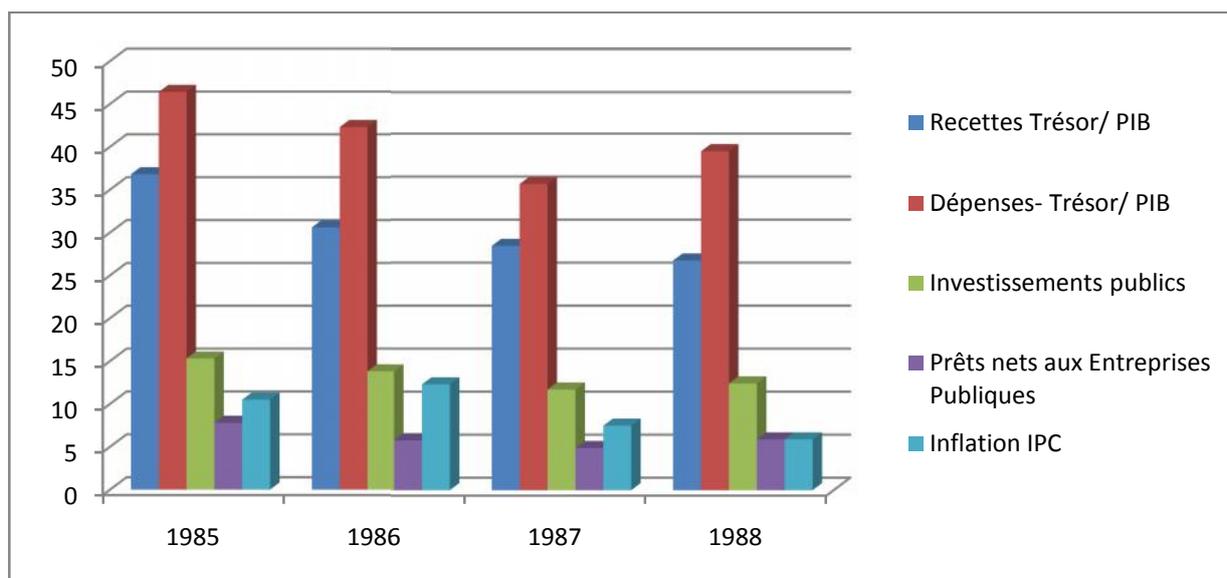


Source : Elaboré par le chercheur, données de la banque mondiale et de la banque d'Algérie.

L'effet de la chute du prix du pétrole exprimé dans les bénéfices tirés du pétrole, correspondant à la différence entre la valeur du pétrole brut aux prix sur les marchés internationaux et le coût de production total était bien évident. Celui-ci a baissé de près de 6 points entre 1985 et 1986, plus de 5 points entre 1985 et 1987 et près de 6 points entre 1985 et 1988.

Cet effondrement du prix du pétrole à partir de 1986 s'est répercuté considérablement, sur les recettes et les dépenses du Trésor.

Graphique n° 6 : Evolution des recettes et les dépenses du Trésor (1985-1988)



Source : Elaboré par le chercheur, données de la banque mondiale (www.databank.worldbank.org) et de la banque d'Algérie.

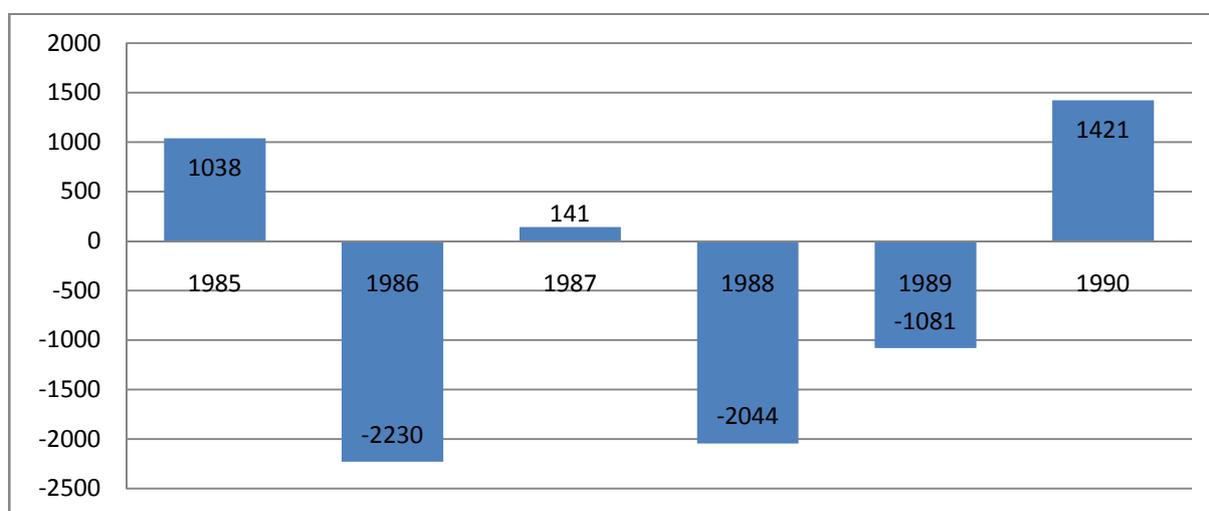
Selon le graphique ci-dessus, on constate : une baisse des recettes et les dépenses du Trésor relatives au PIB, une réduction des prêts nets aux entreprises publiques (7,8 % en 1985 à 4,9% en 1987) et une chute des investissements publics qui sont passés de 15,3% en 1985 à 11,7% en 1987 soit un écart de 3,6 points. Ceci indique la politique d'austérité observée dans le financement des investissements.

On remarque aussi, une hausse de l'inflation (10,5% en 1985 contre 12,3 % en 1986). Cette croissance est due suite aux variations à la hausse du taux de liquidité sous l'effet de la monétisation du déficit du Trésor.

2. Le déficit de la balance courante

Des déficits de la balance courante s'est constaté juste après la chute du prix des hydrocarbures, soit (-2230 millions de dollars en 1986, - 2044 millions de dollars en 1987 et - 1.081millions de dollars en 1988) contre un simple excédent de 141 millions de dollars en 1987, résultant selon quelques économistes, de la réduction des importations, pour englober la dégradation de la balance des paiements.

Graphique n°7 : Evolution de la balance courante (1986-1990) en million de dollars



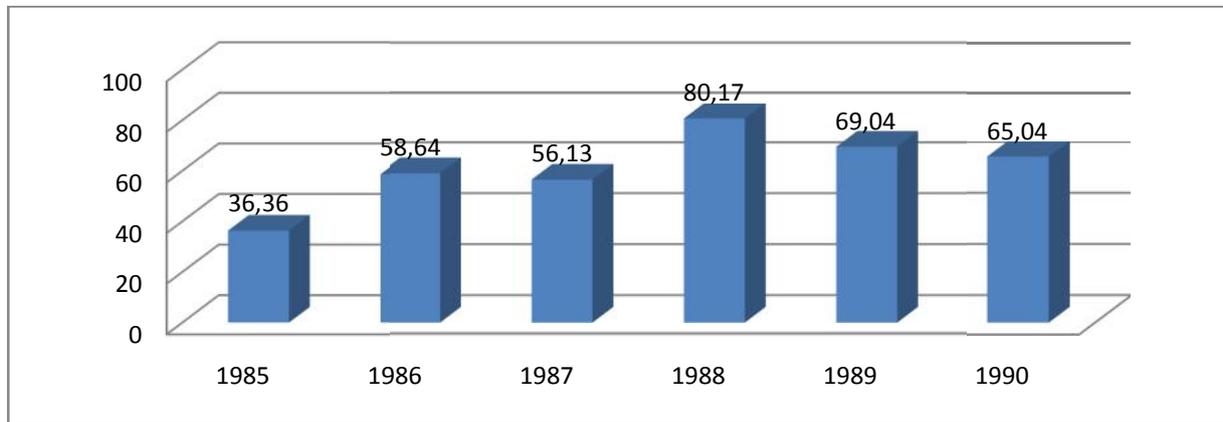
Source : Elaboré par le chercheur, données de la Banque Mondiale (www.databank.worldbank.org)

3. La lourdeur du service de la dette

A la fin de la décennie 80, l'Algérie connaissait des difficultés financières étouffantes. Elles apparaissaient évidentes dans la lourdeur du service de la dette et l'augmentation de son ratio, par rapport aux exportations de biens de services et de revenus, qui a dépassé 65% en 1988, 1989 et 1990 (Graphique n°8). Pour faire face à cette situation, les pouvoirs publics ont eu

recours à l'endettement extérieur comme seule alternative pour pallier les distorsions économiques et sociales, causées par cette crise.

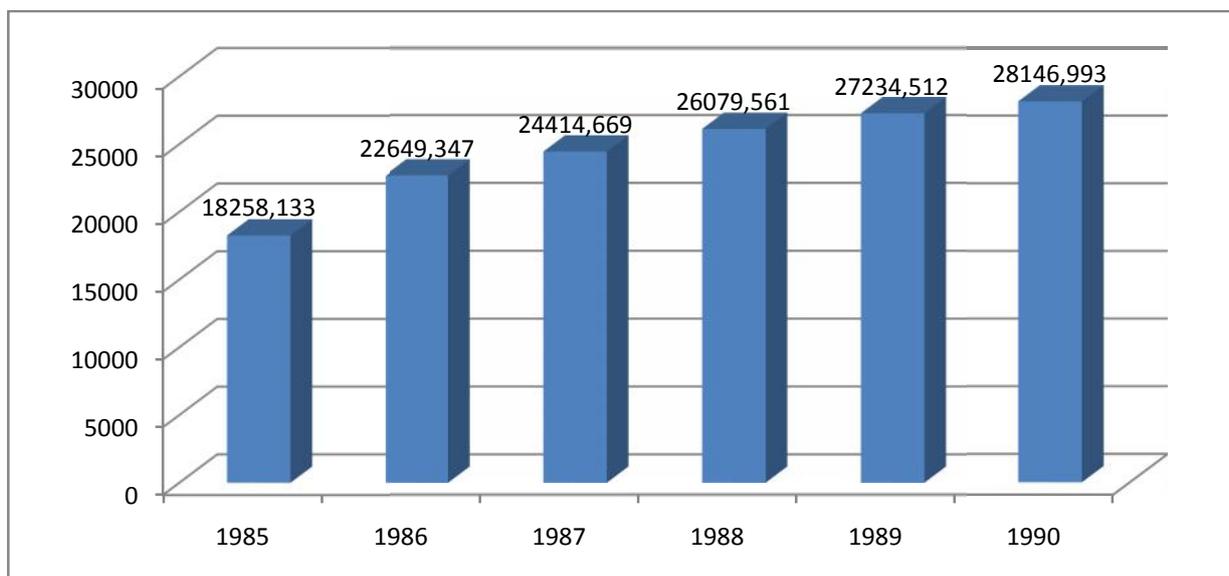
Graphique n°8 : Evolution des Stocks de la dette extérieure, total (Dette en cours et décaissée, millions \$ US courants)



Source : Elaboré par le chercheur, données de la Banque Mondiale (www.databank.worldbank.org).

En conséquence, le stock de la dette extérieure s'est accru de plus de 54% entre 1985 et 1990, passant de plus de 18,258 milliards de dollars, à près de 28,147 milliards de dollars. Parallèlement, le service de la dette totale en pourcentage des exportations de biens et services et du revenu, a enregistré un accroissement notable. Il est passé de 36,36 %, en 1985 à 80,17%, en 1988.

Graphique n° 9: Stocks de la dette extérieure, total (Dette en cours et décaissée, millions \$ US courants)



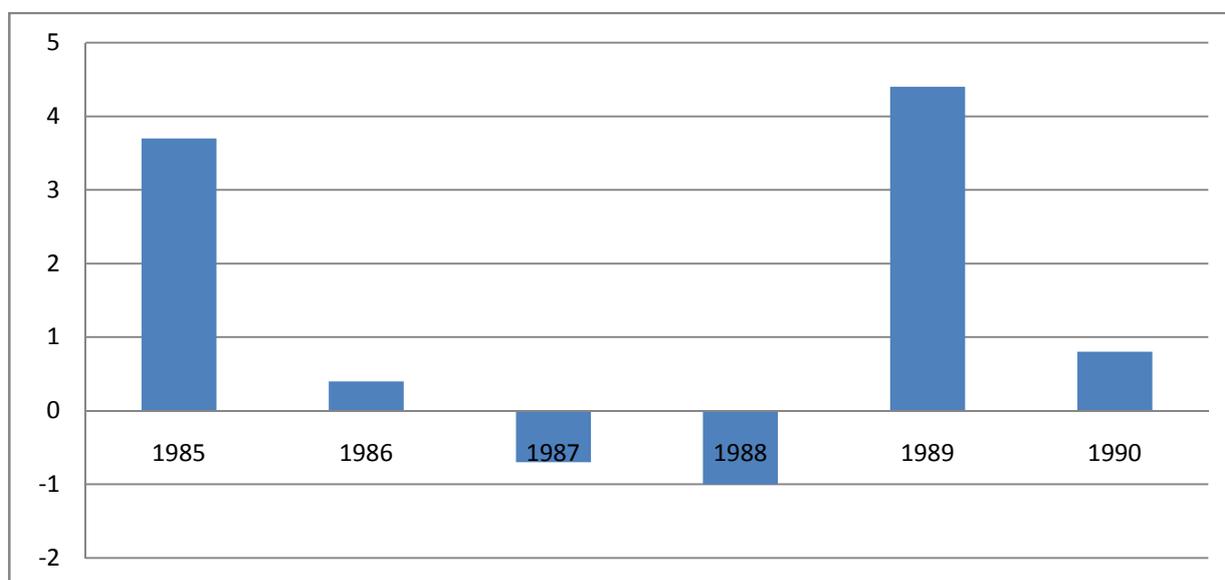
Source : Elaboré par le chercheur, données de la Banque Mondiale (www.databank.worldbank.org)

Selon le graphique ci-dessus, la dette extérieure enregistrait chaque année des montants lourds. Elle est passée de 18258,133 en 1985 millions de dollars à 22649,347 millions de dollars en 1986 à 28146,993 en 1990 (une moyenne de 268583 millions de dollars chaque année durant toute la période). Néanmoins, la mauvaise utilisation de ces dettes, consacrées en majorité à l’approvisionnement de l’économie nationale en ignorant l’investissement et la reproduction, ne faisait qu’aggraver la situation.

4. Fléchissement de la croissance économique

Sans aucun doute, le poids des hydrocarbures a pesé lourd sur la croissance économique en Algérie. Ceci peut être expliqué tout simplement, dans les fluctuations des taux de croissance du PIB enregistrés durant cette période. En effet, un taux de croissance économique négatif a caractérisé deux années consécutives cette période, soit (- 0,69 %) en 1986, (-1 %) en 1988, signe imparable d’une récession économique sans précédent.

Graphique n°10 : croissance du PIB (1985-1990)



Source : Elaboré par le chercheur, données de la Banque Mondiale (www.databank.worldbank.org)

Par secteur d’activité, les effets de ces répercussions étaient plus graves dans l’industrie et les services. Leur pourcentage par rapport au PIB a baissé de plus de 5 points entre 1985 et 1986 et de plus de 8 points entre 1985 et 1989, passant de 53,56 % à 48,11 % puis à 45,53% respectivement.

Tableau n°2 : La contribution à la valeur ajoutée (niveau) par secteur d'activité en % PIB (1985-1990).

	1985	1986	1987	1988	1989	1990
Agriculture	8,98	9,65	11,08	12,12	12,88	11,92
BTP	13,80	16,27	14,85	13,04	12,51	10,87
Industrie	39,82	32,26	32,39	32,34	31,79	37,39
Manufacture	12,21	14,52	13,40	13,37	10,85	11,63
autre Activités	16,98	19,71	20,97	21,23	22,16	21,06

Source : Données SESRIC, 2011.

Le tableau n°2, montre les effets de la baisse des recettes des hydrocarbures sur la croissance économique et la dépendance des différents secteurs (industrie, BTP et services) du prix du pétrole hormis le secteur de l'agriculture qui semble conditionné par d'autres facteurs (climat, équipements locaux).

D'autre part, un fléchissement du taux de croissance de la productivité du travail a été remarqué depuis 1985. Il est passé de (1,43 %) en 1985 à (-3,6 %) en 1986 puis, il a continué sa descente pour atteindre (-4,76%) en 1987 puis (-6,27%) en 1989.

Tableau n°3 : Evolution de la productivité du travail (1985-1990)

	1985	1986	1987	1988	1989	1990
La productivité du travail	12977,00	12288,00	11702,00	10968,00	10854,00	10225,00
Taux de croissance de la productivité du travail	1,43	-5,3	-4,76	-6,27	-1,03	5,79

Source : Données SESRIC, 2010

A cet égard, et face à cette crise qui a affecté toute l'économie et plus particulièrement le système productif, les entreprises industrielles ont recours aux subventions du Trésor pour couvrir leur besoins de financement d'un coté et compenser leur faiblesse du taux d'utilisation de leurs capacités de production d'un autre coté. Par conséquent, l'endettement interne auprès du trésor public s'est accru, suscitant des déficits budgétaires importants en cette période.

Tableau n°4 : Evolution du déficit budgétaire du trésor public

Année	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
Revenus	99 076	108 590	92 384	92 687	93 453	116 413	152 500
Dépenses	96 986	99 017	105 236	103 748	119 654	124 521	136 500
Déficit	2090	9573	-12 852	-11 061	-26 201	-8108	16 000

Sources : CNP- BM, Extrait p 5, unité million de DA.

Le tableau ci-dessus, montre que le déficit budgétaire qui était positif en 1985 d'un montant de (+ 9573) millions de DA a chuté à (- 12 852) millions de dinars en 1986, (- 11 061) en 1987 , (- 26 201) en 1988 et (-8108) en 1989 d'une moyenne annuelle négative entre 1986 et 1989 de 14556 millions DA.

Section II : Les réformes économiques sous l'égide des institutions financières

En 1980, la stratégie des « industries industrialisantes » est abandonnée au profit d'une industrialisation par les besoins sociaux, appuyée par une restructuration profonde de l'économie nationale et un engagement réel de l'État à rembourser sa dette extérieure [Hamamda, 2011] . Cependant, tout s'était évaporé en 1986 à la suite de l'effondrement des cours pétroliers, exprimant la forte vulnérabilité de l'économie algérienne vis-à-vis des hydrocarbures et le déclenchement d'une crise sans précédent.

1. Les premières réformes et tentatives de restructuration

Aussitôt que la crise s'est propagée à l'ensemble des secteurs d'activité économique et l'ensemble des sphères de l'activité sociale depuis 1986, des réformes ont été mises en application par les pouvoirs publics, traduites dans quelques mesures prises pour des solutions rapides en 1989.

En 1988, les pouvoirs publics en Algérie ont conclu un premier accord stand by avec le Fond Monétaire International. Cet accord porte sur l'octroi d'un crédit de 480 millions DTS, sous conditions : «contraction de la demande, par une politique monétaire plus austère, élimination du déficit budgétaire, glissement du cours du dinar et la libéralisation des prix» [H.Benissad, 1999, p59].

Les réformes de 1988 visent cinq objectifs généraux [A. Djenane, 1997]:

- la substitution d'une économie de marché à une économie gérée administrativement;
- la recherche d'une plus grande autonomie des entreprises publiques devant être régies par des règles de commercialité;

- une plus grande participation du secteur privé à l'œuvre de développement; secteur garant des performances économiques;
- la libéralisation des prix par la suppression graduelle des subventions, du commerce extérieur et des changes,
- l'autonomie des banques commerciales et de la Banque d'Algérie vis à vis du Trésor

A cet égard , les pouvoirs publics ont intensifié leurs efforts pour atteindre les objectifs assignés[Boudjema, 2006] en diminuant le taux de croissance de la masse monétaire, supprimant le déficit budgétaire, laissant le dinar se déprécier et libéralisant les prix suivant la loi 89-12 du 05 juillet 1989, relative aux prix et à la concurrence.

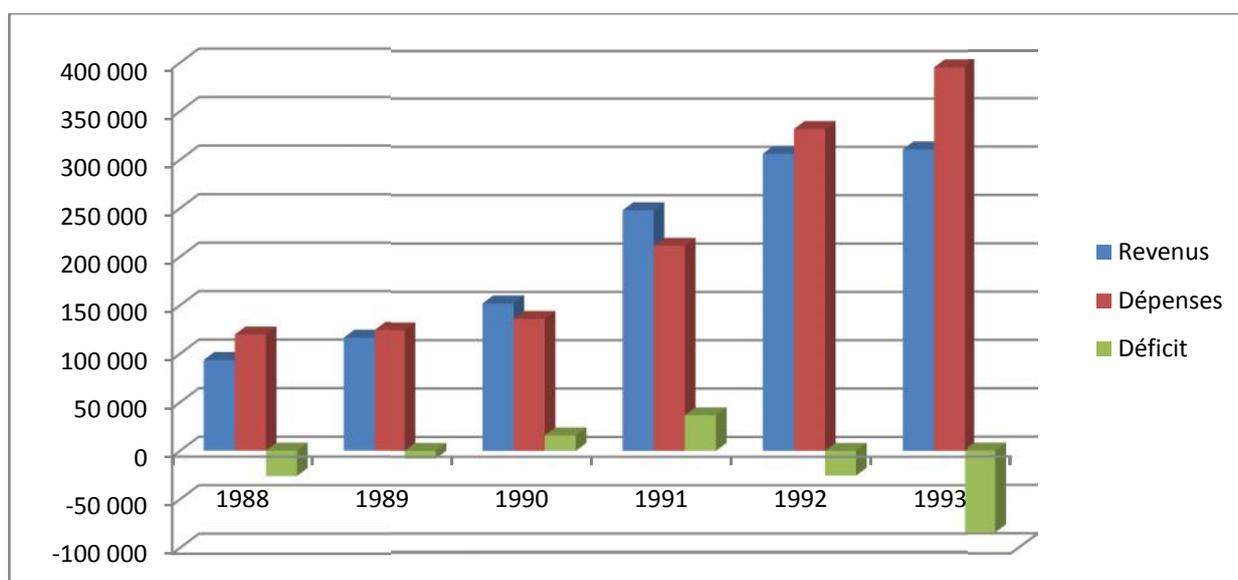
Dans des conditions un peu plus strictes et rigoureuses, un second accord de confirmation, a été signé en 1991 et s'étalant à 1992, pour une durée de 10 mois. Par conséquent, Trois cents millions (300) de DTS ont été accordés comme prêts, suite à la signature de cet accord (majoré en cas de nécessité d'une facilité de financement compensatoire de 210 millions de DTS).

Ainsi, l'Algérie a pris une série d'engagements envers les institutions financières internationales, consistant premièrement à :

- retirer l'état de l'activité économique en instaurant efficacement un cadre d'action effective et efficace conforme aux lois du marché
- la libéralisation des prix,
- la libéralisation du commerce intérieur et extérieur,
- la diversification des exportations,
- la dévaluation de la monnaie nationale,
- la limitation de la croissance de la masse monétaire,
- relèver le taux d'intérêt,
- plafonner le crédit,
- la réforme du fonctionnement du système bancaire.

En matière de budget, après avoir affiché des déficits négatifs en 1988 et 1989 soit (-26 201) et (-8108) respectivement, le solde budgétaire a connu des excédents dans les deux années suivant. Il a enregistré 16 milliards en 1990 et 36,8 en 1991(graphique n°11).

Graphique n°11 : Evolution du budget (1988-1993)

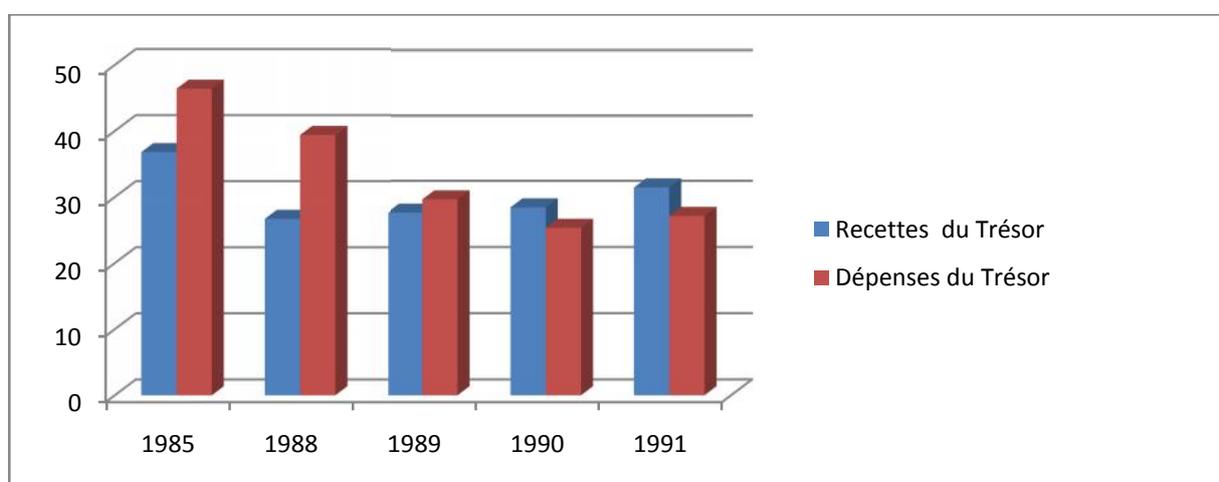


Sources : Elaboré par le chercheur, données CNP- BM, Extrait p 5, unité million de DA

En termes de PIB, les recettes du trésor ont diminué de plus de 10 point du PIB entre 1985 et 1988, passant de 36,8% à 26,6% respectivement. Ils ont marqué ensuite un trend positif, passant à 27,6% en 1989, 28,4% en 1990 et 31,4% en 1991, soit une augmentation de près de 5 points entre 1988 date du début des réformes et 1991 date du deuxième accord stand by.

D'autre part, les dépenses du trésor ont baissé. Elles sont passées de 46,4 % du PIB en 1985 à 27,1% en 1991, soit une diminution de près de 20 points (graphique n°12).

Graphique n°12: Evolution des recettes et les dépenses du trésor en % du PIB,(1985-1991)

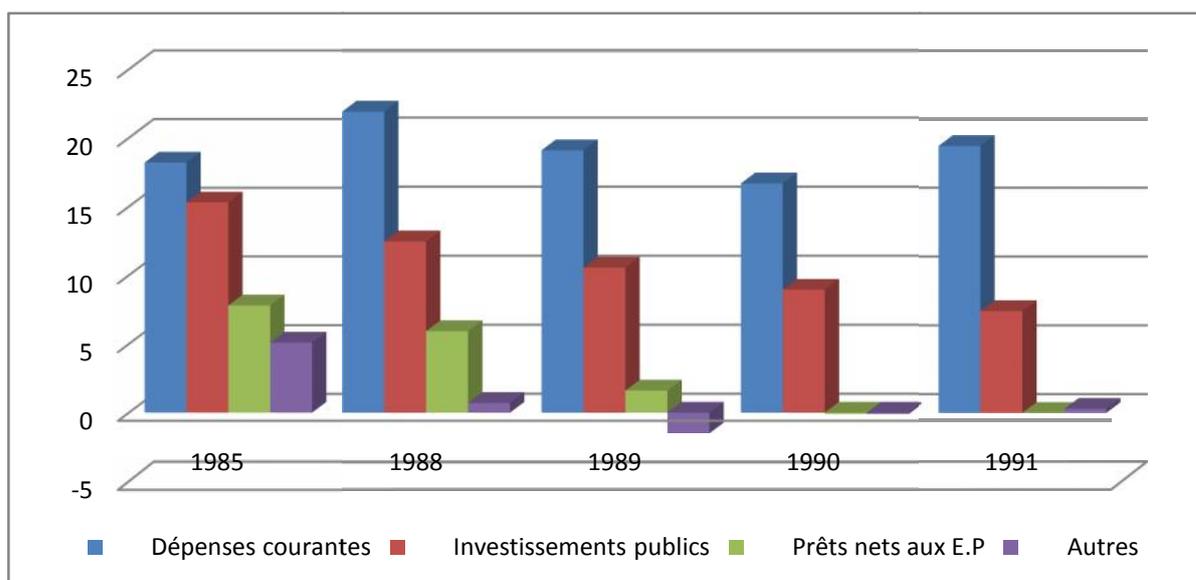


Source: Elaboré par le chercheur, données Banque Mondiale, la transition vers une économie de marché p3.

Le graphique ci-dessus, montre que la période de la mise en œuvre des premières réformes (1988- 1991) a été caractérisée par une évolution à la hausse des recettes du trésor d'un côté, et une évolution à la baisse des dépenses d'un autre côté, indiquant une progression de la fiscalité surtout celle relative au pétrole et une austérité aigüe envers les dépenses.

Les dépenses du trésor ont été marquées par la compression des investissements publics et la rupture progressive des prêts aux entreprises publiques (graphique n°13).

Graphique n°13: Evolution des dépenses du trésor en % du PIB.



Source: Elaboré par le chercheur, données Banque Mondiale, la transition vers une économie de marché p3.

La part des investissements publics du PIB a sensiblement chuté, passant de 15,3% du PIB en 1985 à 10,5% en 1989 puis à 7,4 % en 1991. Les dépenses courantes à savoir les salaires et les traitements se sont stabilisés autour de 19,2% du PIB entre 1988 et 1991. Les prêts aux entreprises publiques ont fini par disparaître en 1991.

Sur le plan monétaire, les mesures prises dans le cadre des réformes, appuyées par le FMI visaient selon le CNES, les objectifs suivants :

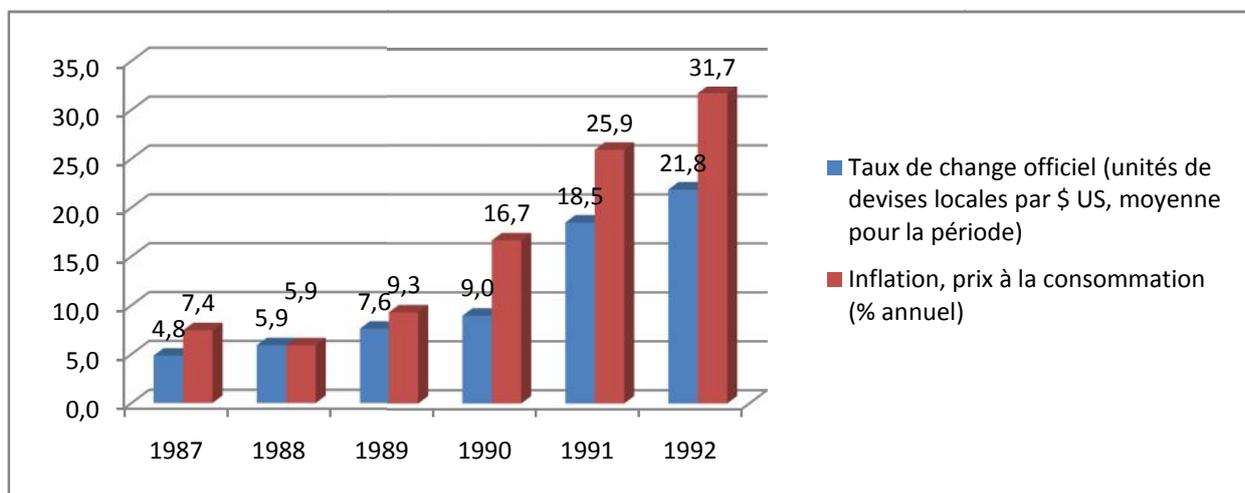
- limitation de l'expansion du crédit intérieur et le recours à la monnaie centrale, tout en restructurant les contreparties de la masse monétaire, au profit de l'économie ;

- incitation du système bancaire à drainer les ressources d'épargne et à éviter corrélativement, un recours exagéré à l'institution d'émission par l'action sur la structure des taux d'intérêt et les plafonds des montants éligibles au réescompte.

Pratiquement, le taux d'intérêt a été libéré et est plafonné à 20%, le taux de réescompte a été réévalué de 7% en 1989 à 11,5% en 1992, passant par 10,5% en 1991, avec un plafond des montants soumis au réescompte pour chaque banque²³. Les conséquences des restrictions monétaires à savoir la libération des prix, la dévaluation du dinar et notamment le désengagement du Trésor, ont bien eu des résultats satisfaisants, en matière de l'offre de la monnaie et le taux de liquidité. En effet des résorptions accentuées de la masse monétaire excédentaire et une baisse importante des crédits à l'état ont été remarqué aussitôt après l'application du premier accord de confirmation.

Dans le contexte de la libéralisation du commerce extérieur et des changes, la mise en œuvre des objectifs de l'accord de confirmation ont bien laissé glisser le dinar. En parallèle, une dévaluation progressive mais lente au dollar a été affichée depuis 1987 à 1990 avec un saut important en 1991. La valeur moyenne du dollar est passée de 4,8 en 1987 à 5,9 puis 7,6 en 1989 et 9 en 1990 pour atteindre 18,5 en 1991 et 21,8 en 1992 (graphique n° 14).

Graphique n°14 : Evolution du taux de change officiel DA/US et l'inflation (1987-1992)



Source : Elaboré par le chercheur, données de la Banque Mondiale (www.databank.worldbank.org).

²³ Un marché interbancaire a été introduit tout en sachant que la Banque d'Algérie (ancienne banque centrale) décrétée par la loi relative à la monnaie et au crédit dont le contexte principal est la stabilisation macro-financière comme étant institution indépendante chargée par le biais de cette loi de la politique monétaire et du contrôle du système bancaire.

Le graphique ci-dessus illustre une tendance exponentielle du taux nominal moyen du dinar par rapport au dollar entre 1987 et 1992, indiquant une dévaluation du dinar intensive à partir de la mise en application des réformes, ainsi qu'une évolution tendancielle à la hausse du taux d'inflation sur la base de l'indice des prix à la consommation entre 1987 et 1992.

Cependant, une expansion budgétaire a fait son apparition dès 1992 suite à une augmentation des dépenses courantes à savoir la revalorisation des salaires et des traitements. Ceci a suscité un déficit global du Trésor, s'élevant à 100 milliards de dinars, en 1993, soit 7,4 % du PIB.

Outre, la mauvaise tenue des cours du pétrole et l'insolvabilité relevée à partir de 1993, a conduit le pays à un étranglement financier qui a contraint les autorités à négocier un nouveau stand by pour l'année fiscale (1994-1995), suivi d'un accord élargi de 3 ans.

2. La phase de l'ajustement structurel conditionnel

Après une phase d'hésitation et une rupture avec les premières réformes, l'Algérie a connu un étouffement financier et une insolvabilité, la poussant à négocier une nouvelle fois avec le FMI un autre stand by, en acceptant un programme d'ajustement structurel, pour le redressement et la stabilisation de son économie. Suite à cela, deux autres accords ont été signés entre les pouvoirs publics Algériens et le FMI. Le premier d'une durée d'un an, s'étalant de juin 1994 à mai 1995 et le deuxième, d'une durée de trois ans de juin 1995 à mai 1998.

Additivement aux engagements cités plus haut qui s'imposent contre l'adoption des anciens accords, l'Algérie s'est tenue auprès du fond de transformer profondément son mode de gestion de l'économie auto centré à l'économie de marché, basée sur la concurrence et l'ouverture au marché mondial.

Il est conçu par les termes de ces accords, une stabilisation macroéconomique en relançant la croissance économique surtout hors hydrocarbures, l'accumulation des ressources nécessaires pour le financement de l'investissement et de dégager des excédents, pour le remboursement de la dette.

Les mesures prises dans le cadre du programme d'ajustement structurel et de stabilisation économique sont résumé par le CNES (1998) comme suit :

- ajustement du taux de change au moyen d'une dévaluation de 40,17%, dès le début des programmes, en vue de soutenir le processus de libéralisation du commerce extérieur ;
- mise en œuvre du principe général qui consiste à lever progressivement toutes les interdictions frappant, jusque là, les transactions courantes,

- libéralisation des importations qui doit se conjuguer avec la suppression des obligations antérieures de financement;
- réduction du déficit du Trésor ;
- rationalisation des modalités d'accès au filet social ;
- poursuite du processus de libération des prix entamé depuis 1989 en réduisant, notamment, les subventions explicites et implicites (produits pétroliers, énergie et produits alimentaires) ;
- réduction du rythme de l'expansion monétaire ;
- ajustement significatif des taux d'intérêt appliqués au refinancement des banques, des taux de réescompte, d'intervention et sur les découverts.

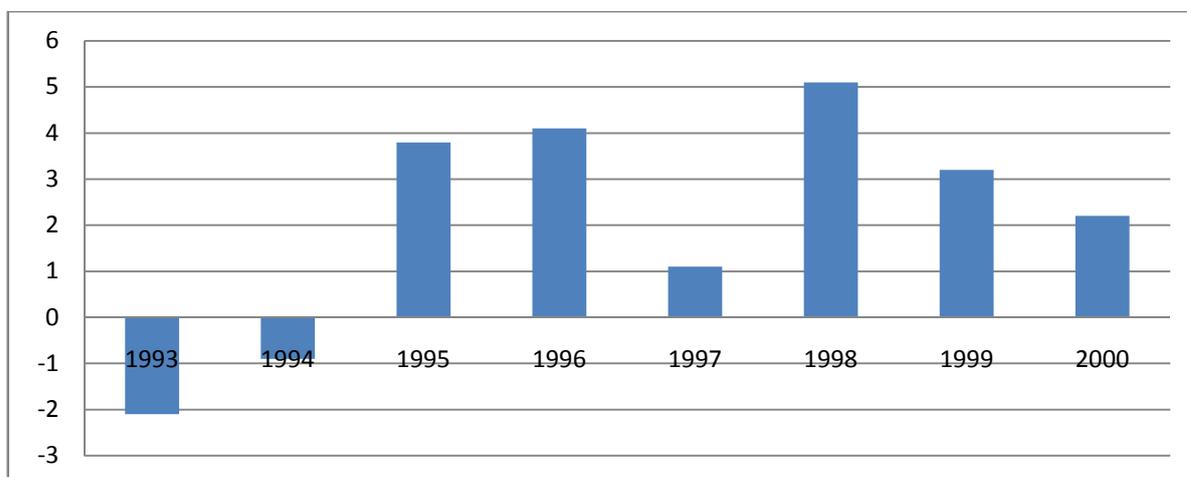
2.1. Les effets du plan d'ajustement structurel

Bien que le programme d'ajustement structurel ait eu des résultats performants sur le plan macro-financier (réduction des déficits, tendance à la baisse du taux d'inflation, reconstitution des réserves de change), paradoxalement, il a engendré des coûts sociaux (dégradation du pouvoir d'achat, chômage, pauvreté) et une dégradation du système productif hormis le secteur des hydrocarbures dépendant du prix du baril de pétrole.

2.1.1. Retour aux taux de croissance positifs

Les premiers signes positifs du taux de croissance sont apparus à partir de la deuxième moitié des années 1990, l'exception faite pour les années 1995 et 1996, où le taux de croissance de l'économie est redevenu positif selon le CNES, grâce notamment au facteur exogène qu'est la pluviométrie.

Graphique n°15 : Evolution du PIB en % (1993-2000)



Source : Elaboré par le chercheur, données de la Banque Mondiale (www.databank.worldbank.org).

Les résultats de l'application du (PAS) sont apparus évidents à partir de 1997. Le taux de croissance est passé de -2,1 % en 1993 à 1% en 1997 pour atteindre 5,1 % en 1998. Les autres années suivantes la croissance économique était tirée surtout par les recettes des hydrocarbures suite à l'augmentation du prix du pétrole en 1999.

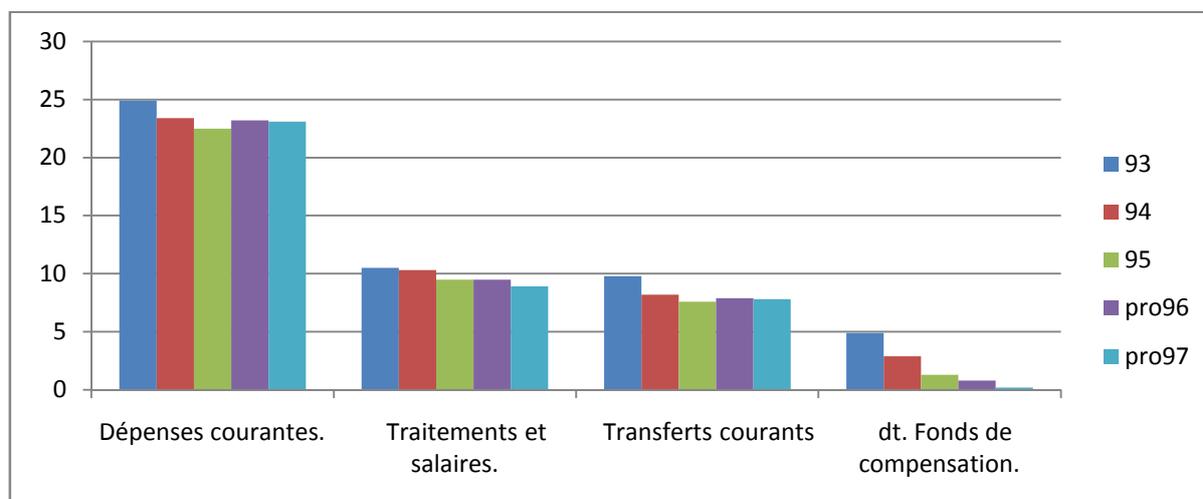
2.1.2. Réduction du budget

Les mesures prises dans le cadre de l'ajustement ont bien eu des résultats soutenus en matière de budget. Elles ont porté sur la réduction des dépenses de l'état en baissant celles de fonctionnement et l'investissement public, supprimant les subventions et du soutien aux prix des produits de large consommation, gelant des salaires et la compression des effectifs.

Selon des données tirées de l'enquête « ménages » du centre national d'études et d'analyses pour la population et le développement (CENEAP, 1998), le déficit budgétaire de l'Etat a gagné en terme courant 103,6 milliards de DA entre 1993 et 1997, passant de (-168,3) milliards de DA à (-64,7) milliards de DA respectivement. En terme constant, l'écart a été toujours à la hausse, puisque le solde budgétaire est passé de (-168,3) milliards de DA à (-30,7) milliards de DA, soit une baisse dans le déficit de 137,6 milliards de DA. Cette situation est induite principalement par une compression stricte des dépenses totales de l'Etat, qui est passé en termes réels de 503,9 milliards de DA à 450,6 milliards de DA entre 1993 et 1997.

Par ailleurs, une stagnation des dépenses courantes a été remarquée entre 1993 et 1997, leurs pourcentages du PIB tournaient autour d'une moyenne de 23,4 % (graphique n°16).

Graphique n°16 : Evolution des dépenses courantes (en pourcentage du PIB)



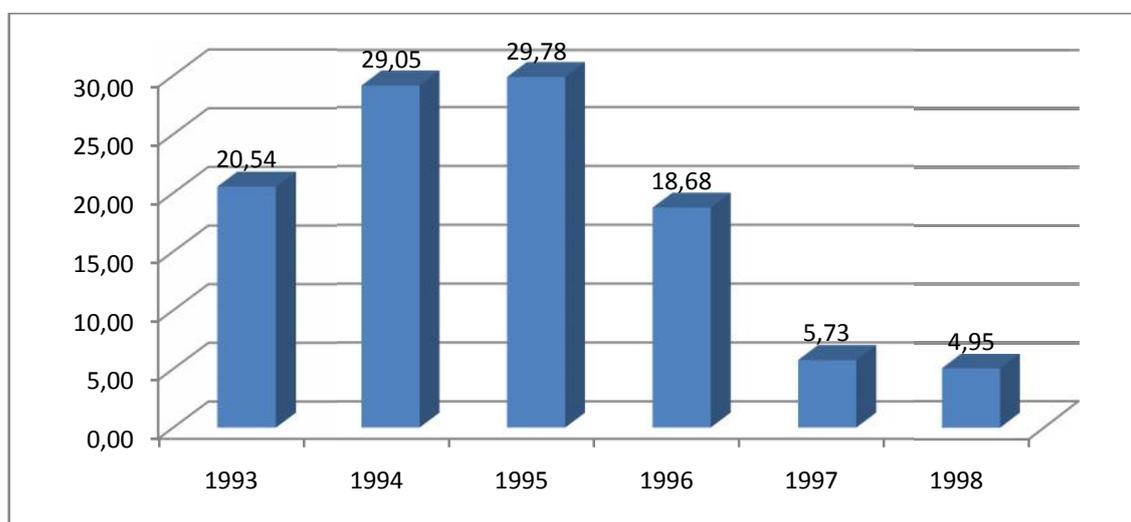
Source : Elaboré par le chercheur, données de la Banque Mondiale (www.databank.worldbank.org).

Dans le même contexte des restrictions budgétaires, le pourcentage en PIB des dépenses relatives aux traitements et salaires a baissé légèrement. Il est passé de 10,5% du PIB en 1993 à 8,9% en 1997, soit une chute de 1,6 point. Les transferts courants, eux aussi ont baissé en pourcentage du PIB. Ils sont passés de 9,8 % en 1993 à 7,8% en 1997.

2.1.3. Hausse des prix

En matière d'inflation, la performance ne semblait pas très importante puisque le taux réalisé était de 18,7 % en 1996, loin du taux programmé (10,5%). Mais, il a été considéré comme un succès en comparaison avec l'année 1995 qui a connu une inflation d'environ 29,7 % (graphique n°17).

Graphique n°17 : Evolution du taux d'inflation, prix à la consommation (1993-1998)

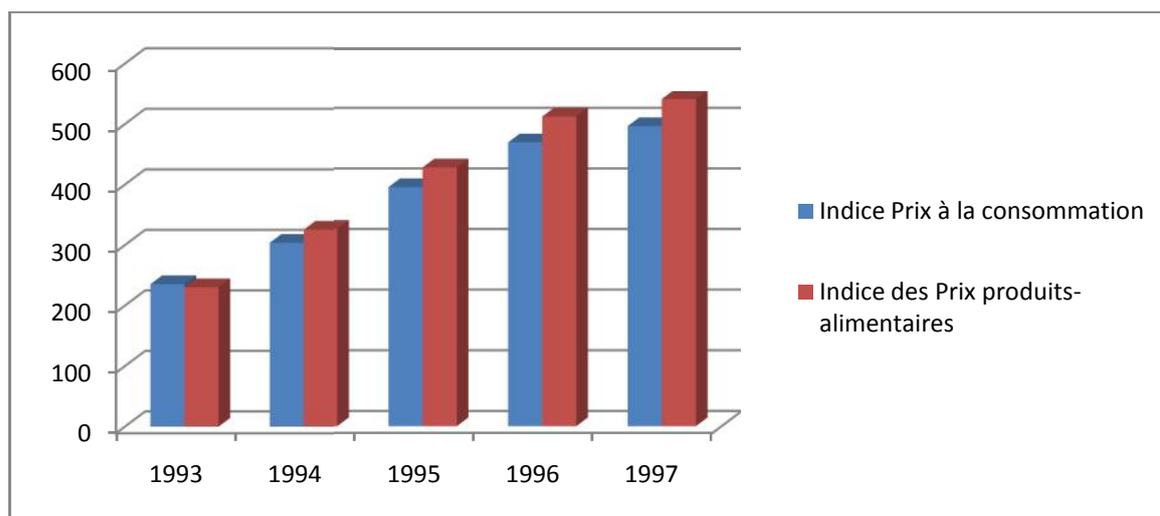


Source : Elaboré par le chercheur, données de la Banque Mondiale (www.databank.worldbank.org).

Le graphique ci-dessus montre que l'application de l'ajustement en matière de libéralisation des prix a induit une accélération de l'inflation qui ne s'est ralentie qu'à partir de 1996.

Par ailleurs, la suppression des subventions a engendré une augmentation accrue des prix, en particulier les prix à la consommation et les prix des produits alimentaires. En effet, l'indice général des prix a connu une évolution à la hausse très forte entre 1993 et 1997. Il est passé de 235,5 en 1993 à 494,9 en 1997 pour les prix à la consommation et de 230,4 à 539,7 pour les prix des produits alimentaires au cours de la même période (graphique n°18).

Graphique n°18 : Evolution des indices de prix 1993-1997



Source : Elaboré par le chercheur, données de la Banque Mondiale (www.databank.worldbank.org).

2.1.4. Augmentation lente des revenus

En général, le revenu brut des ménages, s'est accru entre 1993 et 1995. Il est passé de 805 milliards de DA en 1993 à 957,9 milliards de DA en 1994 puis à 1228,6 milliards de DA en 1995. Une autre augmentation a été remarquée en 1996 et 1997, en passant à 1531,5 milliards de DA soit (24,7%) et 1660,3 milliards de DA soit (8,4%) respectivement. Toutefois, cette augmentation est beaucoup plus, tirée par le poids des revenus des indépendants dont le taux de croissance moyen est de 26% entre 1993 et 1997), dépassant celles des rémunérations des salariés et les transferts dont les taux de croissance moyens tournaient aux alentours de 20% et 15,6% respectivement.

Tableau n°5: Evolution du revenu brut des ménages (1993-1997)

Année	Rémunération des salariés	%	Revenus des indépendants	%	Transferts	%	Revenu Brut des Ménages	%
1993	365,9	-	271,9	-	167,2		805	-
1994	429,2	17,3%	341,8	25,7%	186,9	11,8%	957,9	19,0%
1995	432	0,7%	458,4	34,1%	238,2	27,4%	1228,6	28,3%
1996	664,7	53,9%	619,4	35,1%	247,5	3,9%	1531,5	24,7%
1997	717,6	8,0%	674,4	8,9%	295,2	19,3%	1660,3	8,4%

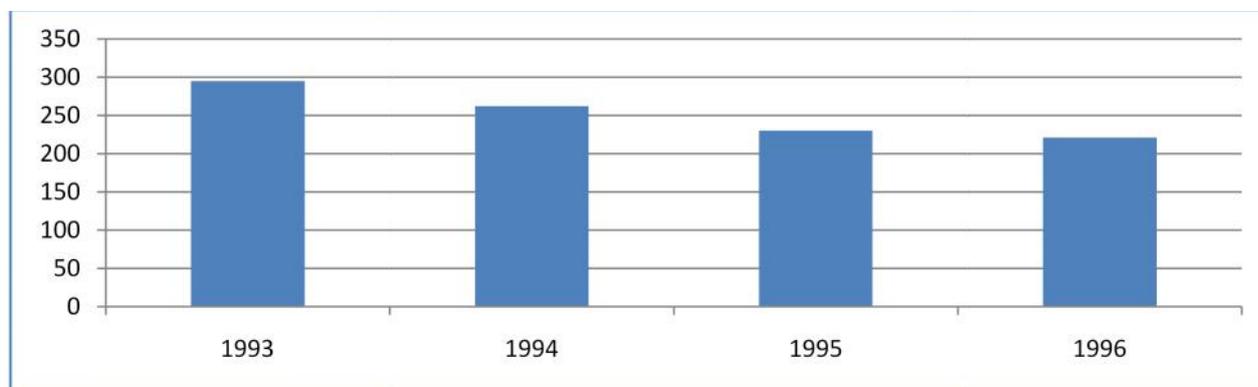
Source : ONS, inspection du travail, calculs de l'auteur

La lecture du tableau n°5 indique que la grande partie des revenus des ménages est constituée par les rémunérations des salariés et les revenus des indépendants. En effet, la part des revenus des indépendants a augmenté de 33,8% en 1993 à 40,6 % en 1997. Quoique, la baisse de la part

des rémunérations des salariés de 45,5 % en 1993 à 35,2 % en 1995 puis sa montée à 43,2 % en 1997 soit un peu moins de 2,3 points qu'en 1993, elles constituent la part dominante des revenus bruts des ménages dans toute cette période. Il est à signaler aussi que la part des transferts en l'occurrence les prestations de retraite, de sécurité sociale n'a pas dépassé 21% durant cette même période.

A cause de la hausse des prix, surtout ceux des biens à la consommation et l'augmentation lente des revenus salariaux, le pouvoir d'achat des salariés s'est détérioré manifestement. Il a enregistré selon le CNES (1998)²⁴ (-7%) en 1995 et (-3,5%) en 1996. En outre, la tendance du pouvoir d'achat des salariés dans la période (1993 -1996) traduite dans l'évolution de son indice montre un fléchissement prononcé de ce dernier. Il est passé de l'indice de 294,9 en 1993 à 262 en 1994, à 230,3 en 1995 et à 220,8 en 1996, soit une chute de 25 % entre 1993 et 1996 (Graphique n°19). Ce phénomène a affecté beaucoup plus le personnel d'exécution du fait que le pouvoir d'achat du personnel d'exécution a chuté de près de 30 % entre 1993 et 1996, tandis qu'il a affiché un fléchissement de l'ordre de 21,3 % et 22,7% pour les agents de maîtrise et les cadres respectivement (CNES, 1998).

Graphique n°19: Evolution des indices du pouvoir d'achat de l'ensemble des salariés (1993-1996)



Source : Calculs de l'auteur , données : l'ONS, inspection travail.

La lecture du graphique ci-dessus indique une tendance à la baisse du pouvoir d'achat de l'ensemble des salariés dans la période qui couvre l'application du programme d'ajustement structurel. Ceci explique, la détérioration du niveau de vie d'une large couche de la population (la population occupée) et l'appauvrissement des autres classes les plus vulnérables, en l'occurrence, celle qui est en chômage.

²⁴ cf. projet de rapport de conjoncture du second semestre 1997, 10 ème session, Avril 1998, p.64

2.2. Les effets économiques de l'ajustement par secteur

Les effets économiques de l'ajustement, seront examinés sur quatre volets à savoir le secteur de l'industrie, l'agriculture, le commerce extérieur et le secteur privé.

2.2.1. Le secteur industriel

L'application du programme d'ajustement a eu des retombées néfastes sur le secteur industriel. Les signes de cette dérive sont remarqués clairement dans la décroissance de la production, les niveaux bas des taux d'utilisation des capacités industrielles et l'étranglement financier affectant les entreprises dont plusieurs ont fini par être dissoutes.

En effet, la production industrielle a connu une baisse continue, durant la période de l'application du PAS. Ce fléchissement apparaît évident dans l'évolution décroissante de l'indice de la production industrielle entre 1994 et 1997 avec une petite augmentation en 1998 (tableau n°6).

Tableau n°6: Evolution de la production industrielle en %(1989 = base 100)

Désignation	1989	1994	1995	1996	1997	1998	89/98	97/94*
Indice général	100	88,4	87,6	81,5	78,5	81,6	-18,5	88,8
Indice hors hydrocarbures	100	84,2	82,9	74,1	69,3	73	-27,1	82,3

Source : Office National des Statistiques (ONS). * base 100=1994

Le tableau ci-dessus montre, une évolution à la baisse de la production industrielle. Elle a chuté de près de 7 points entre 1994 et 1996 passant de 88,4% à 81,5% respectivement et près de 10 points entre 1994 et 1997. Ceci, indique un déclin très important de la production surtout celles hors hydrocarbures, depuis la signature du premier accord de confirmation à la fin du programme d'ajustement structurel (1989-1998), et signale une crise intense dans le système productif (tableau n°7).

Tableau n°7 : Evolution des taux d'utilisation des capacités (TUC) des entreprises industrielles publiques par branche d'activité économique (B.A.E)

	Mines & Carrières	I.S.M.M.E	Mat.de. Const	Chimie	Agro-alimentaire	Textile	Cuir	Bois & Papiers	Ind. Manufacturières
1990	70,6	55	63	46,6	67,6	54,2	64,1	43,9	57,2
1994	54,7	38,7	66,3	42,8	62,7	53,8	45,4	31,2	48,5
1996	52,7	33,6	61,9	34,4	65	36,3	23,8	21,5	42,1

Source : ONS

Le tableau ci-dessus montre la diminution du taux d'utilisation des capacités de production dans l'ensemble des industries. La production du cuir a baissé de près de 19 points entre 1990 et 1994 et près de 22 points entre 1994 et 1996, passant de 64,1% à 45,4% puis à 23,8% respectivement. Dans l'industrie du bois et du papier, ce taux est passé de 43,9% en 1990, à 31,2% en 1994 et à 21,5% en 1996, soit une perte de près de 13 points et près de 10 points respectivement. Le textile n'a pas échappé à cette décroissance. Il a enregistré une chute de près de 18 points entre l'année du début de l'ajustement et la deuxième année de son application, passant de 53,8% à 36,3% entre 1994 et 1996.

Par ailleurs, selon le Ministère de l'industrie et de la restructuration en 1997 et suite à l'analyse de conjoncture du secteur industriel au cours de l'année 1996, le découvert des entreprises publiques a augmenté pour l'ensemble du secteur industriel. Il est passé d'un peu plus de 90 milliards de dinars en 1995 à plus de 113 milliards de dinars, à fin 1996.

Cette dérive peut être expliquée, par le cumul d'un important stock dans les entreprises découlant lui-même d'une faiblesse de la demande globale et la non compétitivité des produits sur le marché international. Afin d'assainir la situation de ces entreprises publiques, un dispositif a été mis en œuvre depuis 1996, tenant compte de leur situation financière, en transformant les découverts en crédit à moyen terme dans les entreprises structurellement viables et en restructurant physiquement les autres qui ne le sont pas.

Nonobstant, de nombreuses entreprises en difficulté ont fini par la dissolution suite à l'application rigoureuse du programme de l'ajustement. On a compté au total 815 entreprises dissoutes entre 1994 et le premier semestre de 1998, dont 679 entreprises publiques locales, 134 entreprises publiques économiques et 02 entreprises privés. Le secteur le plus touché par la

dissolution tout statut juridique confondu est le secteur de l'industrie avec 443 entreprises, vient ensuite, le secteur du BTPH avec 249 entreprises. Les services et l'agriculture sont moins touchés avec 98 et 25 entreprises, respectivement.

Tableau n°8 : Répartition des entreprises dissoutes par secteur d'activité et par statut juridique (au 30 Juin 1998)

secteurs	Agriculture	Industrie	BTPH	Services	Total
Entreprises publiques économiques	5	60	54	15	134
Entreprises publiques locales	18	383	195	83	679
Entreprises Privées	2	-	-	-	2
Total	25	443	249	98	815

Source : Inspection Générale du Travail.

Le tableau ci-dessus montre les points suivant :

- Depuis la mise en œuvre du programme d'ajustement structurel, la majorité des entreprises dissoutes étaient publiques locales avec 83,3%, tandis que les entreprises publiques économiques et les entreprises privées ne constituaient que 16,4% et 0,2% du total, respectivement.
- Plus de la moitié de ces entreprises étaient industrielles, soit 54,4% du total (30,6% se concentrent dans le secteur du BTPH, le reste dans le secteur des services avec 12% et l'agriculture avec 3,1%.

Outre, une compression massive des effectifs a été remarquée suite aux mesures dictées par l'ajustement. On a compté 212970 employés compressés à la fin du premier semestre 1998.

Tableau n°9: Bilan des effectifs compressés par secteur d'activité (au premier semestre 1998).

secteurs	E.P.E	E.P.L	Entreprises Privées	Total
Agriculture	2205	1234	370	3819
BTPH	76514	51557	195	128266
Services	19345	24522	150	44017
Industrie	30235	6310	323	36868
Total	128299	83623	1038	212970

Source : Inspection Générale du Travail.

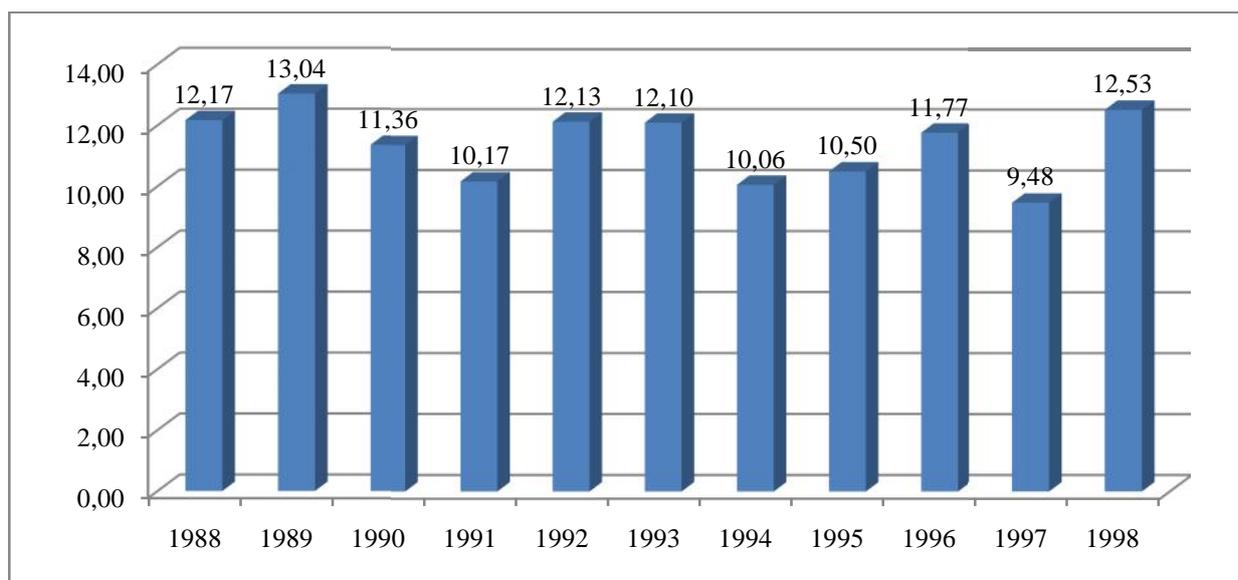
Le tableau n°9 affiche que 128299 employés ont été compressés dans les entreprises publiques économiques (EPE), soit 60,2% du total. Les entreprises publiques locales et malgré leurs nombre important qui les place dans le premier rang des entreprises dissoutes, elles ne comptent que 83623 salariés compressés soit près de 41% du total. Toutefois, les effectifs compressés dans les entreprises privés ne dépassent guère 0,5% de ce total.

La répartition de ces effectifs par secteur économique, fait apparaître que, le BTPH est le plus touché par la compression avec 128266 employés soit 60,2%, suivi du secteur des services avec 44017 soit 20,7%, l'industrie de 36868 soit 17,3%, et l'agriculture de 3819 soit près de 2%.

2.2.2. Le secteur agricole

Les résultats des réformes du secteur agricole étaient un peu médiocres, malgré que les premières tentatives de réformes de ce secteur étaient intervenues bien, dans les années 80 (libéralisation des prix de vente des produits agricoles en 1982, privatisation d'un nombre important des fermes englobant près de la moitié des terres agricoles utiles du pays en 1988). En effet, la valeur ajoutée, en proportion du PIB, n'a presque pas changé en plus de dix ans. Elle a enregistré 12,7 % en 1988 et 12,53 % en 1998. A noter que selon la Banque Mondiale, le taux le plus faible a été affiché en 1997, soit 9,48 % et le plus élevé en 1989 soit 13,04% (tableau n°20).

Graphique n°20 : Evolution de la valeur ajoutée de l'agriculture en % du PIB (1989-1998)



Source : Elaboré par le chercheur, données de la Banque Mondiale (www.databank.worldbank.org).

Toutefois, la production agricole n'a pas été satisfaisante (tableau n°10), puisque, les importations alimentaires n'ont pas été réduites. En effet, la part des importations agricoles, qui était de 25,5% en 1985, est passée à 30%, en 1995, à 29,3% en 1997 et à 28 %, durant le 1^{er} semestre 1998.

Tableau n° 10 : La production des produits agricoles (1989-1998) en Algérie

Année	1989	1990	1991	1992	1993
Production des céréales	2006130	1627035	3809857	3330472	1453664
Production des fruits et légumes	2996604	2543406	3159469	3425520	3652724
Année	1994	1995	1996	1997	1998
Production des céréales	965000	2140047	4902105	870017	3025905
Pr production des fruits et légumes	3432151	3702383	3720702	3584744	3922531

Source : SESRIC, 2010.

Le tableau ci-dessus montre que la production céréalière a diminué de 7 % entre 1989 et 1994 et s'est multiplié par trois fois entre 1994 et 1998. Les fruits et légumes ont aussi augmenté de 14% en cette dernière période, malgré une diminution de 6 % en 1994 et de 3,6 % en 1997.

2.2.3. Le commerce extérieur

Les effets des réformes sur l'ouverture économique étaient soutenues par l'application de la loi sur la monnaie et le crédit d'avril 1990 et la levée progressive du monopole de l'Etat sur les importations, qui a débuté à partir de juillet 1988 par l'introduction du système budgets-devises annuels et l'annulation du système des autorisations globales d'importation.

Cette démarche a ouvert le marché algérien aux opérateurs privés nationaux et aux étrangers sous forme de concession et aux opérations imports- exports. Ainsi, elle a permis le développement rapide d'opérateurs privés dans l'importation de biens, on cite à ce titre, les biens de consommation, les biens intermédiaires et de pièces détachées, surtout après l'accès du secteur privé aux devises.

Néanmoins, les pertes de change et le rétrécissement du marché intérieur ont découragé les opérateurs algériens à investir, d'où ils ont été guidés vers le secteur du commerce du fait que, la rentabilité dans ce secteur était jugée sûre et le risque de perte minime. A la fin de 1995, la direction générale des douanes a compté 760 intervenants dans les opérations de commerce

extérieur (702 opérateurs privés et 58 autres publics) pour un montant de 3885 millions dollars. Ils se concentraient en majorité dans le commerce des produits alimentaires.

2.2.4. Le secteur privé

Les premières intentions de réhabilitation du secteur privé, étaient apparues au cours des années 1980 et se matérialisèrent par la promulgation de deux nouveaux codes d'investissement. Le premier code en 1982, indiquait l'obligation d'avoir un agrément d'investissement dans ce secteur, et au moyen d'une simple déclaration dans le deuxième code en 1988.

Une importance particulière a été donnée à ce secteur à partir de 1990 par l'ouverture des opérations de commerce extérieur aux privés. Un troisième code d'investissement a vu le jour, en 1993, et a apporté des procédures bénéfiques à ce secteur. Il a accordé aux investisseurs privés des avantages intéressants allant jusqu'aux exonérations fiscales et des bonifications pour les taux de crédits. Dans ce cadre, les projets d'investissements formulés entre novembre 1993 et décembre 1995 était au nombre de 1528 pour un montant supérieur à 333 milliards de dinars [APSI,1996]. Néanmoins et malgré les mesures prises en faveur de ce secteur, il ne s'est pas véritablement développé dans l'industrie, puisqu'il a chuté de 05 point dans la production industrielle hors hydrocarbures entre 1989 et 1994, passant de 26% à 15% respectivement.

Cependant, la mise en œuvre réelle des privatisations est annoncée en août 1995. Elle concernait les entreprises publiques, notamment celles qui étaient en déstructuration financière avancées. Au départ, le programme est supposé concerner 1200 petites unités et 50 EPE plus grandes dans le tourisme, les grandes surfaces, le textile, la maroquinerie, les transports de voyageurs et le bâtiment [Andreff, 2009]. En juin 1998, selon l'inspection générale du travail, des opérations de privatisation ont abouti à la dissolution de 815 entreprises dont 679 EPL (entreprises publiques locales), 134 EPE (entreprises publiques économiques) et deux (02) entreprises privées. L'analyse par secteur d'activité relève que la dissolution a surtout concerné le secteur de l'industrie avec 443 entreprises, le secteur du BTPH avec 249 unités, les services avec 98 et l'agriculture avec 25.

Section III : L'économie Algérienne et le processus des réformes (1999-2009)

Après une période de stabilisation macroéconomique suite, aux réformes établies dans le cadre de l'application du plan d'ajustement structurel (1994-1998) , l'Algérie s'est engagée

dans le soutien et la continuation des réformes, notamment celles relatives à la restructuration des entreprises publiques, l'assainissement des banques , la libération du secteur des hydrocarbures et l'ouverture commerciale en essayant d'attirer l'investissement direct étranger et l'intégration dans l'économie mondiale ainsi que la promotion du système productif notamment ce du secteur privé .

Dans ce contexte, on a inscrit les réformes suivantes :

- dans le cadre de la réforme budgétaire, une nouvelle approche sur le système du budget a été mise en œuvre à travers les lois de finance qui se basent sur le système de budget des résultats au lieu du budget des moyens ;
- dans le domaine de la fiscalité et afin de faciliter la relation entre les services fiscaux et le contribuable et dans le contexte d'un bon recouvrement, une réforme organisationnelle a été mise en place, créant des organismes spécialisés, selon chaque type de clients (la direction des grandes entreprises (DGE), le centre des impôts (CDI) pour la relation avec les PME et les professions libérales , le centre de proximité des impôts (CPI) pour les contribuables au forfait).

Dans le cadre de la poursuite des réformes, une attention particulière a été donnée par les pouvoirs publics à la recapitalisation des banques publiques et à ses relations financières avec les entreprises, notamment celles relatives aux procédures d'octroi de crédits et l'accès au capital privé. Dans le même contexte, les réformes ont porté sur la modernisation des systèmes de paiement et l'amélioration de la gestion du risque.

1. La reprise de la croissance économique

Afin de maintenir sa situation stable et favorable de ses grands agrégats macroéconomiques et lever les tensions sociales douloureuses plus particulièrement, l'Algérie a tenté de redynamiser la croissance, par la mise en œuvre en 2001 d'un programme de soutien à la relance économique (PSRE) s'étalant jusqu'en 2004 . Le montant global de la réalisation de ce programme englobe 525 milliards de DA, soit l'équivalent d' à peu près 7 milliards USD, destiné principalement à la relance des activités de base de l'état, telle la mise à niveau des infrastructures, le soutien de l'agriculture et le développement rural.

En effet, la répartition des fonds sur terrain de réalisation indique que la grande part a été destinée aux travaux publics avec 2753 millions de dollars soit 40% du total, vient en second lieu les activités économiques qui concernent le développement rural avec 1492 millions de dollars

soit près de 22% du total. Le montant consacré au soutien du secteur de l'agriculture et pêches et l'appui des réformes notamment, la recapitalisation des banques publiques, s'élève à 854 millions de dollars soit 12% du total et 588 millions de dollars soit 9% du total respectivement.

**Tableau n°11 : Répartition des fonds du plan de soutien a la relance économique (en %)
(2001-2004)**

	2001	2002	2003	2004	Total
Soutien des reformes (notamment recapitalisation des banques publiques)	15	8	-	-	9
Soutien a l'agriculture et pêche	5	11	20	59	12
développement local	16	23	32	15	22
Travaux publics	45	42	33	10	40
développement des ressources humaines	19	16	15	17	17
Pourcentage du PIB	4,70	4,00	2,20	0,40	

Source : tableau construit par l'auteur à partir des données du PSRE.

La lecture du tableau n°11 relève les points suivants :

- les montants importants ont été épuisés dans les deux premières années du plan, soit près de 75% du montant global. Ils ont constitué 39,1% en 2001 et 35,4% en 2002. Leurs parts en pourcentage du PIB ont constitué 4,7% et 4% successivement, tandis que le reste du montant global qui s'élève à 1748 millions de dollars a été consommé en 2003 et 2004, soit 2,2% et 0,4% du PIB respectivement ;
- une attention particulière a été accordée au secteur de l'agriculture et de la pêche, perceptible par l'augmentation de la part du montant destiné au soutien de ce secteur d'année en année, au cours de la période qui couvre le plan .Il est passé de 5% du montant global consacré à l'année 2001 à 11% en 2002 à 20% en 2003 et à 59% en 2004.

Malgré les inquiétudes découlant des conséquences de cette expansion des dépenses budgétaires sur l'augmentation du taux d'inflation, ce programme a permis plus au moins de tirer la croissance par la stimulation de l'investissement, surtout dans le secteur du bâtiment et travaux publics.

A noter que les pouvoirs publics ont lancé un autre programme complémentaire de soutien à la croissance entre l'année 2005 et 2009 à coté, d'autres programmes spéciaux destinés au développement des régions « du Sud » et des « Hauts plateaux » surtout en matière d'infrastructures .

2. L'intégration dans l'économie mondiale: l'accord d'association avec l'Union Européenne

Afin de s'intégrer dans l'économie mondiale, l'Algérie a donné une priorité sérieuse à la conclusion d'un accord d'association avec l'Union Européenne (UE) et l'adhésion à l'Organisation Mondiale du Commerce (OMC). Concernant l'accord, il a été parafé le 19 décembre 2001, signé le 22 avril 2002, lors du sommet euro-méditerranéen de Valence en Espagne et mis en œuvre le 1er septembre 2005. Il en est résulté un démantèlement tarifaire dégressif sur 12 ans sur les échanges extérieurs. L'exonération des tarifs a touché en premier temps plus de 2.000 produits agricoles de large consommation en provenance des pays de l'UE. Une autre série étendue de produits industriels importés de l'UE a connu une diminution des droits de douane et taxes applicables à leur introduction sur le territoire national à partir du 1er septembre 2007.

L'impact de cet accord sur l'économie algérienne est résumé dans les avantages et les coûts selon un rapport du FMI en 2006²⁵ comme suit :

- création d'une zone de libre-échange entre l'Algérie et l'UE qui stimule les échanges commerciaux et améliore par la suite le bien-être du consommateur et les producteurs qui utilisent les intrants importés tandis que les producteurs concurrents concourent un risque de grandes pertes du fait de la contrainte de la compétitivité.
- augmentation de l'investissement direct étranger (IDE) du fait des coûts relativement faibles de la main-d'œuvre algérienne par rapport à celle de l'Europe et les réformes qui ont été suivi surtout en ce qui concerne la libération du secteur de l'énergie
- accroissement de gains de productivité et d'efficacité dans les entreprises du fait de la concurrence entre les producteurs qui chercheront à maximiser leurs profits tout en essayant de satisfaire les préférences du consommateur par l'utilisation appropriée des ressources.

A contrario, cet accord enregistrera des pertes de ressources douanières qui passeront de 0,1 % du PIB en 2005 à environ à 2 % du PIB en 2017 d'un côté, et la restructuration industrielle de quelques entreprises en raison de la levée de la protection concernant leurs produits, et la fermeture d'autres non compétitives causant la perte d'emploi et augmentant la population en chômage, d'un autre côté.

²⁵ Rapport du FMI No. 06/101, 2006, « Algérie : Questions choisies ».

3. La reconfiguration du système productif et la promotion des PME

Après le PAS, le système productif public en Algérie a été reconfiguré par la mise en œuvre du processus de privatisation juste après la promulgation de l'ordonnance de 2001. Cette reconfiguration porte sur 1337 entreprises dont 75% sont affiliées aux sociétés de gestion de participation. Les entreprises affiliées aux SGP sont toutes éligibles à la privatisation. Toutefois, 381 seulement des entreprises publiques économiques sont considérées comme viables alors que 611 connaissent des difficultés tant financières qu'organisationnelles [KASMI, 2008].

Par ailleurs, des réformes ont touché le système productif, se focalisant sur la promotion et le développement des petites et moyennes entreprises (PME) à cause de leurs rôles importants dans la constitution de la valeur ajoutée et le PIB, la stimulation de la croissance et la création d'emploi et la lutte contre le chômage.

A cet égard, les pouvoirs publics ont mis en place des programmes d'appui au profit de ces entreprises dont l'objectif était de les mettre à niveau et d'améliorer leur compétitivité. La nouveauté dans le cadre réglementaire et institutionnel a affecté plusieurs domaines, en l'occurrence, les financements, l'intermédiation des banques, le code d'investissement, le foncier, les politiques de concurrence. Le plan d'action de ces programmes concerne :

- le renforcement de la gestion au sein des PME par la formation, l'expertise et la disponibilité de l'information ;
- la création des institutions financières auxiliaires qui assistent ces PME dans leur parcours d'existence ;
- la création d'un climat favorable pour son développement, sa promotion et son expansion, afin d'augmenter sa contribution à la croissance économique et la création de l'emploi.

Dans ce sens, trois programmes sont mis en œuvre en cette période, à savoir le programme national de l'amélioration de la compétitivité industrielle, le programme (MEDA) et le programme national de mise à niveau de la PME.

4. La consolidation des équilibres macroéconomiques

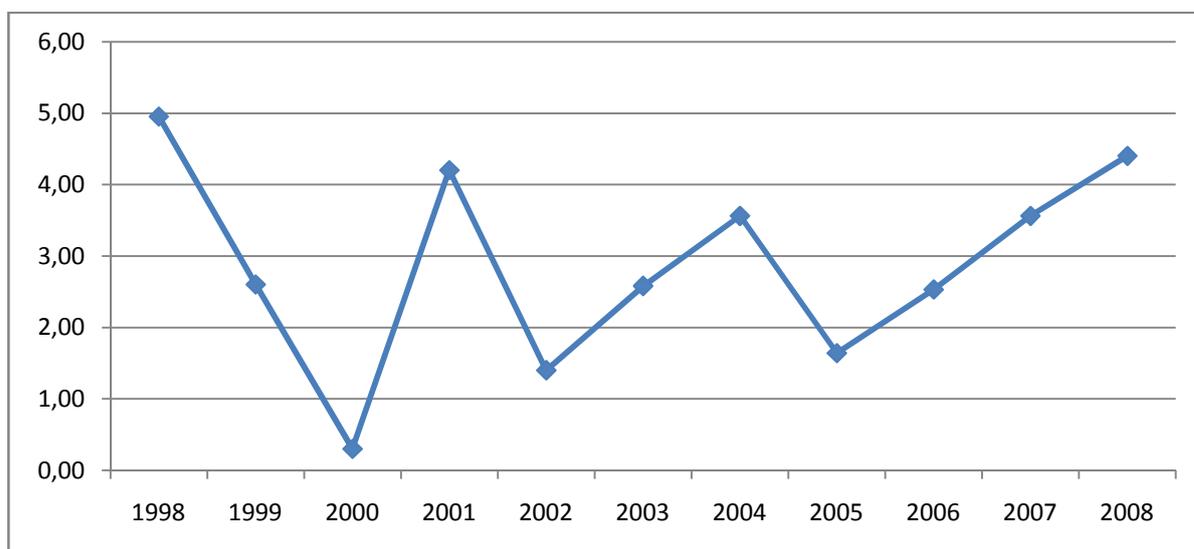
Une amélioration constante et soutenue a été remarquée dans la stabilisation des équilibres macroéconomiques, grâce aux réformes engagées par les pouvoirs publics. Le taux de croissance du PIB global est passé au cours de la période couvrant le PSRE de 2,7% en 2001 à 4,7% en

2002 puis 6,9% en 2003 pour atteindre 5,2 % en 2004. Ces niveaux de croissance jugés satisfaisants ont coïncidé avec l'augmentation des recettes des hydrocarbures depuis 1999.

En 2005 la croissance du PIB global a affiché un taux similaire à celui de 2004, soit 5,2 %, pour décliner à 2% en 2006 et remonter à 4,6% en 2007. Cette fluctuation est due principalement à la chute du prix du baril de pétrole.

La politique de relance économique adoptée par l'état dans les programmes de croissance (2001-2004) et (2005-2009) a engendré des flottements plus ou moins modérés de l'inflation. Celui-ci est passé de 2,6% en 1999 à 0,3% en 2000 pour atteindre 4,2% en 2001, 1,4% en 2002 et 3,6% en 2004. En 2008, il a enregistré 4,4% affichant une augmentation continue depuis 2005 (graphique n°21).

Graphique n°21 : Evolution du taux annuel de l'inflation (1998-2008)



Source : Elaboré par le chercheur, données banque mondiale, 2011

Le graphique ci-dessus montre les fluctuations du taux annuel d'inflation juste après la période qui couvre le PAS. Le taux moyen durant toute la période (1999-2008) est de 2,6 %.

Comparativement à l'inflation mondiale en 2008, le taux d'inflation en Algérie a été circonscrit dans des limites considérées comme acceptables par les institutions financières internationales

Conclusion

A partir des années 80, l'économie algérienne a évolué dans un contexte marqué par la mise en œuvre de réformes strictes et rigoureuses, notamment dans le cadre du programme d'ajustement structurel (PAS) (94-97) mené avec la collaboration du FMI et la banque mondiale. Ces réformes ont permis principalement de promouvoir le secteur privé, libéraliser le commerce, lever certaines contraintes pesant sur le secteur agricole, engager les entreprises publiques sur la voie de la privatisation, jeter les bases d'un nouveau système financier et adapter la législation du travail (OIT, 2003).

Malgré l'instauration des règles de l'économie de marché et le rétablissement des grands équilibres macroéconomiques, l'application de ces réformes a causé un dysfonctionnement complexe du marché du travail qui s'est traduit par une crise d'emploi sans précédent et une aggravation du taux chômage atteignant son point culminant.

Le raffermissement des cours des hydrocarbures à un niveau élevé depuis 1999 s'est traduit par d'énormes excédents courants, une hausse rapide des réserves de change, la chute de la dette extérieure et de gros excédents budgétaires. Ceci a permis de lancer le Programme de Soutien et de Relance Economique (PSRE) et le Programme National de Développement de l'Agriculture (PNDA) à travers des programmes d'investissements publics visant à répondre aux besoins pressants d'infrastructures et de services sociaux.

Chapitre III

" Les déterminants du marché du travail en Algérie : analyse quantitative "

Introduction :

Au cours des dernières décennies, la population algérienne a connu une décélération de son rythme de croissance (passant de 3,2% en 1980 à 1,6% en 2010). Cette tendance démographique a sans doute, affecté l'évolution de la population active et la configuration du marché de travail lequel a connu une transformation importante dans sa structure selon l'âge, le genre, le milieu, le niveau de qualification, le secteur d'activité et le statut juridique.

D'autre part, l'insuffisance de l'offre d'emploi aggravée par une demande additionnelle de plus en plus importante (une moyenne de 250 000 par an) a engendré une forte pression sur le marché de l'emploi.

Dans ce contexte, on présentera dans ce chapitre, une analyse descriptive des caractéristiques majeures du marché du travail en Algérie. On s'intéressera dans la première section à l'évolution de l'emploi et le chômage depuis l'Indépendance à ce jour, ensuite on arborera les déterminants de l'offre du travail et la demande de travail pour terminer avec une présentation de la structure du chômage.

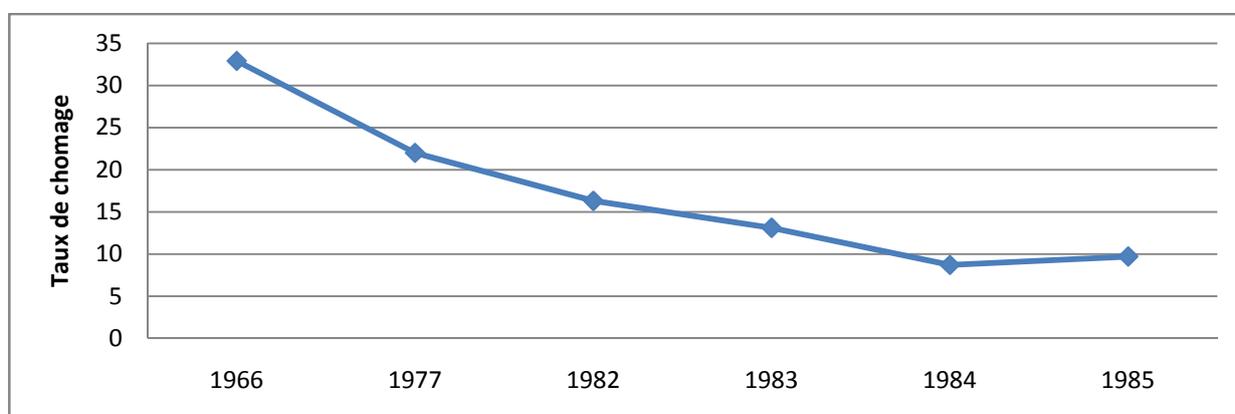
Section I : Evolution de l'emploi et du chômage en Algérie

Nous proposons dans cette section une lecture historique de l'évolution de l'emploi et du chômage en Algérie à partir de l'indépendance. Trois périodes distinctes peuvent être construites : une première période commençant au milieu des années 1960 et s'étend jusqu'au milieu des années 1980, caractérisée par un processus de développement important, basé surtout sur les ressources tirées des hydrocarbures et un chômage enregistrant des taux les plus bas ; la deuxième période débute précisément en 1986 et se termine en 1998, marquée par une dégradation totale du marché du travail et une montée continue du chômage ; et enfin la troisième période observée à partir de 1999 couvrant la phase d'après le plan d'ajustement structurel distinguée par le retour à l'emploi et la baisse du chômage.

1. L'emploi et le chômage avant 1986

La stratégie d'industrialisation, menée par l'Algérie avant dès les années 1960- 70 a contribué manifestement à une importante croissance de l'emploi résultant une baisse continue du taux de chômage (tableau n°22). En moyenne, la croissance de l'emploi a été de 4,4 % par an - soit 100.000 nouveaux postes de travail, entre la fin des années soixante et la fin de la décennie soixante-dix [Boufenik, 2003]. La création nette d'emploi hors agriculture, durant la période 1966-1985, peut être évaluée à deux millions d'unités [Musette et Hammouda, 1998]. En effet, l'emploi hors agriculture est passé de 730 000 en 1966 à 1 309 000 en 1973 puis à 1 725 000 en 1977 - ce qui représente en 1977, 45 % de la population active hors agriculture (population estimée à 3 740 000 personnes).

Graphique n°22 : Evolution du taux de chômage (1966-1985)



Source : Elaboré par le chercheur, données ONS (rétrospective 1970-1996)

Par secteur d'activité (tableau n°12), l'emploi dans l'industrie a doublé de 1973 à 1985, passant de 245 000 à 536 000 [ONS, 1999] et il s'est multiplié par trois fois dans le secteur des bâtiments et les travaux publics, passant de 190 000 emplois à 661000 emplois.

Tableau n°12: Situation de l'emploi par secteur d'activité (hors agriculture) en milliers (1973 - 1985)

Secteur d'activité	1973	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
Industrie	245	375	401	431	458	468	475	495	536
BTP	190	399	437	468	504	552	617	665	661
Transports	85	120	130	142	148	152	160	166	169
commerces et services	355	430	470	487	507	541	568	594	612
Administration	434	565	615	660	705	752	797	845	900
	1309	1889	2053	2188	2322	2465	2617	2765	2878

Source : ONS -rétrospective 1970-1996

Au cours de la première moitié des années quatre-vingts, et malgré un ralentissement du taux d'investissement (33% contre 40 à 45% en moyenne au cours des années 1970), il a été créé selon le CNES 140 000 emplois environ par an. Cette évolution a entraîné une baisse significative et régulière du taux de chômage. Il est passé de 32,9% en 1966 à 22% en 1977 puis à 16,3 % et 13,1 % en 1982 et 1983. Cependant, il est passé à 9,7% en 1985, suivant l'enquête Main d'œuvre (M.O.D) [ONS, 1999].

La politique de création massive d'emplois dans le secteur public, en dehors de son effet très positif dans le recul du taux de chômage, s'est également traduite par une augmentation de la proportion des salariés permanents. Leur pourcentage représentait approximativement le tiers de l'emploi en 1966, et constituait 72,2% en 1977 [R.G.P.H, 1977]²⁶.

L'augmentation des recettes des hydrocarbures à partir de 1973 a entraîné un accroissement sensible du pouvoir d'achat moyen des salariés, estimé à 42 % entre 1969 et 1980. Ceci a ouvert un large marché intérieur et dynamiser le marché du travail. C'est en effet, au cours de cette

²⁶ R.G.P.H, 1977, Répartition de la population occupée selon la branche d'activité économique.

période, que l'émigration s'est arrêtée et que, pour longtemps, la structure de la population active s'est marquée par un contenu social et culturel nouveau, induit par les politiques de scolarisation massive et de médecine gratuite [CNES, 2002].

Selon le CNES (2002), le rythme accéléré de créations d'emplois a permis de faire reculer le taux de chômage de plus de dix points en dix années, malgré le maintien d'un fort taux de croissance démographique (3% par an environ) et d'un accroissement de la population active de 5% par an. Cette réduction sensible du taux de chômage s'est effectuée dans un contexte marqué par la prédominance du secteur public dans la création d'emplois, le rôle important joué par l'industrie et l'émergence de l'emploi féminin et l'emploi qualifié [A.Djamal, 2000].

Dans le début des années 1980, le rythme de croissance de l'emploi public a poursuivi sa tendance, passant de 71 % à 74 % entre 1980 et 1984 [Kharfi, 1991], et ce pour les raisons suivantes :

le volume important des “ restes à réaliser ” des programmes antérieurs continuait à agir sur la croissance de l'emploi, permettant la création de 140 000 emplois nouveaux par an, soit un accroissement annuel moyen de l'ordre de 4,2%. En premier lieu, l'administration et les BTP, avec un pourcentage positif de 33% pour chacun de ces deux secteurs, suivis par le secteur des services, avec 24%. Concernant le secteur industriel, il a participé avec un pourcentage inférieur à 12%, tandis que le secteur agricole a continué sa stagnation à celle observée antérieurement ;

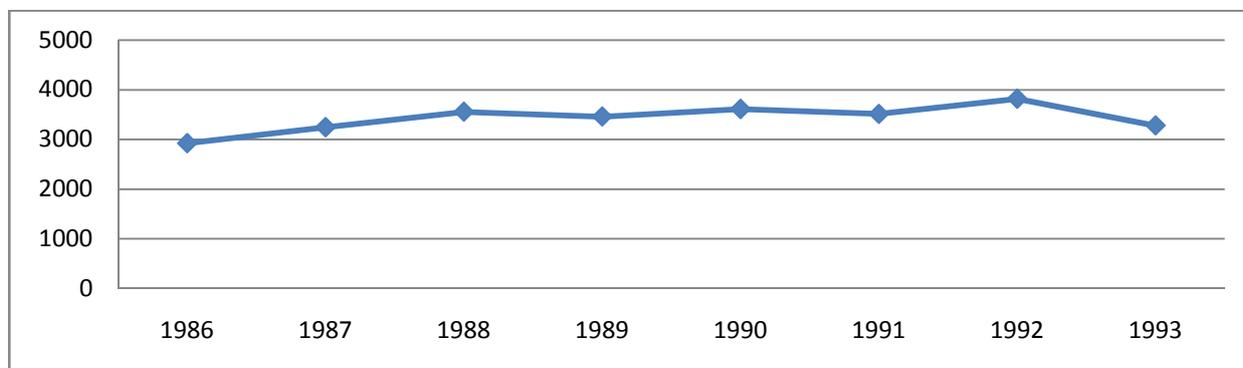
- la très forte augmentation des prix des hydrocarbures au début des années 1980 a masqué les effets de ce ralentissement.

2. L'emploi et le chômage de 1986 à 2000

Partant de la seconde moitié de la décennie 1980, qui correspondait au second plan quinquennal (1985-1989), la chute sévère des ressources financières externes dues au choc pétrolier de 1986 a eu des retombées négatives sur l'économie [Bahloul, Hamel, 1992]. Elle a entraîné une dégradation progressive de l'ensemble des indicateurs économiques du pays. La baisse de l'investissement s'est traduite par un taux de croissance très faible, inférieur à 1% et le taux d'accroissement de l'emploi qui était au dessus de 4 % est tombé à 1,9 %, soit la création de 75000 emplois nouveaux par an. Ce taux a continué sa descente pour atteindre 1,2 % à la fin de

la première moitié de la décennie 90 (graphique n°23). Cette tendance a affecté la totalité des secteurs, hormis l'agriculture.

Graphique n°23 : Evolution de l'emploi (1986-1993)



Source : Elaboré par le chercheur, Site web de l'ONS, 2010 (www.ons.dz).

Le secteur de l'industrie et celui des BTP créateurs d'emploi au cours de la période précédente ont enregistré des pertes d'emploi, ouvrant les portes à l'administration, aux services et à l'agriculture enregistrant un accroissement de nouveaux travailleurs durant cette période de l'ordre de 3 %, 2 % et 0,6 % respectivement. C'est également au cours de cette période que les premiers débats sur les sureffectifs des entreprises ont été abordés et les premières mesures de compression d'effectifs ont été entamées.²⁷ En effet, entre 1985 et 1987, il y a eu au minimum 90 000 emplois perdus, soit la moitié des emplois créés en deux ans (85/86) [Musette et Hammouda, 1998] et 150 000 autres en 1990 par rapport à l'année 1989. Selon des données de l'ONS, la population active occupée est passée de 4 432 000 emplois à 4 283 000 emplois et le taux de chômage qui était à l'ordre de 19,7 % en 1990 a atteint 21,2 % en 1991 pour atteindre 23,15 % en 1993. Dans l'ensemble, la situation de l'emploi qui coïncidait d'une part avec la mise en œuvre du programme d'ajustement structurel et la transition de vers l'économie de marché, d'autre part se caractérisait par une accentuation des tendances observées vers la fin des années 1980 [Medjkoune, 1998]. Ces tendances selon le CNES, confirmaient l'installation d'une sévère récession économique, qui se manifestait par une baisse des créations d'emplois dans le secteur public marchand, la prédominance de l'administration et des services dans les emplois créés, l'accroissement du secteur informel estimé à la fin 1992 à près d'un million de personnes, soit

²⁷Les compressions d'effectifs ont commencé avec la circulaire Présidentielle n°47(Avril 1986):elle incite à prendre toutes les précautions et faire tous les efforts pour faire face au retombées de la crise pétrolière ainsi de prendre davantage de rigueur dans la gestion.

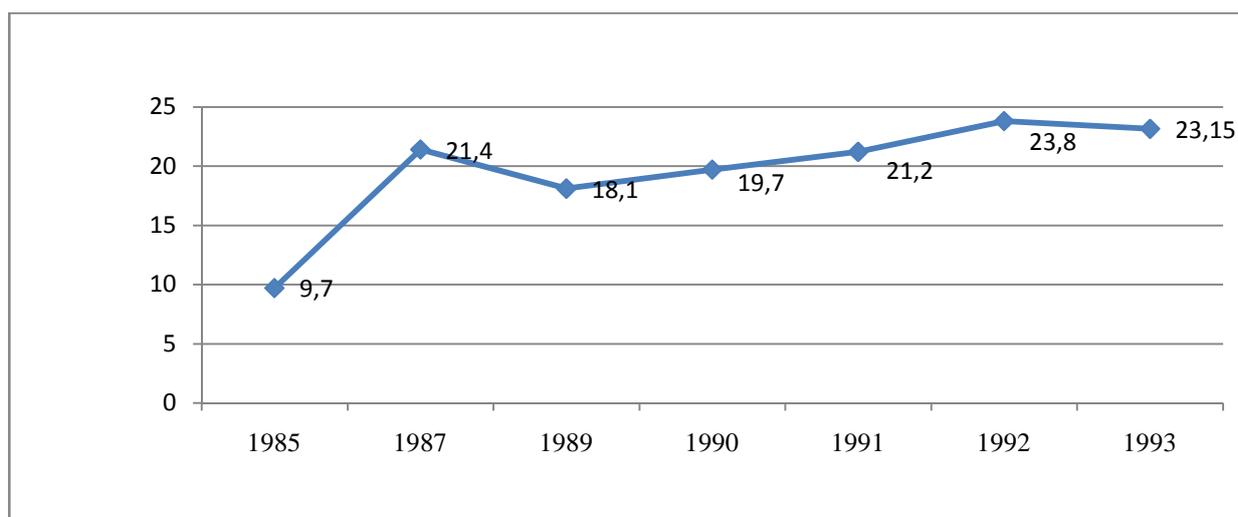
plus de 17 % de la population active (hors agriculture) ainsi que l'extension du chômage, qui affectait également les universitaires.

Tableau 13: Situation de l'emploi par secteur d'activité (Hors Agriculture) en milliers 1986-1993.

Secteur d'activité	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
Industrie	537	654	621	602	670	615	782	532
BTP	657	658	820	717	683	588	613	659
Transport	169	215	256	230	252	257	252	ND
Commerces et services	618	534	651	600	686	744	810	876
Administration	940	1183	1207	1309	1318	1307	1360	1211
Total	2921	3244	3555	3458	3609	3511	3817	3278

Source: ONS, rétrospective (1970-1996)

Graphique n°24 : Evolution du taux de chômage 1985-1993.



Source: Elaboré par le chercheur, Site web de l'ONS, 2010 (www.ons.dz)

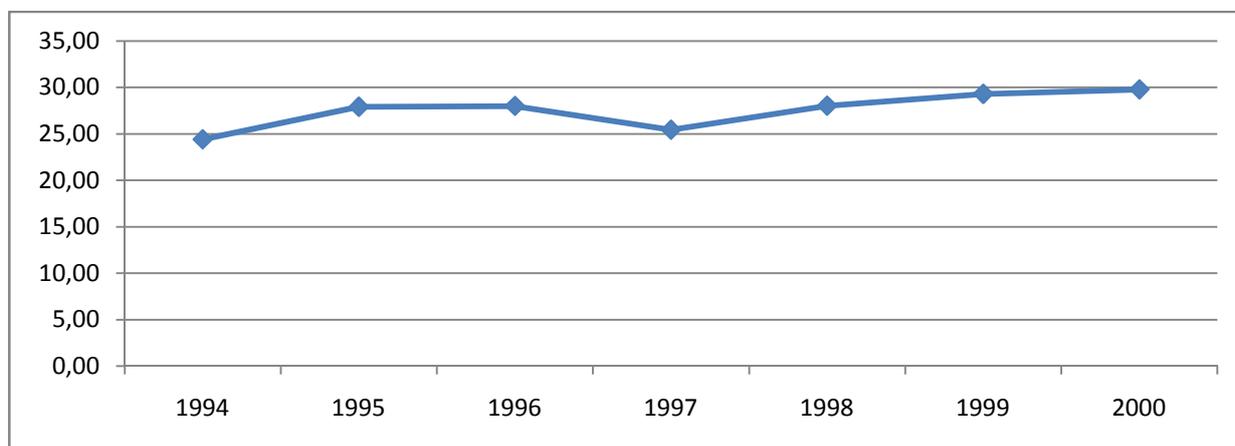
Depuis 1994, le marché de l'emploi en Algérie a enregistré une dégradation sensible. Le taux de chômage qui était de l'ordre de 24,36 %²⁸ en cette année est passé à 28,10 % en 1995²⁹ pour atteindre le taux de 29,52 % en 1997, retraçant une accélération beaucoup plus rapide que celle des années précédentes. Concernant la création d'emploi selon des statistiques du Ministère du Travail de la Protection Sociale et de la Formation Professionnelle [ONS, 2003], 135 388 nouveaux postes ont été créés durant la période (1994-1997), dont 26,3 % emplois permanents et

²⁸ Services du délégué à la planification

²⁹ Estimation de l'enquête LSMS (Enquête sur la mesure des niveaux de vie)

73,70 % emplois temporaires. Cependant, on a enregistré 94 852 nouveaux postes d'emplois seulement entre 1998 et 2001, dont 14,6 % emplois permanents. Malgré cela, les pertes d'emplois ont été plus importantes que les créations [Musette et Hammouda,1998].

Graphique n°25 : Evolution du taux de chômage en Algérie (1994-2000)



Source : Elaboré par le chercheur, données SESRIC, 2010

Trois mesures méritent d'être citées en raison de leurs conséquences significatives sur le marché du travail. Il s'agit primo, de la liquidation des entreprises publiques déficitaires entraînant évidemment la mise au chômage d'un nombre important de travailleurs pour raisons économiques³⁰. En 1998, le nombre de chômeurs a été évalué à plus de 2,3 millions de personnes, soit 29,2% de la population active. Cette aggravation du chômage était le résultat non seulement de la baisse sensible des créations d'emplois mais également des compressions d'effectifs et à la liquidation des entreprises (en 1998 le nombre des travailleurs compressés a atteint 198 637 dont 161 215 ont bénéficié de l'assurance chômage). Les réformes ont conduit à des restructurations économiques, qui ont donné lieu à des licenciements massifs (500000 employés entre 1994 et 2000, soit plus de 8% de la population occupée), sans que de nouveaux emplois soient offerts en quantité significative [CNES, 2002].

³⁰Dans ce contexte en 1994 sont intervenus trois (3) textes de caractère législatif, il s'agit des textes portant sur l'élaboration des plans sociaux consécutifs aux opérations de restructuration industrielle et de la couverture sociale des travailleurs licenciés dans ce cadre :
 Décret législatif n°94-09 du 26 mai 1994, portant préservation de l'emploi et protection des salariés susceptibles de perdre de façon involontaire leur emploi
 décret législatif n°94-10 du 26 mai 1994 instituant la retraite anticipée ;
 décret législatif n°94-11 du 26 mai 1994, instituant l'assurance chômage en faveur des salariés susceptibles de perdre de façon involontaire et pour raison économique leur emploi.

Tableau n° 14 : Les pertes d'emplois selon les branches d'activités économiques.

	Agriculture	industrie	BTP	services
Les pertes d'emploi	3 009	31 246	12 173	41 653
Pourcentage	1,52	15,81	61,59	21,07

Source : Ministère du travail, 1998

Secondo, il s'agit de l'insertion périphérique par la voie de l'intégration dans les segments indépendants, comme par exemple la constitution de SARL par les travailleurs compressés en s'occupant de quelques petites activités ou encore, le retour de quelques bénéficiaires de la retraite anticipé au marché du travail, en qualité de vacataires.

Tertio, les mesures concernant les catégories défavorisées en se basant sur les formules d'aides à l'emploi et sur le filet social, les emplois créés dans ce but ne cessent de prendre de l'importance, comparativement aux emplois permanents.

Parallèlement, durant cette période, l'emploi dans le secteur informel a progressé de façon notable. Il est passé de 829 000 en 1994 à 984 000 en 1996 (tableau n°15). Ce secteur regroupe des personnes travaillant pour leur propre compte et sans registre de commerce, donc non enregistrés auprès des services fiscaux et ne s'acquittant pas de leurs charges sociales.

Tableau n° 15 : Evolution de l'emploi de 1994-1996

Désignation	1994	1995	1996
Population active	6814000	7 561000	7 811000
Emploi structuré	4235000	4 505000	4 641 000
Agriculture	1023000	1084000	1 154 000
Industrie	528000	519000	502000
BTP	667000	678000	705000
Transport commun commerce, Services	896000	932000	954000
Administration	1211000	1292000	1326000
Emploi informel	829000	931000	984000
Nombre de chômeurs	1660000	2125000	2186000
Taux de chômage	24.4	28.10	27.99

Source : Services du délégué à la planification (1994,1996) - ONS /Enquête L.S.M.S (Enquête sur la mesure des niveaux de vie, 1995)

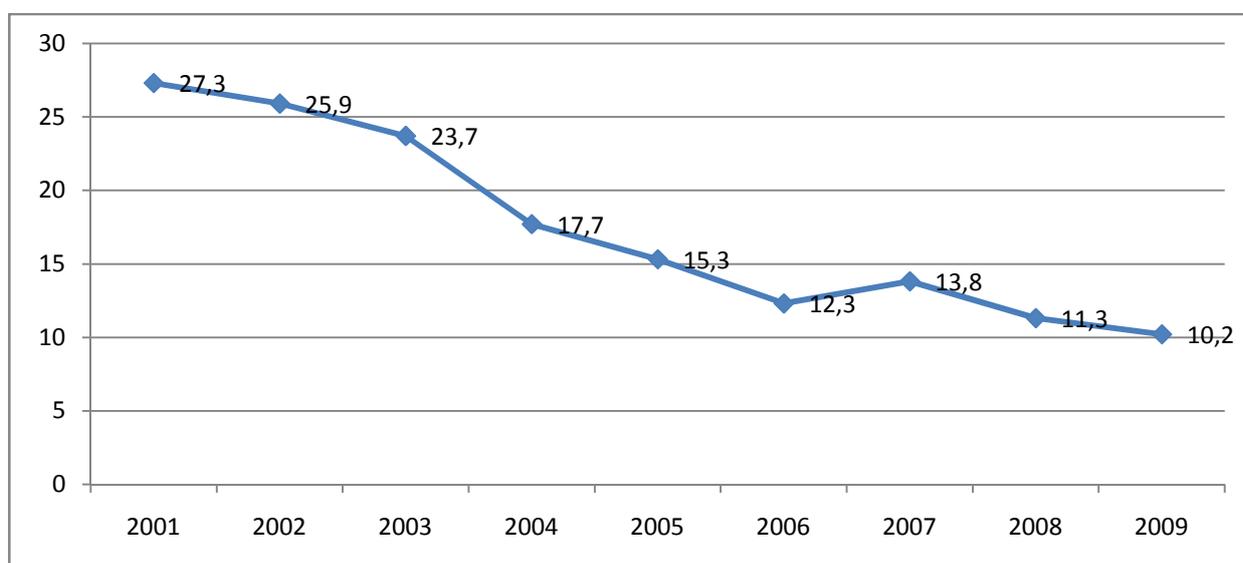
Les conséquences particulières de la détérioration du marché de l'emploi ont imposé l'élaboration d'une stratégie en matière d'emploi, s'appuyant sur deux types de mesures dont l'objectif fondamental était d'amortir les effets négatifs du programme d'ajustement structurel (PAS), signé en avril 1994, sur la croissance de l'emploi [Boufenik ,2003]:

- Mesures actives liées aux politiques actives de l'emploi et intégrées au programme économique général.
- Mesures dites réactives visant à atténuer, dans le court terme, le coût du plan d'ajustement structurel (PAS) sur les individus, les entreprises et les collectivités.

3. L'emploi et le chômage après l'année 2000

La croissance économique consolidée et enregistrée suite aux programmes de relance économique menés par l'état à partir de 1999, semble avoir un impact soutenu sur la tendance à la baisse du chômage. En effet, le taux de chômage a été fortement réduit en cette période, Il est passé de 29,3% en 1999 à 11,8% en 2007 puis 11,3 % en 2008 et 10,2 % en 2009, enregistrant une variation de (- 19,1) points entre 1999 et 2009 (Graphique n°26).

Graphique N°26 : Evolution du taux de chômage (2001-2009)



Source : Elaboré par le chercheur, données site web de l'ONS, 2010 (www.ons.dz)

Ainsi , le total de l'emploi est passé de 5,7 millions en 2000 à 7,8 millions en 2004 puis à 9,5 millions en 2009, soit un taux de croissance annuel de 7,8% durant toute la période 2000-2009 (tableau n°16).

Tableau n °16: Le taux d'évolution de l'emploi 2000-2009

	Agriculture		Industrie		BTP		Commerce et administration		Total	
	Effectifs	%	Effectifs	%	Effectifs	%	Effectifs	%	Effectifs	%
2000	872880	-	826060	-	617357	-	3409692	-	5725919	-
2001	1311641	50,3	861119	4,2	650012	5,3	3406000	-0,1	6228772	8,8
2003	1412340	7,7	804152	-6,6	799914	23,1	3667650	7,7	6684056	7,3
2004	1617125	14,5	1060785	31,9	967568	21,0	4152934	13,2	7798412	16,7
2005	1 380 520	-14,6	1 058 835	-0,2	1 212 022	25,3	4 392 844	5,8	8 044 220	3,2
2007	1 170 897	-15,2	1 027 817	-2,9	1 523 610	25,7	4 871 918	10,9	8 594 243	6,8
2009	1242000	6,1	1194000	16,2	1718000	12,8	5318000	9,2	9472000	10,2

Source : Tableau construit à partir des données obtenues du site web de l'ONS (www.ons.dz), calculs de l'auteur.

Le tableau ci-dessus indique que les secteurs de l'administration et du commerce attirent plus les travailleurs comparativement aux autres secteurs durant la période (2000-2009). Leur part dépasse 55% du total. L'accroissement l'emploi est si rapide dans le secteur du bâtiment et travaux publics. Il a enregistré un taux de croissance moyen de 14,4% durant cette période. Par contre, l'agriculture, l'industrie et le secteur de l'administration et le commerce ont enregistré seulement 3,5 %, 7,6% et 8,5% respectivement.

Dans le cadre des réformes, notamment celles relatives à la privatisation des entreprises et l'ouverture économique vers l'extérieur surtout après la mise en œuvre de l'accord d'association avec l'Union Européenne en 2005, la structure de l'emploi par secteur juridique s'est sensiblement modifiée. Le secteur public qui était autrefois, à l'origine de la création de la majorité des emplois a été marqué dans les années 2000, par un niveau d'emploi presque constant (tableau n°17). Il est passé de 2658 mille en 2003 à 2964 mille en 2005, à 2747 en 2006 et à 2987 mille en 2007. En contrepartie, l'emploi dans le secteur privé a enregistré un taux de croissance de 99% en 10 ans. Il est passé de 2818 mille en 1997 à 5607 mille en 2007 (tableau n°17).

Tableau n° 17 : Répartition de l'emploi par secteur juridique

	Public		Privé	
	Emplois	%	Emplois	%
1997	2890	-	2818	-
2003	2658	-8%	4027	43%
2005	2964	12%	5081	26%
2006	2747	-7%	6123	21%
2007	2987	9%	5607	-8%
2009	3234	8%	6236	11%

Source : site web de l'ONS (www.ons.dz), 2011 - Calculs de l'auteur

Il est à noter que des programmes d'action pour la création de l'emploi et lutte contre le chômage menés par les pouvoirs publics ont accompagné les réformes regroupant plusieurs dispositifs, en l'occurrence : les emplois salariés d'initiative locale (ESIL), les travaux d'utilité publique à haute Intensité de Main d'œuvre (TUP-HIMO), des activités d'intérêt Général (IAIG), les « contrats pré-emploi » (CPE). Si bien que ces dispositifs ont été à l'origine de la création de plusieurs emplois et la réduction du taux de chômage, ils demeurent des emplois temporaires où se substituent les chômeurs en s'occupant à une durée de 6 mois et au meilleur des cas pour une durée d'un an.

Section II : Structure de l'offre du travail

Le marché du travail est un lieu fictif où se rencontre une demande d'emploi émanant de la population active et une offre d'emploi provenant des unités productives. De son disfonctionnement résulte un problème complexe, appelé chômage. Pratiquement, l'offre du travail émane de la structure et de la mobilité de la population en général. Elle se décompose en : population active et population inactive dont les comportements et les modifications sont à la base des caractéristiques et des fluctuations du chômage.

1. La population active

La population active d'une nation est l'ensemble des personnes qui exercent ou cherchent à exercer une activité rémunérée³¹ [Vimont, 1998]. Elle comprend deux sous-populations : la population active occupée (PAO) (les actifs occupés) qui est composée des personnes ayant un

³¹Il ne faut pas confondre travail et activité d'une part une personne au foyer travaille mais n'est pas actif car il n'est pas rémunéré et d'autre part un chômeur ne travail pas mais il est considéré comme actif.

emploi rémunéré et la population sans emploi à la recherche d'un emploi (PSERE) (les actifs inoccupés) qui est constituée par les chômeurs [Delas, 1991]. Selon, le BIT on distingue deux mesures de la population active : la population habituellement active qui est mesurée en fonction d'une longue période de référence telle que l'année et la population active du moment, appelée encore "main-d'œuvre", mesurée par rapport à une courte période de référence, telle qu'une semaine ou un jour.

En Algérie, la population active du moment, au sens du BIT est estimée à 10544000 personnes en octobre 2009, soit une augmentation de 2,2% par rapport à 2008 évaluée à 10 315 000 personnes. Le taux d'activité économique de la population âgée de 16 ans et plus ou encore le rapport de la population active sur la population totale du pays dans la même année est évalué à 41,4% (68,7 % pour les hommes et 13,9 % pour les femmes) marquant une légère diminution de 0,3 points.

Contrairement à la population active, la population inactive est la différence entre la population totale et la population active. Il s'agit donc des personnes n'exercent, ni cherchent à exercer, une activité rémunérée (les jeunes scolarisés ou appelés au service national, femmes au foyer, les handicapés, retraités, les âgés) [Delas, 1991]. Elle se décompose en deux : la population inactive du moment et population habituellement du moment.³²

2. Les déterminants de l'offre du travail

Généralement ce sont des déterminants à la fois démographiques et socioculturels [Bouriche ,2004].

2.1. Les déterminants démographiques

Il s'agit de l'accroissement naturel et des flux migratoires.

2.1.1. L'accroissement naturel

C'est le premier déterminant démographique qui influe sur la population active. En effet, le passage de la population total à la population active dépend certainement des naissances et des

³²Cette définition ne retient aucune limite d'âge, contrairement à celles relatives aux personnes occupées et aux chômeurs. Selon le BIT, Les enquêtes statistiques dans ce sujet doivent se réaliser soit dans le cadre du concept habituellement, soit par rapport à la situation du moment.

décès. Si l'écart est positif (naissances supérieur aux décès), il entraîne l'augmentation de la population active.

Sans doute, sous l'effet de cet accroissement, la population en Algérie a connu une forte augmentation ces dernières décennies. Elle est passée de 18,8 millions de personnes en 1980 à 25,2 millions en 1990 et à 30,5 en 2000 et se situe aux environs de 35,1 millions en Janvier 2010. Cependant, depuis ces trois dernières décennies l'Algérie connaît un ralentissement du taux de croissance de la population. Il est passé de 3,33% en 1980 à 2,55 en 1990 et à 1,44 en 2000 puis se stabilisant à la fin de la première décennie des années 2000 à 1,52 %, marquant ainsi une petite augmentation de 0,8 point entre l'année 2000 et 2010(tableau n° 18).

Tableau n° 18 : Evolution de la population Algérienne (1970-2010).

Année	1970	1980	1990	2000	2010
Population, Total	13,7	18,8	25,3	30,5	35,6
Taux de croissance démographique naturel annuel	3,2	3,2	2,5	1,5	1,6

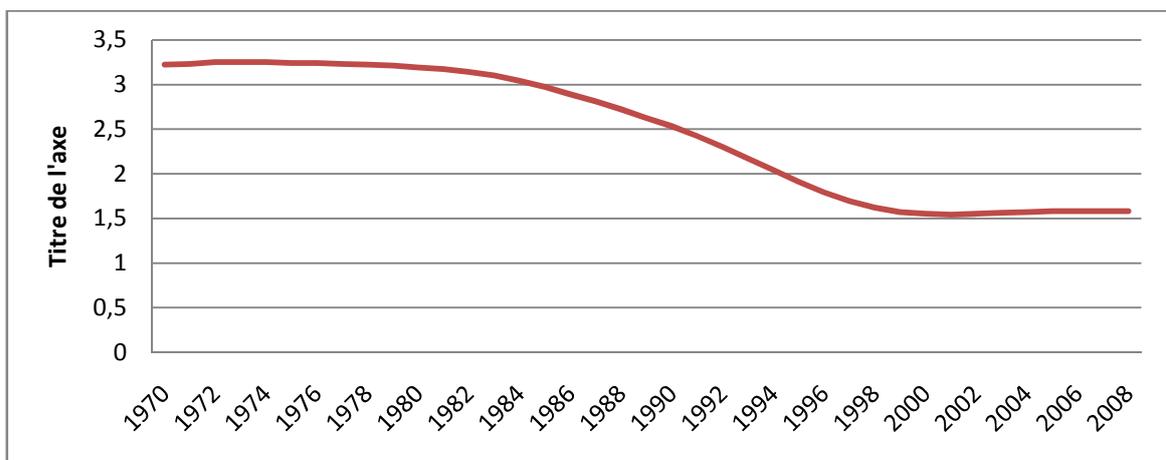
Source : Site web de l'ONS, 2010 (www.ons.dz), calculs de l'auteur

Le tableau ci-dessus montre la baisse de la croissance démographique algérienne entre 1970 et 2010. En effet, la population algérienne a plus que doublé en trois décennies passant de 13,7 millions habitants en 1970 à 30,5 millions en 2000 pour atteindre 35,6 en 2010, mais avec un rythme décroissant passant de 3,2 % en 1970 à 1,6% en 2010.

Deux facteurs principaux expliquent cette croissance démographique marquée surtout dans les années 1970 et le début des années 1980 :

- La forte natalité dont le taux brut est resté élevé (20,63 par mille personnes en 2008) malgré sa baisse de plus de sa moitié par rapport à l'année 1980 (43,63 par mille personnes en 1980) grâce au lancement de la politique d'espacement des naissances en 1983, d'un coté et l'élévation du niveau général d'éducation d'un autre coté.
- La baisse du taux brut de mortalité qui est passé de 16,41 pour mille personnes en 1970 à 11,71 pour mille personnes en 1980 et à 6,56 en 1990 pour atteindre 4,92 pour mille personnes en 2008.

Graphique n°27 : Evolution du taux de croissance démographique naturel



Source : Elaboré par le chercheur données SESRIC, 2010

Le graphique ci-dessus, montre la chute du taux de croissance démographique naturel à partir des années quatre vingt, après une certaine stabilisation dans les années soixante dix à des niveaux élevés dépassant 3%. Il a atteint ensuite, les taux les plus bas dans les années deux mille soit environ 1,5%. Aussi, le taux de dépendance qui représente le rapport entre la population dépendante et la population en âge de travailler a diminué de plus de moitié indiquant une situation favorable.

Par ailleurs, la transition démographique observée en Algérie surtout ces dernières décennies est caractérisée par la prépondérance des jeunes, la tendance à l'urbanisation, un taux de ruralisation dépassant 60 % de la population totale en 1970. Néanmoins, ce taux a chuté à 34,78% en 2008, traduisant une tendance haussière à l'urbanisation surtout à partir de 1990, s'expliquant par les conditions de vie défavorable en milieu rural.

2.1.2. Le flux migratoire

Il s'agit des mouvements migratoires correspondant à l'écart observé, entre les entrées et les sorties d'actifs du territoire national. S'il est positif (flux entrants supérieur aux flux sortants), il permet d'accroître le nombre d'actifs d'une population. Généralement, les gens émigrent de leur pays pour des causes humanitaires (droit d'asile, problèmes politiques...) ou économiques (manque de travail, pauvreté ...)

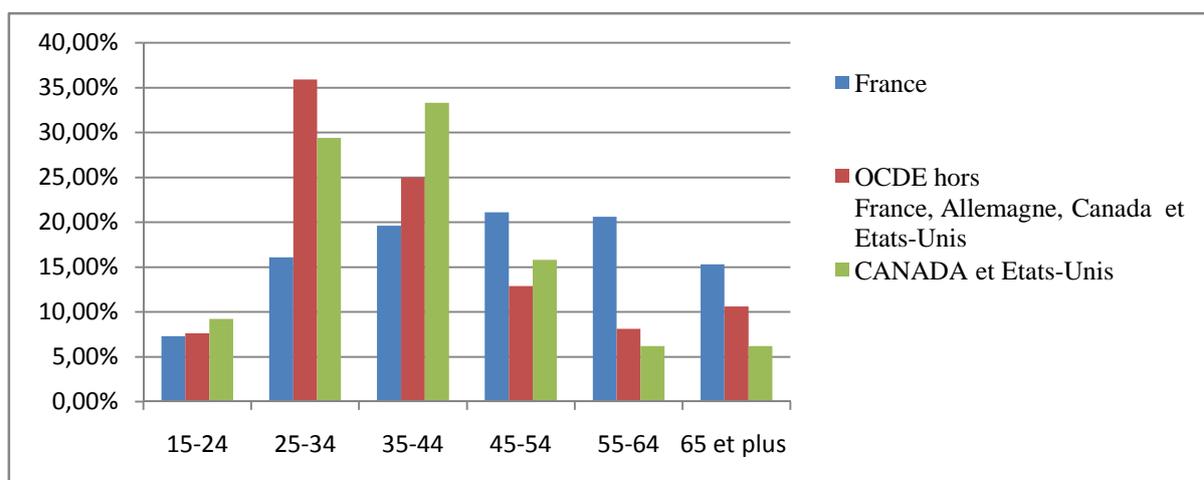
Selon le RGPH de 1998, le nombre d'étrangers recensés en Algérie était de 71 609 dont plus de 80% sont originaires des pays arabes. Le reste se répartit entre les pays africains en premier lieu avec plus de 9,9%, ensuite et de façon minoritaire le reste du monde. Cependant, en 1999, les émigrés algériens de plus de 15 ans sont évalués à plus de 700000 personnes. La répartition de ces émigrés par pays de destination, fait ressortir l'attraction vers la France qui reste l'endroit favorisé de l'émigration algérienne avec 83%.

Selon l'OCDE (2008) on a recensé sur plusieurs années, 711650 émigrés algériens à travers le monde, dont 320 100 d'hommes et 231796 de femmes. Ils se concentrent en majorité toujours en France avec 82,6 %, vient ensuite l'Espagne avec 24 780, l'Allemagne 13 555, le Canada 17 435, le Belgique 14 305, l'Italie 11 406 et les Etats Unis avec 10 480. Les destinations en méditerranées hormis le Maroc et la Syrie représentent 6,1%, soit 43 453 personnes, alors que les autres destinations de l'OCDE comptent seulement 6 773 émigrés soit 1%.

La répartition de la population algérienne émigrée (de plus de 15 ans) par tranche d'âge (tableau n°28) fait ressortir les points suivant :

- 53,20 % de cette population est âgée de plus de 45 ans et s'intéressent à la France avec 57% que le reste du monde.
- Les personnes dépassant 64 ans représentent 14,3 %, alors que la catégorie de jeunes compris entre 15 et 25 ans constitue seulement 7,4 %.

Graphique n°28 : Répartition des émigrés Algériens par groupe d'âge



Source : Elaboré par le chercheur d'après des données d'INSEE pour la France et OCDE pour les autres pays.

Le graphique ci-dessus fait montrer que la majorité des émigrés Algériens s'intéressent aux pays de l'OCDE et en particulier la France que le Canada et les Etats-unis.

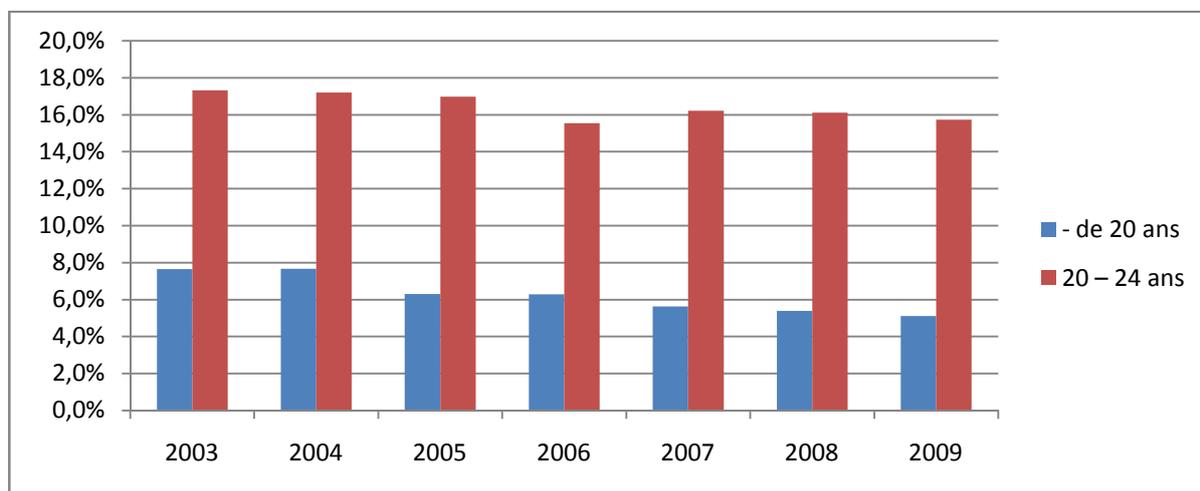
2.2. Les déterminants socioculturels

On peut citer trois déterminants : la durée de la scolarisation, l'âge de la retraite et l'activité féminine.

2.2.1. La durée de la scolarité

C'est un facteur qui influe aujourd'hui sur la population active à la baisse. En Algérie, le groupe d'âge des moins de 20 ans généralement scolarisé, a connu un recul de 2,6 points du pourcentage total de la population active durant 2003 et 2009, alors qu'il était de 7,7% en 2003, il a baissé à 5,1% en 2009. C'était le même cas pour le groupe d'âge compris ente 20 ans et 24 ans, connaissant un retrait de 1,6 points au cours de la même période. Ce repli peut être expliqué par le prolongement de la durée des études et le refuge dans la formation professionnelle pour les personnes ayant échoué dans la vie scolaire.

Graphique n°29 : Evolution en % du groupe d'âge moins de 24 ans par rapport à la population active totale



Source : Elaboré par le chercheur, données SESRIC, 2010

L'histogramme ci-dessus montre l'évolution à la baisse de la population active pour la tranche d'âge des moins de 20 ans et de 20 à 24 ans, entre 2003 et 2009. Ceci peut être expliqué par la politique de l'état destinée à ces catégories de jeunes qui consiste à les inciter à poursuivre leurs

enseignement jusqu'au bout, si non, de s'adresser à la formation professionnelle, constituant l'autre aboutissement pour les jeunes qui ont abandonné l'école.

2.2.2. L'âge de la retraite

L'abaissement de l'âge de la retraite aboutit au raccourcissement de la vie active des travailleurs, ayant pour conséquence le rétrécissement de la population active et la baisse du chômage. Par contre, le retour au travail des retraités sollicités par quelques entreprises pour leur savoir faire et leurs connaissances professionnelles, influe à la hausse le taux de chômage.

En Algérie, la mise à la retraite légale de l'employé est fixée à l'âge de 60 ans. Ce genre de cessation forcée du travail a sans doute eu un impact significatif sur la baisse du taux de chômage dans les années 2000. En effet, les personnes de plus de 60 ans³³ et qui sont forcement en exercice ont diminué de 0,3 point en pourcentage de la population active totale, passant de 2,7 % en 2003 à 2,4% en 2009.

2.2.3. L'activité féminine

Elle est un facteur qui influence la population active à la hausse. Depuis plus de vingt ans, ce sont surtout les femmes qui font augmenter les effectifs de la main-d'œuvre des pays industrialisés. Selon le BIT, leur proportion au sein de la population active s'est sensiblement accrue dans toutes les régions à l'exception de l'Afrique. Dans l'Union Européenne, par exemple, elles ont contribué pour près de 80% dans l'augmentation de la main-d'œuvre depuis 1980. Dans les pays comme l'Irlande, l'Italie, le Royaume-Uni et la Suède, ce pourcentage avoisine 100% [BIT, 1998]. Autrefois, ce phénomène était masquée du fait que les femmes travaillaient souvent dans l'exploitation familiale (agricole, foyer) et n'étaient pas déclarées actives. Aujourd'hui, elles travaillent davantage à l'extérieur et sont plus souvent salariées.

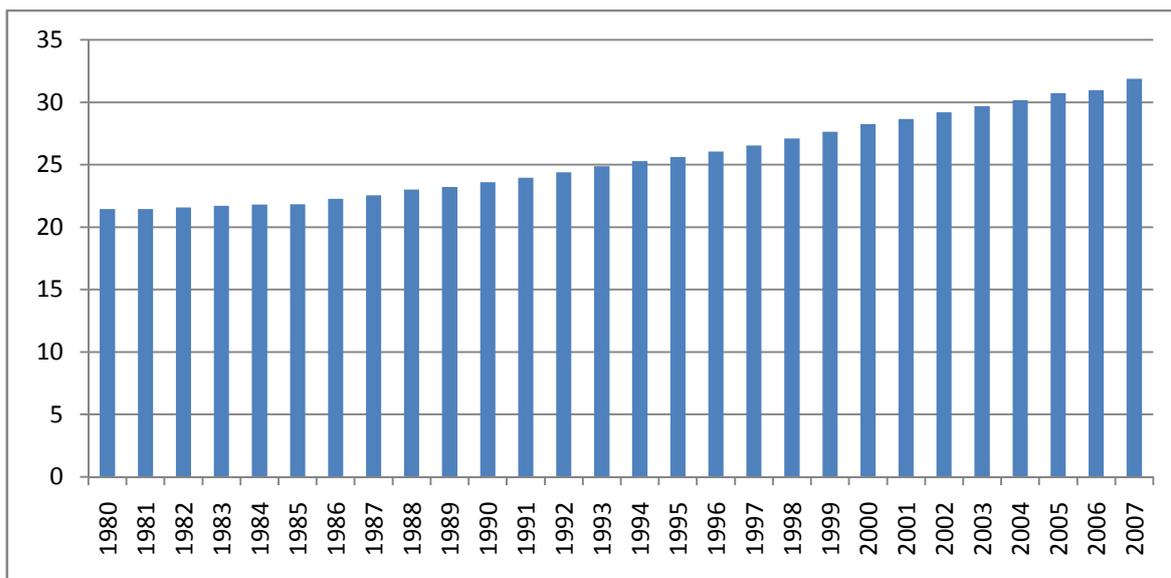
En Algérie, ce phénomène est un déterminant plus au moins important de la population active puisqu'il représente près de 17% en 2009, soulignant une augmentation de 2 points par rapport à 2001.

L'explosion démographique et la participation progressive des femmes, ont donné lieu à des taux de participation élevés dans la composition de la population active. Selon l'OIT, la part de la population féminine active dans la population active totale en Algérie s'est accrue

³³C'est l'âge où l'employé peut demander sa retraite en Algérie.

sensiblement dans les trois dernières décennies. Elle est passée de 21,7 % en 1980 à 31,89 % en 2007 enregistrant une augmentation de 10 points .Ce résultat découle du changement intervenu dans la structure d'âge de la population active et la hausse des taux de participation des femmes au cours de la même période.

Graphique n°30 : Evolution de la part de la population féminine active dans la population active totale en Algérie (1980-2007)



Source : Elaboré par le chercheur, données SESRIC, 2010

L'histogramme ci-dessus montre une tendance à la hausse de la part des femmes dans la population totale active, plus accentuée dans les années 2000. Généralement, ce phénomène augmente avec l'élévation des niveaux d'éducation chez les femmes. Selon l'OIT, 19,8% des femmes actives ont un niveau supérieur, 23,3% un niveau d'enseignement secondaire et 18 % sont de premier cycle de l'enseignement secondaire ou deuxième cycle de l'éducation de base.

3. Les caractéristiques de la population active

L'analyse de la population active en Algérie révèle les caractéristiques suivantes :

3.1. Une population active qui augmente plus vite que la croissance démographique

La tendance à la hausse de la population totale de l'Algérie et le processus continu de l'urbanisation depuis 1980, ont provoqué une forte pression sur la population active et par voie de conséquence sur l'offre du travail.

Depuis les années 1980, les forts taux de croissance démographique ont suscité une augmentation importante de la population en âge de travailler (tranche d'âge 16-60 ans). Cependant, le taux d'accroissement de la population active s'est fait à des cadences plus grandes que celui de la croissance démographique (le taux de croissance annuel moyen de la population active dans la période 1980-2007 est de 4,2%, tandis que ce de la population totale ne dépasse pas 2,2%).

Tableau n° 19 : Evolution du taux d'activité (1981-2007)

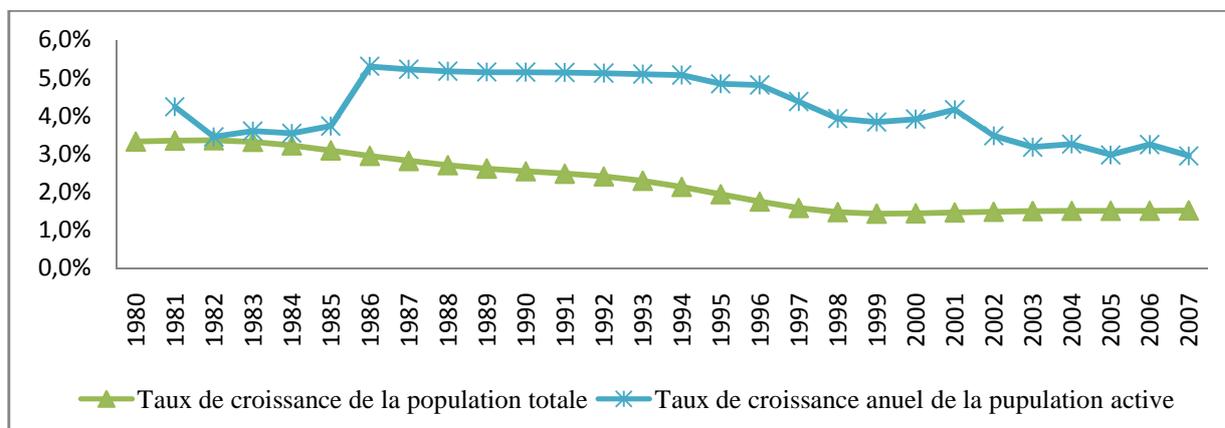
Années	Population totale	Taux de croissance de la population totale	Population active	Taux de croissance annuel de la population active	Taux d'activité
1981	19442696	3,4%	4747458,72	4,2%	24,4%
1987	23392145	2,8%	6056398,27	5,2%	25,9%
1997	29215667	1,6%	9861874,71	4,4%	33,8%
2002	31414114	1,5%	11923104,87	3,5%	38,0%
2007	33858168	1,5%	13907426,98	3,0%	41,1%

Source : SESRIC, calculs de l'auteur, 2010

Le tableau ci-dessus montre que le rythme de l'évolution de la population active est plus élevé comparé à celui de la population totale. Il apparaît aussi, que le taux d'activité a largement augmenté, passant de 24,5% en 1980 à 31% en 1994 puis poursuivant sa croissance pour atteindre 41% en 2007.

Par ailleurs, les taux de croissance de la population totale et de la population active (graphique n° 31) suivent le même trend depuis 1980. Ceci explique la forte arrivée des primo demandeurs d'emploi au sein de la population active.

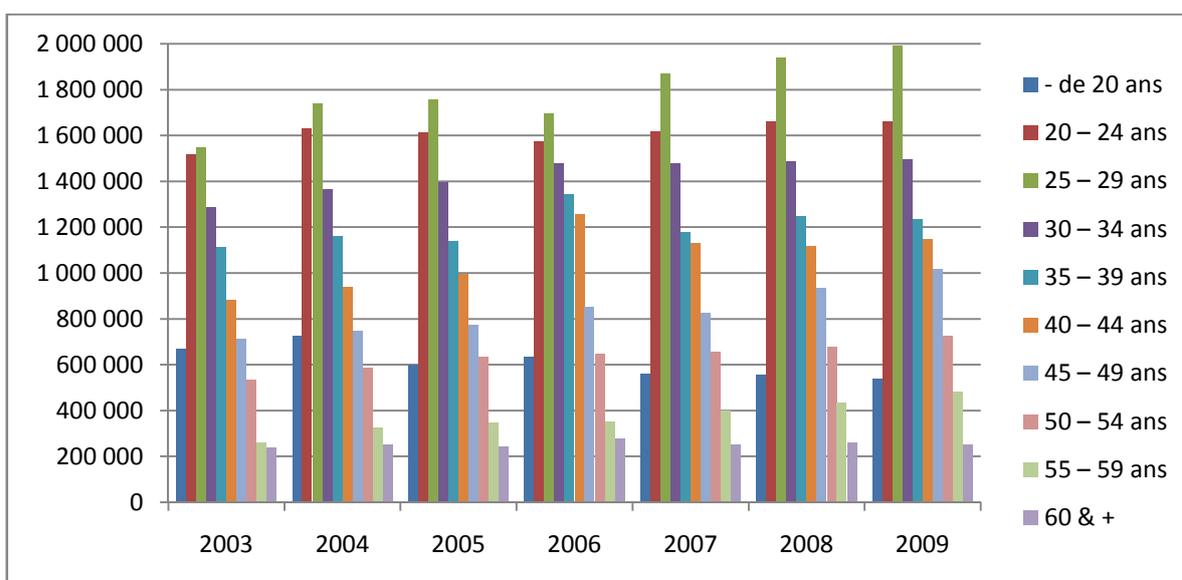
Graphique n°31 : Evolution du taux de croissance de la population totale et de la population active (1980-2007)



Source : Elaboré par le chercheur, données SESRIC, 2010

L'évolution de la structure par tranche âge de la population active (graphique n°32) est marquée par la faiblesse de celle des moins de 20 ans et la hausse du nombre des personnes compris entre 25 ans et 29 ans. Ce phénomène peut être expliqué par l'occupation de ces jeunes par l'enseignement et /ou la formation qui retardent, par conséquent leur l'arrivée sur le marché du travail.

Graphique n°32 : Evolution de la structure par âge de la population active (2003-2009)



Source : Elaboré par le chercheur, données site web de l'ONS, 2010 (www.ons.dz)

3.2. Une population active à dominance des jeunes

Un premier examen de la structure de la population active en Algérie nous renseigne sur la prédominance de la jeunesse par rapport aux autres catégories de la population. La tranche d'âge 15-39 ans constituait 65,3% de l'ensemble des actifs en 1977. Incontestablement, le constat reste le même, pour la catégorie des jeunes de la tranche d'âge 15-34 ans, puisque le chiffre représente plus de 55% de la population active dans la même année. Toutefois, le taux d'activité reste un peu faible soit 35% et ce en raison de la scolarisation obligatoire et de sa gratuité de surtout pour la catégorie des jeunes de moins de 20 ans.

Dans les années 1990, la part de la catégorie des jeunes n'a cessé de croître. Elle a atteint 63% en 1996. En revanche, elle a enregistré un léger recul dans les années 2000, soit une diminution de 5,6 points en 2001 et de 13 points en 2005 (58,6 % et 50 % du total des actifs respectivement).

On perçoit sous ces chiffres, des écarts soutenus entre les deux sexes de telle que les taux d'activité élevés sont chez les hommes par rapport à ceux des femmes (47 % pour les hommes contre 7,2 % pour les femmes en 1996 et 47% pour les hommes contre 6,6% pour les femmes en 2000).

3.3. Une tendance à la féminisation

Depuis quelques années, l'évolution du marché du travail a été marquée distinctement par la féminisation croissante de l'offre de travail. La scolarité obligatoire qui a élevé le niveau d'instruction des femmes et la progression de la pauvreté ont permis aux femmes de jouer un rôle économique important au sein des ménages et de la société. Selon l'OIT entre 1980 et 2008, le taux de féminisation de la population active a plus que quadruplé, passant de 993 femmes à 4524 femmes. Leur pourcentage au sein de la population active totale a évolué de près de la moitié, passant de 21,8% en 1980 à 31,2% en 2008.

La participation de la femme dans la population active, cache toutefois, des disparités selon les groupes d'âge (tableau n° 20). Elle est marquée par une représentation accrue des jeunes femmes dans le marché du travail, notamment au niveau des tranches d'âge 20-24, 25-29 et 30-34, suivi d'un rétrécissement pour le reste des tranches d'âges, surtout celles des extrêmes (les plus jeunes et les âgées).

Tableau n°20 : La part de la femme dans la population en age de travailler.

	1980	1990	2000	2008
15-19	171	213	261	251
20-24	187	339	640	831
25-29	153	287	576	864
30-34	102	198	444	659
35-39	73	163	379	579
40-44	80	122	267	448
45-49	67	88	207	337
50-54	54	81	122	197
55-59	38	61	77	133
60-64	32	46	78	93
65+	34	47	91	131
Total	992	1646	3143	4524

Source : site web de l'OIT(www.ilo.org), 2010

En 2009, l'ONS note que le taux de participation de la femme à la force du travail est estimé à 13,9 % contre 68,7 % pour les hommes. Cette participation des femmes à l'activité économique se distingue selon l'âge. Leur représentation est minime dans la tranche d'âge 15-24 avec 8,4%³⁴ et maximale dans le groupe d'âge 24-34 avec 24,3 %.

**Tableau n°21 : Taux de participation à la force de travail
(taux d'activité économique) en 2009**

	Masculin	Féminin	Total
15 ans et plus	68,7	13,9	41,4
15-24 ans	47,8	8,4	28,3
25-54 ans	90,9	19,9	55,3
25-34 ans	89,5	24,3	57,5
35-54 ans	92	16,5	53,6
15-59 ans	74,7	15,4	45,2
60 ans et +	16,7	2	9,3

Source : Site web de l'ONS, 2010 (www.ons.dz)

3.4. Augmentation du niveau d'instruction

Une plus grande qualification est un facteur important d'insertion professionnelle. On peut considérer deux types de qualification :

³⁴ Généralement ce sont les femmes qui n'ont pas terminé leurs études.

- La qualification individuelle (diplôme de l'individu, formation initiale, expérience professionnelle) est considérée aujourd'hui comme une protection contre le chômage.
- La qualification de l'emploi : l'employeur, peut exiger un certain nombre de critères qui lui semble nécessaires pour l'occupation de l'emploi (fixation d'un critère d'ancienneté ou de qualité professionnelle).

En Algérie, le niveau d'éducation de la population active a considérablement progressé dans ses dernières années par rapport aux années soixante-dix et quatre-vingt. Cette évolution peut s'expliquer par la gratuité de la scolarisation et sa généralisation à toutes les Classes sociales.

La répartition de la population active par niveau d'instruction en Algérie en 2004 (tableau n°22) indique que plus de 80 % des demandeurs d'emploi soit 6545,8 milles personnes ont un niveau de premier cycle de l'enseignement secondaire ou deuxième cycle de l'éducation de base ou plus, c'est-à-dire niveau secondaire ou universitaire.

Tableau n°22 : Niveau d'instruction de la population active en 2004

Désignations	Nombre en milliers	Pourcentage du total
Non scolarisé	1245,9	15%
Education préprimaire	328,4	4%
Enseignement primaire ou premier cycle de l'éducation de base	1711	21%
Premier cycle de l'enseignement secondaire ou deuxième cycle de l'éducation de base	2486,6	30%
Enseignement secondaire (deuxième cycle)	1714,8	21%
premier cycle de l'enseignement supérieur	833,4	10%

Source : OIT, 2010, calculs du chercheur.

Le tableau n°22 montre la part minime de la population active sans instruction et celle de niveau d'éducation pré-primaire. Elle constitue 15% pour la première et 4% pour la deuxième. Le reste a un niveau d'instruction élevé (le deuxième cycle de l'éducation fondamentale 30%, le secondaire 21 % et l'enseignement supérieur 10%).

Section III : Structure de la demande du travail

La demande de travail provient des unités productives et, est représentée par la population active occupée (l'emploi).

1. La population active occupée

Une personne occupe un emploi lorsqu'elle effectue un travail rémunéré et déclaré. Il peut être salarié – c'est le cas le plus fréquent : l'employé se met à la disposition de son employeur pour une durée convenue, en contrepartie d'un salaire. Comme il peut être non salarié comme indépendant au profil diversifié (agriculteurs, professions libérales, commerçants, etc.), où le travailleur est maître de son emploi et rémunéré par des honoraires ou des bénéfices. L'emploi peut être à temps complet ou à temps partiel, saisonnier ou régulier, à durée déterminée ou à durée indéterminée. Sa mesure consiste à recenser les personnes pourvues d'un emploi c'est à dire toutes les personnes qui ont dépassé l'âge légal du travail qui se trouvaient, durant une brève période de référence spécifiée telle qu'une semaine ou un jour, dans les catégories suivantes : Emploi salarié³⁵ ou emploi non salarié.

En Algérie, la population active occupée en 2009 a atteint 9 472 000, soit un taux global d'emploi de 37,2 % de la population totale du pays. Les hommes représentent la majorité de la population employée avec 85% contre 15% pour les femmes. Par ailleurs, la part des actifs occupés jeune (15-24) parmi la population totale âgée de 15 ans et plus, s'élève à 22,2 % tandis que les actifs occupés adultes (25 ans et plus) est de 43,8%. La répartition de la population active occupée par âge en 2009, montre que juste un peu plus de la moitié soit, 50,2% des actifs occupés (4759000) sont âgés de moins de 35 ans.

2. Les caractéristiques de la population occupée

La population active occupée a connu un trend positif en plus de deux décennies. Néanmoins, cette évolution cache des disparités soutenues dans sa structure sectorielle.

2.1. La répartition de la population occupée par secteur d'activité

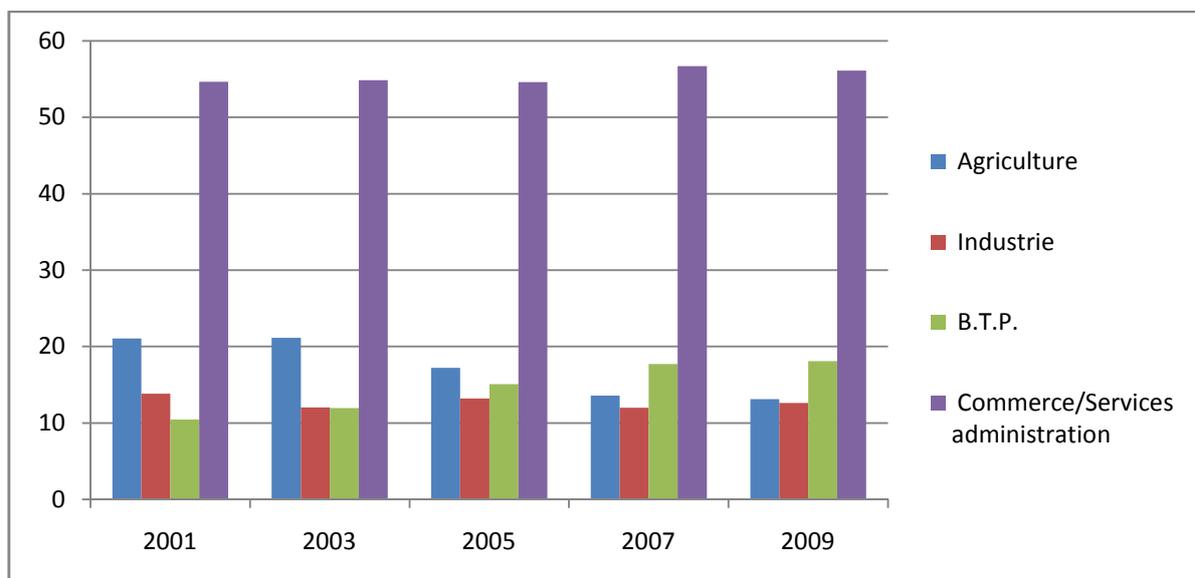
En observant la ventilation de la population occupée par secteur d'activité (graphique 33), on déduit les remarques suivantes :

- Le secteur de l'agriculture qui employait le quart des effectifs en 1985 a continuellement augmenté à la fin des années 1980 (1,3 % en 1987 et 0,7% en 1989).
- Durant toute cette dernière décennie l'analyse des effectifs par secteur d'activité, indique la prédominance du commerce et l'administration avec plus de la moitié du total de la population occupée (54,67 % en 2001, 53,4 en 2006, 56,6% en 2008). Toutefois,

³⁵ Résolution concernant les statistiques de la population active, de l'emploi, du chômage et du sous-emploi, adoptée par la treizième Conférence internationale des statisticiens du travail (octobre 1982)

l'emploi dans l'agriculture a chuté de plus de 8 points entre 2001 et 2009. Le secteur de l'industrie a été marqué par une stagnation d'environ 13 % de l'ensemble de l'emploi. Par ailleurs, le secteur du BTP était très performant, il est passé de 10,44 % en 2001 à 15,1 % en 2005 et à 18,10 % en 2009.

Graphique n° 33: Evolution de l'emploi par secteur d'activité (2001-2009)



Source : Elaboré par le chercheur, données Site web de l'ONS, 2010 (www.ons.dz)

En 2009, la population active occupée est tirée par le secteur du commerce, services et administration qui s'élève à 5318000 soit 56,10%. Il vient ensuite le secteur du bâtiment et travaux publics avec 1718000 emplois, soit 18,10 %. L'industrie et l'agriculture arrivent aux derniers rangs avec 12,6 % et 13,10 % respectivement.

Toutefois, 3234 000 employés soit 34,1% du total des effectifs travaillent dans le secteur public contre 6236000 personnes occupent des emplois dans le secteur privé ou mixte soit 65,9 % du total des employés (tableau n°23).

Tableau n°23 : Population occupée par secteur d'activité et par secteur juridique, 2009

		Effectifs	En %
Secteur d'activité	Agriculture	1242	13,10
	Industrie	1194	12,60
	B.T.P.	1718	18,10
	Commerce/Services administration	5318	56,10
	Total	9472	100
Secteur juridique	Public	3234	34,10
	Privé / Mixte	6236	65,90
	Total	9472	100

Source : Site web de l'ONS (www.ons.dz), 2010.

2.2. La répartition de la population occupée par statut de travail

La ventilation de la population occupée par statut de travail fait ressortir une convergence de la part de l'emploi « salariés permanents » et l'autre « salariés non permanents plus apprentis plus autres », lesquels représentent 33,1% et 32,7 % respectivement du total de l'emploi. Également, la part du statut employeurs et indépendants n'est pas moins négligeable, elle occupe aussi 29,2% du total de l'emploi.

Par contre, le statut de travail « aide familiaux » représente la minorité avec 473 personnes soit 5% de l'ensemble des actifs occupés.

Tableau n°24 : Population occupée par statut en 2009

Statut	Effectifs	En %
Employeurs & Indépendants	2762	29,2%
Salariés Permanents	3136	33,1%
Salariés non perm + apprentis + autres	3101	32,7%
Aides Familiaux	473	5,0%
Population occupée du moment	9 472	100,0%

Source : Site web de l'ONS, 2010 (www.ons.dz)

2.3 Effondrement de la salarisation

La salarisation est la croissance de la part des salariés dans la population active. Généralement, les salariés représentent la majorité de la population active occupée. C'est aux EU qu'ils sont le plus représentés (91,8% en 1989) et au Japon les moins nombreux (75,5% à la même date). La salarisation est liée à la tertiarisation de l'économie, mais aussi à la crise qui détruit beaucoup d'emplois indépendants dans le commerce, l'agriculture et l'industrie.

Selon A. Bouyacoub (2004) : « Alors que la tendance globale des pays industrialisés a été un mouvement important de salarisation de l'emploi (les salariés représentent plus de 80% de l'emploi depuis plus de deux décennies) et une réduction d'autant plus importante du poids des indépendants dans la population occupée, en Algérie le phénomène inverse se manifeste depuis plus d'une décennie ». Les salariés représentaient presque 75% de la population occupée en 1992, et seulement 66 % en 2009 (les emplois permanents, non permanents et les apprentis sont inclus). Cependant, les employeurs, les indépendants et les aides familiales ont constitué 37% du total en 2001 et 34% en 2009. Cette baisse du poids du salariat dans l'emploi en Algérie est liée certainement à la baisse de l'emploi industriel résultant de l'application du PAS dans les années quatre-dix.

Section IV : La structure du chômage

En théorie, le chômage a une définition internationale. Dans les faits, ses évaluations sont propres à chaque pays, reposant pratiquement sur deux critères :

- critère de situation : le fait de ne pas occuper d'emploi
- critère de comportement : le fait de rechercher un emploi

En effet , chaque institut utilise des sources statistiques différentes et adaptée à la définition du Bureau International du Travail suivant son cas particulier . Il ressort que les comparaisons entre pays sont difficiles à mener. Ces difficultés et l'imprécision de la mesure du chômage résulte de l'imperfection des instruments de mesure et de l'incertitude des définitions. Quelle que soit la qualité de l'instrument, la validité de la mesure dépend de la définition opératoire que l'on donne du chômage [Freyssinet,1998].

1. Le chômage au sens de l'ONS

L'Office National de Statistique en Algérie adopte la définition du Bureau International du Travail du chômage qui revient à la 13eme conférence internationale des statisticiens de Genève en 1982 et qui stipule que les chômeurs comprennent toutes les personnes ayant dépassé un âge spécifié qui, au cours de la période de référence étaient :

- strictement sans travail, c'est -à dire qui n'étaient pourvues ni d'un emploi salarié ni d'un emploi non salarié.
- absolument disponibles pour travailler" dans un emploi salarie' ou non durant la période de référence.

- à la recherche d'un travail " c'est – à –dire qui avaient attesté des démarches effectives de recherche d'emploi, d'une autre façon qui avaient pris des dispositions spécifiques au cours d'une période récente spécifiée, pour chercher un emploi salarié ou non. ces dispositions peuvent inclure :
 - l'inscription à un bureau de placement public ou privé;
 - la candidature auprès d'employeurs ;
 - les démarches sur les lieux de travail;
 - l'insertion ou la réponse à des annonces dans les journaux;
 - les recherches par relations personnelles;
 - la recherche de terrain, d'immeubles; de machines ou d'équipement pour créer une entreprise personnelle ;
 - les démarches pour obtenir des ressources financières, des permis, des licences, etc.

2. Problèmes de données et des statistiques sur le chômage

Les statistiques du chômage induisent parfois un portrait largement déformé de la situation de l'emploi par la nature même des procédures utilisées [Massot, 1997]. Evidemment, comme toute série de données, elles peuvent contenir des erreurs, même si la collecte des données est soigneusement mise au point, pour réduire le risque au minimum, certaines erreurs sont néanmoins inévitables.

Le taux de chômage au sens BIT, est obtenu par voie de sondage auprès des ménages. « On interroge chaque personne pour savoir si elle a travaillé « *ne serait-ce qu'une heure* » pendant la semaine de référence (en général celle qui précède l'enquête). Si la personne répond par l'affirmative, elle est classée comme ayant un emploi. A défaut, on lui pose une deuxième question : avez-vous « *cherché activement* » un emploi lors de la semaine de référence ? Si la personne répond : « *oui* », une troisième question est alors posée : êtes-vous « *immédiatement disponible* » pour occuper un emploi ? Seuls ceux qui ont répondu par l'affirmative à ces deux dernières questions, sont classés chômeurs ! ». Par ailleurs, selon les experts de l'OCDE, le taux classique de chômage ne mesure pas la totalité du sous-emploi [OCDE, 1999].

Selon l'ONS, le taux de chômage en Algérie a atteint 10,2 % de la population active en 2009. L'enquête de l'ONS, qui a donné ce résultat, a été menée auprès de 15 132 ménages ordinaires répartis sur tout le territoire national durant la période de décembre 2008 à décembre 2009, conformément aux critères du Bureau International du Travail (BIT).

3. Les caractéristiques du chômage en Algérie

Selon l'office national de statistique (ONS), la population en chômage au sens du BIT qui était estimée à 1 169 000 personnes, soit un taux de chômage de 11,3%, en 2008, a baissé à 1 072 000 personnes en 2009, soit un taux de chômage de 10,2% marquant un recul par rapport à 2008 de 1,1 point. Toutefois, ce phénomène enregistre de fortes inégalités entre hommes et femmes, jeunes et adultes et entre urbain et rural.

3.1. Un taux de chômage élevé chez les femmes

Le taux de chômage par sexe montre, une disparité qui s'affiche au fil de plusieurs années (tableau n°25). D'abord, le chômage touche plus les femmes que les hommes (10544000 hommes en chômage contre 8 777000 femmes en 2009), ensuite, une tendance à la hausse des écarts est observé au détriment des femmes depuis 2003 (2 points en 2003, 2,6 points en 2005, 5,5 en 2007 et 9,5 en 2009).

Alors que le taux de chômage global baisse en passant de 27,3% en 2001 à 10,2% en 2009; il demeure toujours important chez les femmes (31,4% en 2001 et 18,10 en 2009) et décline par contre, chez les hommes (26,6 % en 2001 à 8,6% en 2009).

Tableau n°25 : Evolution du taux de chômage par sexe de 15 ans et plus

	2001	2003	2005	2007	2009
Total	2339.4	2078.0	1474.5	1374.6	10544
Hommes	1934.9	1759.9	1221.0	1072.0	8777
Femmes	404.5	318.3	253.5	302.7	1767
Taux, total	27.3	23.7	15.3	13.8	10,20
Taux, hommes	26.6	23.4	14.9	12.9	8,60
Taux, femmes	31.4	25.4	17.5	18.4	18,10

Source : site web de l'OIT, 2011 ([www .oit.org](http://www.oit.org)),

Le chômage affecte aussi, les plus jeunes (tableau n°26). Selon l'ONS, plus de 21,3 % de la population active sont des chômeurs ne dépassant pas 24 ans, dont 19 % de sexe masculin et 34,6 % de sexe féminin, tandis que les chômeurs de 25 ans et plus constituent seulement 7,2% de la population active.

Tableau n°26 : Taux de chômage selon l'âge et le genre en 2009

	hommes	femmes	ensemble
Ensemble (16-59 ans)	8.6	18.1	10.2
jeunes (16-24 ans)	19.0	34.6	21.3
adultes (25 ans et +)	5.7	14.4	7.2

Source : Site web de l'ONS, 2010 (www.ons.dz)

Parallèlement , la disparité entre taux de chômage des actifs urbains et ruraux est notable (tableau n°27) . On trouve que 11,6 % affecte la zone urbaine et 10,1 % la zone rurale en 2008.

Tableau n°27 : Taux de chômage selon la zone

	2000	2001	2003	2006	2008
urbain	30,49	28,84	23.9	12,8	11,6
rural	28,71	25,10	23.4	11,5	10,1
total	29,77	27,30	23.7	12,3	11,3

Source : Tableau construit à partir des données de l'ONS.

La lecture du tableau ci -dessus nous montre que le taux de chômage dans les zones urbaines est toujours élevé par rapport à celui des zones rurales entre 2000 et 2008, avec un écart minime en 2003 où l'on a enregistré 23,9% dans les zones urbaines et 23,4% dans les zones rurales, soit une différence de 0,4 points.

3.2. Un taux de chômage des jeunes plus élevé que celui des adultes

L'indicateur du chômage en Algérie nous renseigne aussi une autre disparité. Il s'agit de la hausse du taux de chômage des jeunes par rapport à celui des adultes (tableau n°28).

Tableau n°28: Rapport du taux de chômage des jeunes et celui des autres catégories de chômeurs en 2009.

Rapport entre taux de chômage des jeunes et taux de chômage des adultes	2,9
Proportion des jeunes chômeurs sur le total des chômeurs	43,6
Proportion des jeunes chômeurs sur le total des jeunes	6,0

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de l'ONS.

Le tableau ci-dessus montre que le chômage en Algérie touche les jeunes plus que les adultes. le taux de chômage des jeunes (21,3%) est supérieur à près de trois fois du taux de chômage des adultes (7,2%). Ceci, se confirme par la proportion des jeunes chômeurs sur le total des chômeurs ayant atteint 43,6%.

Ce phénomène s'explique principalement par l'insertion difficile des jeunes dans le monde du travail, par manque d'expérience professionnelle d'un coté et la justification de situation vis-à-vis du service national d'un autre coté.

3.3. Le chômage et le niveau d'instruction

Le niveau d'instruction et de formation est un autre facteur qui affecte les personnes en les classant parmi la population en chômage. En effet, en examinant le taux de chômage par niveau d'instruction en 2008, on constate que celui-ci touche surtout les catégories d'un niveau d'instruction moyenne (43% du total des chômeurs). Toutefois, le nombre des chômeurs sans instruction ou de niveau primaire a diminué de plus de moitié entre 1987 et 2008. Il est passé de 35,2% à 16,1% entre les deux années, soit un recul de 19,1 points.

Le chômage de la classe des universitaires est apparu en 1995, avec 4,4% de l'ensemble des chômeurs. Il s'est aggravé ensuite, pour atteindre 19,8% en 2008. Le chômage affecte aussi une grande partie de la population du niveau secondaire avec un taux de 21,1% en 2008, marquant une hausse de 14,2 points par rapport à 1987.

Tableau n ° 29 : Répartition des chômeurs par niveau d'instruction, 1987,1995 ,2008

	1987	1995	2008
Sans instruction et Primaire	35,2	33,1	16,1
Formation professionnelle	-	11,3	-
Moyen	52,7	29,9	43,0
Secondaire	6,9	20,7	21,1
Supérieur	-	4,4	19,8
Non déterminé	5,2	0,6	-
Total	100	100,0	100

Sources: Enquête sur les niveaux de vie (LSMS/ONS/1995) ; RGPH 1998, CNES , 2004, ONS, 2009.

3.4. Chômage par tranche d'âge

Par tranche d'âge, le taux de chômage apparaît très élevé dans la catégorie des jeunes des moins de 34 ans, plus précisément dans les cohortes d'âge : moins de 20 ans, 20-24ans, 25-

29ans, 30-34ans. Il a atteint 51,35%, 45,92%, 37,56%, 23,07% respectivement en 2001 ; 25,2%, 23,3% ,18%, 10,1% en 2008. Pour les autres catégories d'âge le taux est bas. Cette situation, lorsqu'elle perdure, entraîne une exclusion sociale, porte ouverte aux activités informelles et illégales, une perte de confiance dans les institutions ainsi qu'une érosion du capital humain et social [Boukha-Hassane, Talahine, 2008].

La tendance à la baisse du taux de chômage remarquée depuis l'année 2000 s'est répercutée sur l'ensemble des tranches d'âge. Une diminution spectaculaire a marqué l'évolution du taux de chômage global touchant l'ensemble des catégories d'âge (tableau n° 30). Alors, il a baissé de 26,15 points dans la tranche d'âge des moins de 20 ans, 22,62 points dans la tranche d'âge 20-24ans, 19,56 points dans la tranche 25-29 ans et 12,97 dans tranche 30-34 ans entre 2001 et 2008.

Tableau n° 30 : Répartition de la Population en chômage par groupe d'âge

Groupe d'age	2001	2003	2004	2005	2006	2007	2008
-de20ans	51,35	49,08	35,36	34,3	26,2	31,3	25,2
20-24	45,92	43,92	31,02	29,9	23,5	26,1	23,3
25-29	37,56	32,95	26,61	22,7	19,7	21	18
30-34	23,07	19,09	15,13	12,7	11,5	12,7	10,1
35-39	14,79	12,02	9	7,4	6,8	7,9	5,5
40-44	11,21	8,51	6,21	4,3	3,9	4,3	3
45-49	10,33	8,76	5,57	4,1	3,3	2,7	2,1
50-54	11,79	7,51	4,19	3,1	3,9	3,7	2,2
55-59	7,51	6,15	3,5	2,3	1,9	2,4	1,6
Total	27,3	23,72	17,65	15,3	12,3	13,8	11,3

Source : Site web de l'ONS, 2010 (www.ons.dz)

La recherche d'emploi est un autre critère important qui classe une personne parmi les chômeurs. En 2009, selon l'ONS, 267000 chômeurs ont déclaré chercher du travail depuis moins d'une année, 281000 personnes affirment que leur durée de recherche d'emploi varie entre 12 et 23 mois, 531000 ont effectué des recherches de plus de 24 mois et 93000 chômeurs n'ont pas déclaré.

Par niveau d'instruction, la moyenne du nombre de mois consacrés à la recherche du travail par les chômeurs est de, 15,8 mois pour les sans instruction, 25 mois pour ceux de niveau primaire, 25,1 pour ceux de niveau moyen, 24,9 pour ceux du secondaire et 21,3 pour les universitaires. Ceci explique que le système d'éducation et de formation se déconnecte de plus

en plus du marché du travail, lequel absorbe plus facilement les demandeurs non qualifiés [Bouklia-Hassane, Talahine, 2008].

3.5. L'emploi informel : un refuge pour les chômeurs

La problématique du secteur informel se pose en termes de dualité. D'un côté, les lacunes du "marché formel" de travail obligent une bonne partie de la population active à s'installer à son propre compte dans des emplois précaires. De l'autre côté, il est clair que les emplois dans le secteur informel procurent des revenus à ceux qui les exercent et constitue un acteur économique important et un phénomène créateur d'emploi et de richesse dont il ne serait pas souhaitable de freiner la croissance ce qui mérite plutôt d'être encouragé.

En Algérie, l'émergence du phénomène revient aux années 1960 [Musette et Hammouda, 2002], il s'est développé au cours des années 1980, surtout dans sa deuxième moitié à la suite du choc pétrolier de 1986 et des difficultés engendrées du passage d'économie planifiée vers l'économie de marché. Il s'est accéléré à partir de 1990, à causes de contraintes difficiles de l'économie nationale, à savoir la récession économique et l'application du programme d'ajustement structurel (liquidation des entreprises non productive et la compression des travailleurs).

L'absence d'un environnement juridique et institutionnel adapté à la phase particulière de la transition à l'économie de marché semble être un autre facteur qui a favorisé l'extension de l'économie informelle [Bounoua ,2002].

Selon les données de l'ONS (tableau n°31) l'emploi informel qui était à l'ordre de 769000 emplois en 1993 soit 15,25% du total des emplois et 19,19 % de l'emploi hors agriculture a enregistré 829 000 en 1994 et 931 000 en 1995 soit 16,04 % et 17,13 % du total de l'emploi et 20 % et 21 % de l'emploi hors agriculture respectivement. En 1996, il a atteint près de un (01) million d'emplois soit 17,5 % du total des emplois existants et 22 % de l'emploi hors agriculture.

Selon les enquêtes auprès des ménages réalisées toujours par l'ONS, l'emploi informel a augmenté de façon significative en Algérie [Fourcade et Hammouda, 2002]. Il est passé de 26,6% de l'emploi non agricole en 1992, à 34,7% en 2001. En outre, les actifs travaillant dans les entreprises individuelles sont passés de 38,9% de l'emploi non agricole en 1992 à 47,7% en 2001.

Tableau 31 : Evolution de l'emploi informel de 1993 à 1996

	1993	1994	1995	1996
Emploi informel (Travailleurs à domicile et autres)	769000	826000	931000	984000
Emploi structuré	4273000	4325000	4505000	4641000

Source :ONS , Annuaire statistique de L'Algérie N°19

Le tableau ci-dessus, nous permet de relever les points suivants :

- 16,5 % en moyenne des emplois sont créés dans l'informel
- Une croissance continue de ce phénomène parallèlement à l'emploi structuré. On remarque entre 1993 et 1994 l'emploi informel a augmenté de 57 000 soit un taux de croissance de 7,4 %. Ce taux a presque doublé entre 1994 et 1995 atteignant 12,7%.
- En 1996 l'emploi non structuré a évolué de 30 % par rapport à 1993.

Vu sous l'angle du traitement social du problème du chômage, le secteur informel a été toujours un secours pour les jeunes défavorisés. Il les a beaucoup aidés de trouver un revenu de survie.

Ainsi, il apparaît comme une variable d'ajustement du déséquilibre induit par les réformes économiques, notamment du marché du travail [Bounoua et Bouteldja, 2004]. En effet, suite au ralentissement de la création d'emploi aggravée surtout dans les années 1990, l'importance de l'offre de main-d'œuvre résultante de la croissance démographique qui ne pouvait être absorbée par l'économie structurée en difficulté et la détérioration du marché du travail en général ; le secteur informel s'est développé et a offert des emplois et des revenus aux chômeurs, aux ménages non résorbés par les dispositifs d'emploi mis en œuvre par l'état depuis 90.

Face à cette situation marquée par une demande d'emploi non satisfaite évaluée à 169 347 en 1990, 134 041 en 1992 et 139 735 en 1998 (le taux de couverture de la demande n'a pas dépassé 27 % durant plus de dix ans de 1990 à 2001), la population défavorisée a trouvé refuge dans la pratique d'activités non structurées, qualifiées d'informelles. Les activités les plus concernées sont surtout les petits commerces, les travaux à domicile, l'artisanat non déclarée, la restauration et le travail dans le secteur du BTPH. Ce secteur qui occupait en 1992 selon le CNES, plus de 17 % (600 000) de la population occupée non agricole a vu son effectif augmenter en 1997 à 962000, soit environ 22 %.

A contrario, l'informel constitue selon le CNES, un problème sérieux et une menace pour la sécurité sociale et la fiscalité. Pour limiter sa propagation, la CNAS a effectué, entre 2001 et 2003, plus de 50 000 contrôles suivant le rapport du CNES de conjoncture du premier semestre 2003. Cette opération a permis l'immatriculation de 80 000 employeurs et le redressement de la recette de la caisse de 3 milliards de DA. D'autre part, l'inspection générale du travail a abouti dans ses inspections en 2001 à un taux de non immatriculation dépassant les 40 %.

Dans les années 2000, l'emploi informel s'est rapidement développé (tableau n°32). Sa part dans l'emploi total est passé de 20,2 % en 2000 à 25,7% en 2004 et à 27,6 % en 2006.

Tableau n ° 32 : La part du l'emploi informel dans l'emploi total

Année	2 000	2 001	2 002	2003
Emploi Informel/Emploi Total	20,2%	21,2%	21, 0%	21,1%
Année	2004	2005	2006	2007
Emploi Informel/Emploi Total	25,7%	26,8%	27,6%	27,0%

Source : ONS diverses années, FMI

Le tableau ci-dessus nous montre une tendance à la hausse de l'emploi informel entre l'année 2000 et 2007. Ce dernier semble être un refuge pour les chômeurs ne trouvant pas de travail dans le secteur officiel. Il est plus important en 2006 avec 27,6%, alors, qu'il était a peut prés stable autour de 21% dans les trois premières années à savoir 2001, 2002 et 2003.

Conclusion

La population algérienne a enregistré, ces dernières décennies, des modifications importantes dont l'impact est à la base des caractéristiques actuelles du marché du travail dans le pays. En effet, la transition démographique a donné lieu à une croissance positive de la population active ayant induit une très forte demande d'emploi.

La structure de l'offre de travail confirme la prédominance de la jeunesse, l'émergence de la femme et l'arrivée d'une importante population primo-demandeurs d'emploi.

Avec la mise en œuvre des réformes économiques et notamment la privatisation des entreprises publiques, la structure sectorielle de la demande du travail s'est modifiée profondément. Elle s'est marquée par l'effondrement du secteur industriel, la prépondérance des secteurs de commerce, services, administration, bâtiments et travaux publics dans la contribution de l'emploi total ; l'essor du secteur privé et le trend baissier de la salarisation.

Quant au chômage, il affiche une tendance à la baisse depuis les années 2000. Toutefois, il accuse de fortes inégalités entre hommes et femmes ,(taux de chômage des femmes plus élevé que celui des hommes), entre jeunes et adultes (taux de chômage des jeunes plus élevé que celui des adultes) et aussi entre urbain et rural.

En outre , la persistance du chômage et l'arrivée massive de la femme au marché du travail ont conduit à la constitution d'un secteur informel important, se développant rapidement d'année en année.

Chapitre IV

" La réforme du marché du travail "

Introduction

L'aggravation et la persistance du phénomène chômage à partir de 1986 ont conduit les pouvoirs publics en Algérie à envisager une stratégie en matière d'emploi s'articulant autour de la régulation institutionnelle du marché du travail, l'atténuation des conséquences négatives du (PAS) sur l'offre et la demande du travail et répondant aux besoins d'un important de jeunes primo-demandeurs d'emploi.

A cet égard, plusieurs programmes et dispositifs de création et de promotion d'emploi ont été mis en œuvre depuis 1990. Les uns entrent dans le cadre des politiques actives de l'emploi qui ont accompagné le plan d'ajustement structurel (PAS). Les autres sont liés soit au plan de soutien à la relance économique (2001-2004), soit au plan complémentaire de soutien à la croissance (2005-2009).

Dans ce chapitre, on essayera de présenter dans la première section la redéfinition des mécanismes de fonctionnement du marché du travail. On abordera dans la deuxième section, les politiques de l'emploi qui ont accompagné les réformes. Enfin, on s'intéressera dans la troisième section, aux programmes de l'emploi visant l'incitation à la création de l'activité et le développement des investissements.

Section I : La redéfinition des règles de fonctionnement du marché du travail

Dans le cas d'une croissance faible et caractérisée par une offre d'emploi infime, les solutions visant à endiguer le phénomène chômage imposent des recherches quant au fonctionnement du marché du travail et la réglementation qui le régit. A cet égard, certains économistes, considèrent que le coût du travail et les rigidités de la relation salariale méritent d'être revus pour que l'offre et la demande de travail puissent s'ajuster. Selon d'autres, la solution passe par d'autres procédures, comme la réduction du temps de travail.

1. Législation et réglementation du marché du travail

La législation du marché du travail régissant les relations individuelles et collectives de travail entre les salariés et les employeurs a fait l'objet de réformes diverses depuis l'indépendance à travers la ratification de plusieurs conventions internationales, parmi elles, celle en vigueur actuellement et qui est articulée autour des lois adoptées en 1990 et 1994 en l'occurrence, la loi n° 90-11 du 21 avril 1990 relative aux relations de travail (licenciement économique, négociations individuelles et collectives, recours à la grève, contrat à durée déterminée); la loi n° 90-14 du 2 juin 1990 qui concerne les modalités l'exercice du droit syndical; la loi n° 90-02 du 06 février 1990 qui traite du règlement des conflits collectifs de travail et exercice du droit de grève; le décret législatif n° 94-09 du 26 mai 1994 relatif à la préservation de l'emploi et protection des salariés susceptibles de perdre de façon involontaire leur emploi; le décret n° 94-10 du 26 mai 1994 instituant la retraite anticipée; le décret n° 94-11 du 26 mai 1994 Établissant l'assurance chômage et le décret n° 97-473 du 8 décembre 1997 qui a institué le travail à temps partiel pour les contrats à durée indéterminée et ceux à durée déterminée.

2. Modalités légales d'embauche

Les conditions et les modalités de recrutement dans le cadre du droit du travail Algérien promulgué depuis 1990 en vigueur détermine l'âge minimum à l'embauche à 16 ans et ne peut être en aucun cas inférieur à cet âge, hormis dans le cadre de contrats d'apprentissage établis conformément à la législation et à la réglementation en vigueur³⁶.

La relation travail part par la conclusion d'un contrat entre employé et employeur fixant les droits et les obligations des parties définis par la loi et la réglementation. Ce contrat peut être conclu pour une durée indéterminée ou déterminée, à temps plein ou partiel, suivant la nature du travail à effectuer (non renouvelable, périodique, remplacement) ou à durée indéterminée

³⁶Droit du travail Algérie, titre III, chapitre II, art 15

mais à temps partiel suivant la disponibilité du travailleur exigé et après accord de l'employeur. Cependant, l'employeur peut recourir au travailleur étranger selon la législation du travail dans le cas où il n'existe pas de main-d'œuvre qualifiée nationale. .

3. Régulation des conditions de travail et de licenciement

La relation de travail peut être rompu sous l'effet de :

- l'annulation légale du contrat de travail;
- la démission qui fait l'objet d'une demande manuscrite adressée à l'employeur et reconnue comme un droit légal pour le travailleur ;
- le licenciement disciplinaire en cas de faute grave commise par le travailleur, licenciement collectif lorsqu'il s'agit d'une compression d'effectifs pour raison économique justifiée par l'employeur ;
- la retraite et le décès.

Toutefois, le code du travail Algérien demeure très préservateur de l'emploi et très protecteur des travailleurs³⁷. Ainsi , l'employeur ne procède pas à la compression des effectifs qu'après épuisement de tous les voies en envisageant les solutions adéquates afin de minimiser le nombre des licenciements, par la ventilation des travailleurs par exemple vers d'autres formes d'activité ou la mise en retraite. En plus le licenciement des individus ne peut être intervenu que par mesure disciplinaire en respectant une procédure qui peut trainer longtemps devant les tribunaux du fait que la loi octroi au travailleur licencié le droit d'ester l'employeur devant la justice pour déterminer les causes et les conditions de licenciement, ce qui coûtera lourd à l'employeur en cas de l'application non conforme de la législation du travail. Parfois, l'employeur préfère un arrangement à l'amiable défavorable au lieu de procéder au licenciement d'un travailleur.

Cette pratique, renforce la protection des travailleurs permanents dans leurs emplois au sein de l'entreprise, entrave la demande de travail et avantage l'emploi par le biais de relations personnelles. Comme, elle donne à l'employeur plus d'informations sur l'embauché et lui évite d'éventuels problèmes avec le salarié lors du recrutement.

Néanmoins, ce cadre encourage la pratique de contrats de travail temporaire qui peut peser sur les gains et la productivité et évite généralement aux entreprises d'investir dans le capital humain.

³⁷ L'article 35 du DL n° 94-09 du 26 mai 1994

Par ailleurs, l'indice de rigidité de l'emploi³⁸ qui mesure la réglementation de l'emploi, prenant en compte la difficulté de recrutement, le licenciement des travailleurs et la rigidité des heures de travail a atteint pour le cas de l'Algérie le niveau de 45³⁹ et classe par conséquent, le pays dans le rang 61 en 2006, enregistrant une diminution de 3 point par rapport à 2003 et 2004.

4. Les syndicats et le marché du travail.

Le syndicat est une union de travailleurs organisés unissant leurs efforts pour atteindre des objectifs communs dans la défense de leurs intérêts matériels et moraux, tels que l'amélioration des conditions de travail, la négociation collective avec l'employeur à savoir la grille des salaires, les conditions de travail, les conflits et les procédures de plainte, les conditions et les modalités du recrutement, du licenciement et des avancements des employés.

En Algérie, l'activité syndicale dans la vie économique et sociale dépend de sa représentativité. Selon la loi 90-14 du 2 juin 1990 relative à la modalité d'exercice de droit syndical en son article 39 énonce : " Dans le cadre de la législation et de la réglementation en vigueur et en proportion de leur représentativité, les unions, fédérations et confédérations des travailleurs salariés et d'employeurs les plus représentatives à l'échelle nationale sont consultées dans les domaines d'activité qui les concernent lors de l'élaboration des plans nationaux de développement économique et social en matière d'évaluation et d'enrichissement de la législation et de la réglementation du travail ; ils négocient les conventions ou accords collectifs qui les concernent; sont représentées aux conseils d'administration des organismes de sécurité sociale, à la commission nationale d'arbitrage instituée au titre de la loi 90-02 du 6 février 1990 relative à la prévention et au règlement des conflits collectifs de travail et à l'exercice du droit de grève.

Les modifications apportées à la constitution en 1989 ont institué pour la première fois, le pluralisme politique et syndical. A cet effet, plus d'une cinquantaine de syndicats autonomes ont vu le jour dans le cadre de la loi 90-14 et 90-02, mettant fin au monopole de l'UGTA (Union Générale des Travailleurs Algériens) qui avait plus de représentation de travailleurs à l'échelle nationale, dont peu ont continué leurs activités à ce jour. L'UGTA reste la seule représentante des travailleurs qui contribue lors de la tripartite qui réunit le gouvernement et le patronat.

³⁸ World's development indicators.

³⁹ Cet indice varie de 0 à 100, et indique une réglementation plus rigide lorsque les valeurs sont plus élevées.

L'accord conclu, dans la tripartite en 2006 nommé pacte national économique et social avait pour objectif d'apaiser les tensions sociales et de garantir une croissance soutenue et durable. D'une durée de quatre ans, ce pacte a engagé tous les partenaires économiques et sociaux de l'Algérie à promouvoir le développement économique et sociales du pays, fixant des objectifs qui soutiennent à la fois, la croissance économique, la création d'emploi et la lutte contre le chômage et l'amélioration du cadre de vie de la population.

La participation des travailleurs à travers l'UGTA telle que apportée dans ce pacte se réalise comme suit ⁴⁰ :

- se mobiliser pour contribuer à l'instauration d'un climat favorable au développement économique et social, participer à l'explication de toutes orientations relatives au développement durable et maintien de la compétitivité de l'économie nationale.
- soutenir toute action allant dans le sens du respect de la législation sociale et de la rigueur dans son application ;
- sensibiliser les travailleurs au respect de leurs obligations sur les lieux de travail et contribuer à la promotion de la valeur travail et les vertus de l'effort productif ;
- apporter une contribution active à la réussite du programme national de développement, par le soutien aux réformes économiques mises en place, et à la promotion de l'emploi fondée sur l'investissement et la création d'activités ;
- mobiliser les travailleurs, en faveur d'une amélioration de la productivité du travail, de la qualité et de la compétitivité de la production nationale ;
- préserver la stabilité sociale, indispensable à toute politique de développement, par le recours au dialogue, à la concertation, à l'arbitrage et la pratique de la médiation .

Toutefois, les employeurs se sont engagés de contribuer activement aux actions de lutte contre le chômage et soutenir les programmes liés à l'emploi des jeunes diplômés, à l'apprentissage, à la mise en adéquation de la formation aux besoins de l'économie.⁴¹

5. Régulation et conformité du salaire minimum

La réglementation portant sur le salaire minimum indique que le salaire national minimum garanti (SNMG)⁴² est déterminé après consultations des organisations syndicales et d'employeurs

⁴⁰Le projet de pacte national économique et social ,09/2006

⁴¹ Idem 107.

les plus représentatives. Il servira comme base de référence aux salaires dans tous les secteurs économiques. Son évolution tient compte « de la productivité moyenne nationale enregistrée; de l'indice des prix à la consommation et de la conjoncture économique générale »⁴³.

Tableau n°33 : Evolution du SNMG en prix courant (1990-2010)

Année	1er Janvier 1990	1er Janvier 1991	1er Juillet 1991	1er Avril 1992	1er Janvier 1994	1er Mai 1997
SNMG	1 000	1 800	2 000	2 500	4 000	4800
Année	1er Janvier 1998	1er Septembre 1998	1er Janvier 2001	1er Janvier 2004	1er Janvier 2007	1er Janvier 2010
SNMG	5400	6000	8000	10 000	12 000	15 000

Source : Elaboré par le chercheur, données MTESS.

Le tableau ci-dessus montre que le SNMG en prix courant, a enregistré une augmentation spectaculaire de l'année 1990 à l'année 2010 ; Il est passé de 1000 DA à 15000 DA, respectivement. Toutefois, en termes réels (année de base 2000), le taux de croissance moyen du SNMG sur la période 1990-2000, a enregistré uniquement 5,87%.

Tableau n ° 34 : Taux de croissance annuel du SNMG

Année	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Taux de croissance réel	80,00%	-11,52%	-4,66%	0,07%	-26,81%	12,50%	-5,88%	11,11%	-1,99%
Année	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
Taux de croissance reel	0,60%	28,82%	-2,17%	-3,38%	19,54%	-1,89%	-1,77%	15,43%	

Source : Calculs du chercheur, données ONS différents années

La lecture du tableau n°34, nous indique qu'à chaque fois qu'il y a un accroissement du salaire minimum, il ya en parallèle, une augmentation des prix qui casse le pouvoir d'achat des employés. En effet, en 1991, le taux de croissance réel annuel du SNMG a atteint 80% par rapport à l'année 1990, toutefois, il a chuté de 11,52% en 1992 et 26,81 en 1996 après un accroissement de 0,07 % en 1994. Ce scénario a continué même dans les années 2000 indiquant

⁴² Le salaire national minimum garanti comprend le salaire de base, les indemnités et primes de toute nature à l'exclusion des indemnités versées au titre de remboursement de frais engagés par le travailleur (droit du travail art 87Bis).

⁴³ Article 87 du droit du travail Algérien

la levée de la main de l'état du protectionnisme et sa politique intense à juguler le taux d'inflation.

6. La négociation collective

Additivement aux autres textes régissant la réglementation du marché du travail, surtout ceux qui définissent la relation des salariés avec les employeurs (droit et obligations), on perçoit une autre approche dite " négociation collective" (de branche et/ou d'entreprise) qui marque le désengagement de l'état au profit des partenaires sociaux (employeurs et représentants syndicaux). En plus des conditions de l'emploi et le travail, plusieurs points sont abordés, notamment ceux relatifs aux normes du travail et à la détermination des salaires et des indemnités.

Tableau n ° 35 : Évolution de la masse salariale et les revenus des indépendants en milliards de dinars

	2002	2003	2004	2005	2006
Masse salariale	1 048,71	1 137,11	1 272,61	1 356,51	1 493,8
Revenus des indépendants	1 224,31	1 355,61	1 524,61	1 661,81	1 861,4
Indice des prix à la consommation (2000=100)	105,8	109,5	114,5	116,7	118,8

Source : site web l'ONS (www.ons.dz), site web de l'OIT (www.ilo.org),2010

Le tableau ci-dessus, montre que la masse salariale et les revenus des indépendants ont évolué positivement entre l'année 2002 et 2006 dans tous les secteurs (économique, administration, agriculture, affaires immobilières). Ils sont passés de 2 273,02 en 2002 à 2 797,22 en 2004 à 3 355,20 en 2006 soit un taux de croissance annuel moyen de 10,2%. Parallèlement, l'indice des prix à la consommation a affiché une augmentation de 13 points dans la même période indiquant l'indexation partielle des prix dans les politiques salariales.

Section II : Les programmes de l'emploi accompagnants les réformes

A coté de la réforme institutionnelle du marché du travail, les pouvoirs publics ont adopté une politique de l'emploi visant à réduire le chômage au moins à court terme ; soit en incitant à la création d'emplois par les entreprises ; soit en aidant les chômeurs à créer leurs propres activités ; soit en incérant ces jeunes chômeurs dans des programmes d'emplois temporaires qui visent à lutter au moins contre la pauvreté.

1. Les Emplois Salariés d'Initiative Locale (ESIL)⁴⁴.

Ce programme cible à recruter les jeunes chômeurs de 19 ans à 40 ans sans qualification ou peu qualifié par les collectivités locales, soit dans les administrations ou dans les entreprises locales, en vue de leur offrir la possibilité d'acquérir une première expérience. Les emplois créés sont temporaires, généralement de 6 à 12 mois.

Les données fournies par le ministère du travail et de la protection sociale et dans le cadre de l'emploi salarié d'initiative locale, révèlent que près de 332 000 jeunes ont bénéficié d'un emploi d'une durée moyenne de six mois entre la période (1990-1994) dans différents secteurs économiques, soit 45% dans les administrations et les secteurs socio-éducatifs, 34,6% dans le secteur du BTP et 2,7% dans l'agriculture (principalement le secteur des forêts) et les entreprises locales. Ce volet a participé à la création selon l'MTPS de 160.000 postes emplois dans cette période (41.385 entre 1990/91, 31 310 en 1992, 40176 en 1993 et 47105 en 1994) avec la permanisation de 11 000 travailleurs seulement, soit 3,3 % total des insertions sur la même période. Ainsi, ce programme a été poursuivi jusqu'à la fin des années 1990 et même dans les années 2000. En 1999, il a touché 157565 personnes avec des durées différentes. En termes d'évolution, le nombre des personnes qui ont bénéficié de ce programme a augmenté de 3 % de 1998 à 1999 et de 3,8 % du 1^{er} semestre 2000 au 1^{er} semestre 2001[CNES, 2001].

Par secteur d'activité, les services emploient près de la moitié des postes créés, soit 47%, suivi de l'administration et le secteur des BTP avec 25 % et 20 % respectivement (tableau n° 36).

Tableau n ° 36 : L'évolution du bilan du programme d'emploi salarié d'initiative local entre 1998 et 1999.

secteur	1998	1999	Variations %
Agriculture	9487	8842	-6,8
BTP	38.936	32.142	-17,4
Industrie	2.498	1978	-20,8
Services	68.852	75.194	+9,2
Administration	33.170	39.409	+18,8
Total	152.943	157.565	+3,0
Equivalent/permanent	72.211	68.322	-5,4

Source : MTPS, 2002.

⁴⁴ Ancrage juridique : instructions interministérielles MTSS-MF/N°1 du 28/07/2001

En 1996 de nouvelles procédures⁴⁵ ont été mise en œuvre, concernant la prise en charge des dépenses afférentes à ce dispositif. Il s'agit de la limitation des dotations budgétaires suivant un plafond fixé par le ministère chargé du travail, pour chaque wilaya sur la base de critères économiques et sociaux précis. L'application de ces mesures a permis la répartition équilibrée dans les dotations budgétaires en quota d'emplois sur l'ensemble des wilayas.

Selon le rapport du CNES portant sur l'emploi en Algérie -2002, l'évolution des insertions par le dispositif de l'emploi salarié d'initiative locale et du niveau de financement sur la période 1997-2001 révèle trois (03) principales tendances :

- La baisse des insertions de 9,8% annuellement.
- La part croissante de l'élément féminin dans le total des insertions passant de 29,9% en 1997 à 41% en 1999 et 37,8% en 2001.
- La baisse du niveau de financement de 2,6 milliards DA en 1997 à 2 milliards DA en 2000 puis à 2,4 milliards DA en 2001 pour atteindre 2,2 en 2002.

Tableau n ° 37 : Etat des insertions par les ESIL et niveau de financement

	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Total insertions ESIL (en milliers)	181,2	152,9	157,9	145,4	178,5	151.5
Financement (en milliard DA)	2,6	2,3	2,4	2	2,4	2.2

Source : MTSS, 2002

Par ailleurs, dans le cadre de l'aide à la création d'activités on a recensé 51.334 insertions de création d'activité dont 44800 à titre collectif .Ce nombre d'insertion a permis la création de 19010 activités dans différents secteurs entre 1990 et 1994 (3.390 en agriculture , 2114 en BTP et 13506 en artisanat et les services), 12476 à titre collectif et 6534 à titre individuel soit 66 % 34 % respectivement.

⁴⁵ Les instructions de la Direction Générale du Trésor n°31 du 26 août 1996 et 37 du 7 décembre 1996.

Tableau n° 38 : Rétrospective des insertions du DIPJ (1990 – 1994) - Formation

	1990-91	1992	1993	1994	1990-94
Créateurs d'activités	4145	790	1342	1363	7640
Autres formations	2405	6549	949	1099	11002
Insertion par la formation	6550	7339	2291	2462	18642

Source : MTPS, 2002.

Durant la période (1990/1994) et comme l'indique le tableau ci-dessus, on a enregistré un effectif de 18642 jeunes touchés par les actions de formation, initié par le DIPJ (6550 entre 1990 et 1991, 7339 en 1992, 2291 en 1993 et 2462 en 1994). Les formations spécialisées d'initiation à la gestion et/ou de spécialisation technique ont concerné 7640 promoteurs de coopératives. Sur le plan financier, le montant des subventions affectées à la réalisation des actions d'insertion et de formation initiées par le DIPJ au cours de la période 1990-1994, s'élevait à 9641000 DA, la consommation des crédits a atteint 83%. Globalement, les subventions allouées au DIPJ représentaient en moyenne 0,12% du PIB.

Au total, le nombre d'emplois créés par le dispositif de l'insertion professionnelle des jeunes dans tous les secteurs, a atteint entre 1990 et 1994, 408 042 employés, soit une moyenne annuelle de 82000 emplois. D'un autre côté, et selon le ministère du travail, l'année 2002 a enregistré la création de 151495 postes d'emplois temporaires dont 68884 soit plus de 45% dans le secteur des services.

En réalité, le dispositif de l'insertion professionnelle des jeunes et plus particulièrement, le dispositif d'emploi salarié d'initiative locale semble être une solution inefficace de lutte contre le chômage pour plusieurs raisons :

Premièrement, on voit clairement que la majorité des emplois créés sont des emplois précaires et non productifs. Deuxièmement, le salaire octroyé aux bénéficiaires est très faible et ne peut pas satisfaire leurs besoins, surtout lorsqu'on sait que ce salaire est resté fixe à 2500 DA brut par mois depuis son alignement sur le SNMG de l'année 1991, au moment où les niveaux des salaires ont augmenté après cette date (en 2002, ce salaire représentait un peu plus de 1/3 du SNMG en vigueur et le 1/4 en 2004). Troisièmement, ces insertions d'emploi sont caractérisées

par des taux de permanisation très réduits (soit un taux de permanisation de 4% seulement en 1999).

2. L'Indemnité d'Activité d'Intérêt Général – IAIG

Ce dispositif a été lancé au milieu de la période de mise en œuvre du plan d'ajustement structurel⁴⁶. Il est géré par l'agence de développement social (ADS). Il est destiné particulièrement, pour les actifs des familles diminuées, en situation de chômage pour les employer, souvent dans des travaux d'utilité publique. Les emplois dans le cadre de ce programme sont considérés comme des emplois normaux notamment en termes de durée légale du travail et de couverture sociale.

Ce dispositif est limité à une (01) personne par famille (famille sans revenu) avec un niveau de rémunération mensuel de 3.000 DA plus la couverture sociale. Le nombre de bénéficiaires a connu une chute de plus de la moitié en une année de 1996 à 1997 (283100 en 1996 et 114000 en 1997) pour atteindre un nombre de bénéficiaires de 136000, soit une légère augmentation de 16000 personnes entre 1996 et 2001.

Tableau n ° 39 : Evolution du nombre d'allocataires IAIG (1996-2001)

	Nombre des bénéficiaires	Montants dépensés (en DA)
1996	283100	ND
1997	114000	3 820 325 000,00
1998	129680	4 372 840 000,00
1999	134000	4 527 794 000,00
2000	130021	4 384 334 000,00
2001	136000	4 924 000 000,00
Total	926.801	22 029 239 000,00

Sources : Année 1996, données PAS (CNES) ; Années 1997-2000, données ADS/Février 2002.

Selon le CNES, le dispositif des IAIG a permis dans une conjoncture socio-économique extrêmement difficile d'atténuer un tout petit peu, les effets du chômage et de la pauvreté, en visant la population démunie lui procurant des revenus de subsistance et de la couverture sociale. Comme il a permis aux collectivités locales surtout, de faire face à leurs besoins de services publics. Cependant, ce dispositif n'échappe pas à quelques insuffisances, liées essentiellement

⁴⁶ Ancrage juridique : arrêté interministérielle MTPS-MF/ N°53 du 24/09/1996

aux points suivants : le premier concerne l'exclusion d'une catégorie de la population en âge de travailler (les jeunes de la tranche d'âge 16-17 ans) du bénéfice de ce dispositif en opposition avec les textes en vigueur œuvrant à faire bénéficier toutes les personnes en âge de travailler (16 -59 ans) ; le deuxième tourne autour de la temporalité des emplois créés dans le cadre de ce dispositif, mettant le travailleur dans une situation sociale instable.

3. Les Travaux d'Utilité Publique à Haute Intensité de Main-d'œuvre (TUP-HIMO)

Ce dispositif est lancé à la fin de la période du PAS⁴⁷. Il s'intègre dans un ensemble d'actions de soutien aux catégories sociales défavorisées et démunies. Ces actions sont financées notamment à partir du fonds social de développement créé par les pouvoirs publics en 1996, dans le but de réduire les effets négatifs induits par les réformes économiques mises en application.

Ce programme est marqué par les caractéristiques suivantes :

- l'utilité publique des travaux ;
- une composante minimale du coût en équipement et matériel ;
- une haute intensité en main d'œuvre, fixée à un minimum de 60% du coût global du projet ;
- un taux de rentabilité interne élevé ;
- une divisibilité des travaux en petits lots ;
- la possibilité de recruter une main d'œuvre non qualifiée ;
- un impact positif sur l'environnement.

La réalisation de ces programmes s'est déroulée en deux (02) phases importantes, la première, dite pilote, a été lancée en 1997 et achevée en juillet 2000. Son financement a été assuré par un prêt extérieur, accordé par la BIRD, d'un montant de 50 millions de dollars US, soit l'équivalent de 4,13 milliards de DA, pour 3 846 chantiers. Au cours de cette phase, le nombre d'emplois créés est passé selon le ministère du travail et la protection sociale de 83 842 en 1998 à 128 641 en 1999, soit une augmentation conséquente de 44 800 emplois. Les routes mobilisent près de la moitié des emplois créés (51,56 % en 1998 et 46,05 % en 1999) suivies du secteur de l'agriculture et des forêts avec 27,34 % en 1998 et 30,69 % en 1999. Le programme TUP-HIMO a généré en 2000 l'occupation de 140 000 personnes (36 personnes en moyenne par chantier) d'où la création de 42 000 emplois équivalents permanents. Le coût d'un emploi est

⁴⁷ Convention cadre intersectoriel entre le ministère en charge du travail, le ministère en charge de l'aménagement du territoire et le ministère de l'intérieur et des collectivités locales du 29/07/1996

estimé à 99000 DA. Ainsi, de 1997 à 2001, il a été consommé un montant de 4,5 milliards de DA sur une enveloppe globale de 6,94 milliards de DA, soit un taux de consommation des crédits de 65% pour la création de 64.000 emplois (environ 22.000 emplois/an).

Tableau n° 40 : Evolution du bilan des programmes TUPHIMO entre 1998 et 1999.

secteur	1998		1999		Variations %	
	Emploi	Crédit	Emploi	Crédit	Emploi	Crédit
Routes	43.229	1.246,3	59.236	1.800	+37,0	+44,4
Hydraulique**	17.692	635	29.925	1.028	+69,1	+61,9
Agriculture/foret	22.921	461,6	39.480	1.095	+72,2	+137,2
total	83.842	2.342,9	128.641	3.923	+53,4	+67,4

Source :MTPS **,2002 Y compris viabilisation, urbanisation -Crédit U : 10⁶ DA

En ce qui concerne la deuxième phase, elle a été entamée en 2001 et s'est achevée en 2004. Elle visait la création de 22000 emplois équivalents permanents par an. A cet effet, une enveloppe d'un montant de 9 milliards de dinars Algériens a été fournie à l'agence de développement sociale (ADS), organisme chargé de la gestion du dispositif, dont 1,8 milliards ont été dépensés en 2001, parallèlement à 1 milliard de dinars consommé pour le même objectif et entrant dans le cadre du programme de soutien à la relance économique mise en œuvre pour cette même période. En effet, la poursuite des chantiers ouverts en 2001 et ceux lancés en 2002, ont permis selon le ministère du travail, la création de 19226 emplois en équivalent permanent, estimé à 48000 emplois temporaires à travers le territoire national.

Tableau n°41 : Situation physique et financière du programme TUPHIMO arrêtée au 31/12/2001

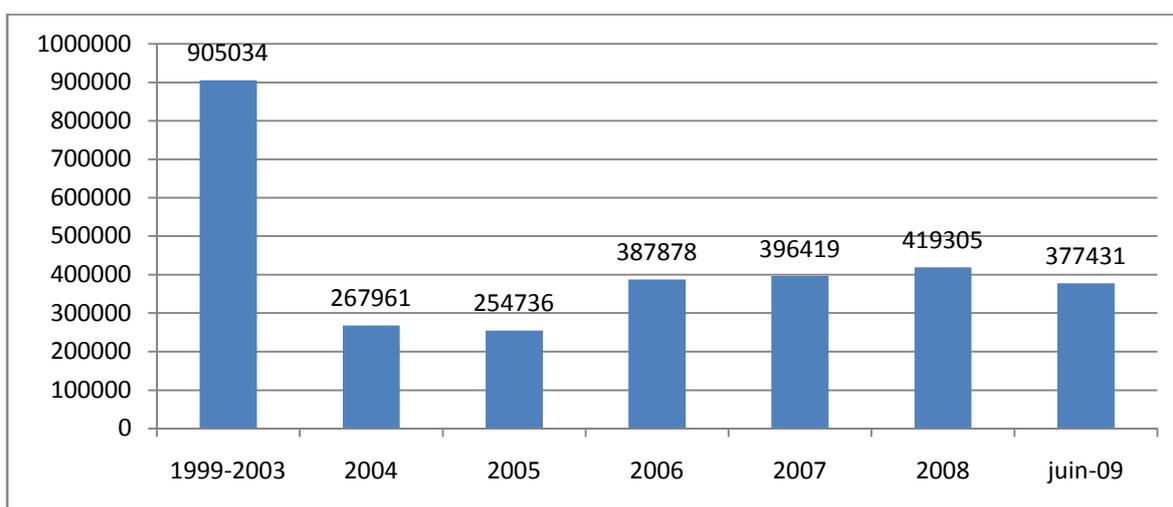
	Enveloppe financière prévue DA	Consommations cumulées DA	Emplois créés	
			Hommes/mois	Hommes/AN
1997*	4 135 721 536,98	2 990 606 223,00	413 717	34 476
1998*	1 145 115 313,98	731 653 777,00	156 796	13 066
1999*	413 461 536,98	66 912 985,65	86 093	7 174
2000*	346 548 551,33	346 548 551,33	50 976	4 248
2001**	2 828 000 000,00	367 133 990,69	62 379	5 198
Total	6 963 721 536,98	4 502 855 527,67	769 961	64 163

Source : « Evaluation des dispositifs d'emploi gérés par l'ADS » – rencontre-débat au CNES-communication de monsieur TELLI Safi- directeur général de l'agence de développement social (ADS) -février 2002-(documents de CNES)

Cependant, la mise en œuvre de ce dispositif a rencontré quelques contraintes, notamment celles, relatives à la centralisation des procédures qui constitue le principal frein limitant son impact.

Dans l'ensemble, au cours de cette dernière décennie, les trois dispositifs de l'emploi (IAIG, TUP HIMO, ESIL) ont enregistré des résultats satisfaisants en matière de création d'emploi et de lutte contre le chômage. Selon les chiffres avancés par le gouvernement, 3 008 764 emplois équivalents permanents ont été créés entre le début de 1999 et le premier semestre de 2009 soit une moyenne de 429 823 emplois par ans (graphique n°34).

Graphique n°34 : Emplois créés dans le cadre des dispositifs de (IAIG-TUPHIMO-ESIL) (1999-2009)



Source :Elaboré par le chercheur, données services du premier ministre,2009.

Le graphique ci-dessus montre la tendance à la hausse des emplois créés dans le cadre des dispositifs de (IAIG-TUP HIMO –ESIL) entre 1999 et juin 2009. La création d'emploi est passée de 267961 en 2004 à 387878 en 2006 pour atteindre 419305 en 2008. Le premier semestre de l'année 2009 a enregistré à lui seul, la création de 377431 emplois.

4. Le contrat de pré-emploi – CPE - .

Ce programme est lancé en 1998⁴⁸ . Il s'adresse aux jeunes universitaires (BAC +4 ans) et techniciens supérieurs âgés de 19 ans et plus, primo demandeurs d'emploi. Ce dispositif est mis

⁴⁸ Décret exécutif n°98-402 du 02/12/1998 –Circulaire MTPS/n°008 du 20/06/1998

en œuvre pour deux objectifs : le premier concerne l'insertion professionnelle des jeunes diplômés chômeurs, qui trouvent dans ce cadre une possibilité de travail s'adaptant à leurs qualifications et une occasion d'acquérir une expérience professionnelle et un savoir-faire correspondant au profil et en adéquation avec la spécialité de formation ; le deuxième concerne les employeurs en vue de l'amélioration du taux d'encadrement par l'injection de la technicité à travers le recrutement de la main d'œuvre qualifiée.

Ce dispositif est financé par le fond national de soutien à l'emploi des jeunes (FNSEJ). Il couvre le montant des rémunérations brutes fixées comme suit : 6000DA/mois pour les diplômés universitaires (Bac +4) et 4500 DA/mois pour les techniciens supérieurs pour une même durée. Le contrat de travail d'une année peut être renouvelé une fois par l'employeur pour une durée maximale de 6 mois, dans ce cas l'employeur contribuera à hauteur de 80% du montant de la rémunération. Le programme couvre également une partie des charges sociales fixées à 15,5%.

Selon le ministère du travail et la protection sociale (tableau n°42), le nombre de postes de travail ouverts au titre de l'année 1998 était à l'ordre de 7054. Il a presque triplé en 1999 soit 21060. Il faut noter suivant la même source que le nombre des placements a plus que doublé en une année passant de 4898 en 1998 à 12 364 en 1999, marquant une diminution dans le taux de placement de 10 % approximativement (de 69,4% en 1998 à 58,70 % en 1999).

Tableau n°42 : Evolution du taux de placement par catégorie (1998 – 1999)

Catégorie	1998			1999		
	Quotas	Placement	Taux%	Quotas	Placement	Taux%
Universitaires	4025	2830	70,3	130844	7655	55,29
Tech.Sup	3029	2068	68,3	7216	4709	65,25
Total	7054	4898	69,4	21060	12364	58,70

Source : MTPS , 2002

D'autre part, selon l'ADS, le nombre des postes ouverts pour la période 1998-2001 s'élève à 39373 (tableau n°43). L'administration occupe la grande part avec 21276 postes, soit 54,03% en

second, le secteur économique avec 18097 postes, soit 45,97%. (Le niveau universitaire : 26407 postes, soit 67% et le niveau technicien supérieur : 12.966 postes, soit 33%).

Tableau n° 43: Bilan du dispositif en termes d'insertion professionnelle

Programmes	Quota	Placement	Permanisation	Taux	
				PL/Q	Per/Pl
1998	7054	6 140	1 080	87,04%	17,59%
1999	14 006	12 191	1 824	87,04%	15,00%
2000	10 429	9 311	440	89,27%	4,72%
2001	7 884	3 443	176	43,67%	5,11%
TOTAL	39 373	22 453	3 520	57,03%	15,67%

Source : « Evaluation des dispositifs d'emploi gérés par l'ADS »- rencontre-débat au CNES-communication de monsieur TELLI Safi- directeur général de l'Agence de Développement Social (ADS) -février 2002-

Alors, depuis sa mise en œuvre jusqu'à 2001, ce dispositif a permis de placer 28000 diplômés, soit 28% des demandeurs d'emploi diplômés, avec un taux de permanisation de près de 12% [CNES, 2001].

Concernant le financement du programme CPE, son coût financier, sur la période 1998-2001 a atteint un montant de 2,96 milliards de DA. Seulement, le montant dépensé n'a pas dépassé 1,88 milliards de DA soit un taux de consommation de 63,5 % (tableau n°43).

**Tableau n°44:Etat des dotations et des consommations budgétaires (ADS)
en milliards DA**

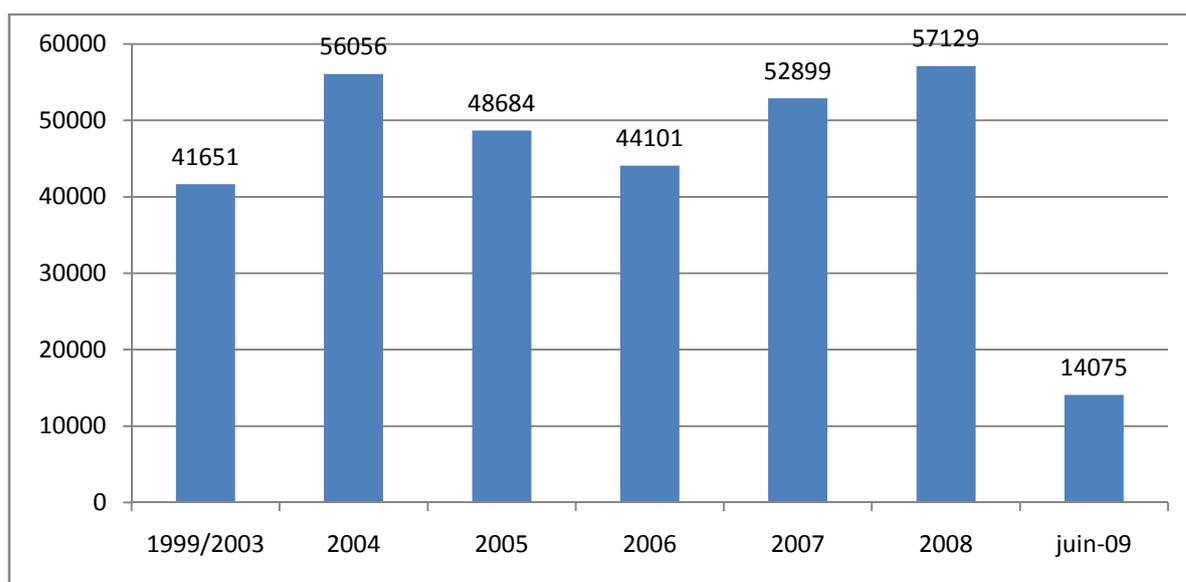
Années	Dotations budgétaires	Consommations	Taux consommation (%)
1998	0,25	-	-
1999	1,14	0,42	36,9
2000	0,68	0,71	104
2001	0,89	0,75	84,3
Total au 31/12/2001	2,96	1,88	63,5

Source : MTSS, 2002.

Par ailleurs, les jeunes diplômés de l'université voulant bénéficier du contrat pré-emploi doivent se présenter à l'Agence Nationale de l'Emploi (ANEM) se trouvant en leurs communes pour s'inscrire et déposer leurs candidatures pour des postes de travail de ce genre. Dans ce cadre, le nombre des candidats inscrits au programme des CPE à l'ANEM a atteint 142 695 entre le 2^{ème} semestre de l'année 1998 et l'année 2001 (45 228 en 1998, 25 606 en 1999, 32 323 en 2000 et 40 538 en 2001) (Tableau 44).

A partir de 1999 jusqu'à juin 2009, le nombre des emplois créés dans le cadre des CPE a atteint 314595 emplois. Les résultats étaient un peu médiocres entre 1999 et 2003 (41651 insertions seulement en cinq années), mais, satisfaisants entre 2004 et 2009, puisque on a enregistré selon le gouvernement près de 273 000 insertions, soit une moyenne annuelle de 51774 insertions (graphique n°35).

Graphique n°35 : Emplois créés dans le cadre du CPE (1999-6/2009)



Source : Elaboré par le chercheur, données : services du premier ministre, 2009.

Le graphique ci-dessus présente l'évolution de l'emploi créé dans le cadre du CPE entre 1999 et 2009. Il indique que ce dispositif a contribué de façon significative à la création d'un nombre important d'emplois. En effet, dans le cadre de ce programme, on a enregistré la création de 56056 emplois en 2004, 52899 emplois en 2007 et 57129 emplois en 2008, soit un total de création d'emploi qui s'élève à 322939 par an entre 2004 et juin 2009.

La mise en œuvre du dispositif CPE a permis une dynamisation du recrutement des diplômés dans tous les secteurs économiques, surtout dans l'administration. Il a donné aussi l'occasion pour ces jeunes d'acquérir au moins, une expérience professionnelle, comme, il a amélioré l'employabilité dans l'ensemble.

Toutefois, ces programmes ont été marqués par quelques insuffisances liés suite à une évaluation établie par le CNES en 2002 aux points suivants :

- La prédominance du secteur de l'administration dans le recrutement par rapport aux autres secteurs.
- Le faible taux de permanisation des bénéficiaires, surtout dans l'administration (On constate que la majorité des bénéficiaires après avoir épuisé leurs contrats, s'inscrivaient de nouveau auprès des ANEM en qualité de demandeurs d'emploi).
- La prépondérance de l'élément féminin parmi les candidats inscrits dans ce programme, du fait de la contrainte du dégageant du service national exigé lors du recrutement des diplômés de sexe masculin.

Section III : Incitation à la création de l'activité et le développement des investissements

A fin de lutter contre le chômage et créer de l'emploi, les pouvoirs publics ont mis en œuvre d'autres dispositifs d'emploi, s'articulant autour de l'idée d'aider les chômeurs à créer leurs propres entreprises d'un côté et le soutien et la promotion de l'investissement d'un autre côté. Ces dispositifs sont représentés par l'agence nationale de soutien à l'emploi de jeunes (ANSEJ), la caisse nationale d'assurance chômage (CNAC), l'agence nationale de gestion de micro crédit (ANGEM) et l'agence nationale de développement de l'investissement (ANDI).

1. Le dispositif de soutien à l'emploi des jeunes (ANSEJ)

C'est un dispositif d'insertion professionnelle en direction des jeunes. Il est mis en œuvre depuis le deuxième semestre de l'année 1997. La gestion du programme a été confiée à un organisme spécialisé, dénommé agence nationale de soutien à l'emploi des jeunes (ANSEJ).

L'ANSEJ⁴⁹ est une institution de soutien, d'accompagnement, de conseil, d'assistance et d'aide à la création des petites entreprises. Elle s'adresse à une catégorie de jeunes, âgés entre 19 ans et 35 ans et exceptionnellement à 40 ans, si l'activité crée trois emplois permanents ; en situation de

⁴⁹ Site web de l'agence Nationale de Soutien à l'Emploi des Jeunes (www.ansej.org.dz.)

chômage, possédant des qualifications et/ou un savoir faire certifié et un minimum de fonds propre. Le dispositif de Soutien à l'Emploi des Jeunes constitue une des solutions appropriée au traitement de la question du chômage. Il vise deux objectifs principaux :

- favoriser la création d'activités de biens et services par de jeunes promoteurs ;
- encourager toutes formes d'actions et de mesures tendant à promouvoir l'emploi des jeunes.

Ce dispositif prend en charge les porteurs de projets remplissant les conditions ci-après :

- avoir entre 19 et 35 ans avec possibilité d'étendre la limite d'âge à 40 Ans.
- être chômeur au moment du dépôt du dossier.
- mobiliser un effort personnel au titre de la participation au financement du projet.
- avoir une qualification ou un savoir-faire en adéquation avec l'activité ciblée.

Pour améliorer le fonctionnement du dispositif et élargir son champ d'intervention, certaines mesures sont entrées en vigueur en 2004, il s'agit de :

- relèvement du seuil d'investissement de 4 millions à 10 millions de dinars ;
- baisse des niveaux de participation exigés des jeunes comme fonds propres, de 5% pour les projets dont le coût d'investissement est égal ou inférieur à 2 millions de dinars et de 10% pour les projets dont le coût est compris entre 2 et 10 millions de dinars ;
- aides et avantages à l'extension des activités ;
- défiscalisation des véhicules de tourisme ;
- franchise de TVA sur les services ;
- exonération fiscale et parafiscale après le lancement de l'activité pendant 3 à 5 ans.

1.2. La création des micro-entreprises dans le cadre de l'ANSEJ

La micro-entreprise⁵⁰ est un acteur incontournable dans le processus de développement économique. Elle est un instrument très recommandé pour animer et dynamiser l'activité économique locale puisqu'elle permet de créer des emplois et promouvoir l'esprit d'initiative et de l'entrepreneuriat (CNES, 2002).

⁵⁰La limitation de la micro-entreprise est fixée par le nombre d'emplois ou le niveau d'investissement qui ne dépasse pas 4 millions de dinars.

La micro entreprise créée dans le cadre de l'Agence Nationale à l'Emploi des Jeunes doit avoir les caractéristiques suivantes :

- la micro entreprise peut être créée par un ou plusieurs jeunes promoteurs et seules les activités de production de biens et de services sont éligibles ;
- les activités commerciales sont exclues ;
- le montant maximum de l'investissement est de dix (10) millions de dinars ;
- les jeunes promoteurs doivent contribuer financièrement à l'investissement de création et/ou d'extension, par un apport personnel qui varie suivant le niveau de l'investissement et sa localisation (niveau rural, zone défavorisée, zone à promouvoir).

Le dispositif de création des micros entreprises ANSEJ, concerne deux types d'investissement à savoir l'investissement de création et l'investissement d'extension. Le premier porte sur la création de nouvelles micro entreprises par un ou plusieurs jeunes promoteurs éligibles au dispositif ANSEJ et le deuxième concerne les investissements réalisés par une micro entreprise en situation d'expansion.

. Deux formules de financement sont présentées dans le cadre de ce dispositif : le financement triangulaire et le financement mixte. Le premier est basé sur la participation du porteur du projet d'un apport personnel de 5% du coût total du projet lorsque celui-ci ne dépasse pas 2 millions de DA, le reste est complété par un prêt sans intérêt accordé par l'ANSEJ et un crédit bancaire ; lorsque le coût s'élève à plus de 2 millions de DA, l'apport personnel varie entre 8% et 10 %, selon la zone où s'implante le projet. Pour le deuxième, l'apport personnel constitue 75% du coût global du projet plafonné à 2 millions DA et 80% lorsque celui-ci dépasse 2 millions DA, le reste du montant est complété par un prêt sans intérêt accordé uniquement par l'ANSEJ⁵¹.

Plusieurs avantages et aides sont octroyés aux bénéficiaires en phase de réalisation du projet, on cite :

- franchise de la TVA pour les acquisitions des biens d'équipement et services, entrant directement dans la réalisation de l'investissement ;
- application du taux réduit de 5% en matière de droits de douanes, pour les biens d'équipement importés et entrant directement dans la réalisation de l'investissement ;

⁵¹ Site web de l'ansej (www.ansej.dz)

- exonération des droits d'enregistrement sur les actes constitutifs des micro-entreprises.
- Un prêt non rémunéré (PNR) octroyé par l'ANSEJ et modulé selon le niveau de financement ;
- bonification des taux d'intérêt bancaires à 50 % en zones normales et 75 % en zones spécifiques. Ces taux passent à 75 % en zones normales et 90 % en zones spécifiques quand l'activité relève du secteur de l'agriculture, de l'hydraulique ou de la pêche.

En ce qui concerne l'étape d'exploitation le bénéficiaire est exonéré :

- de la taxe foncière sur les constructions et additions de construction pendant une période de (03) trois années ;
- totalement de l'IBS, de l'IRG, du VF et de la TAP, pendant une période de (03) trois années.

La période d'exonération de trois (03) ans appliquée dans les autres zones est portée à six (06) années au niveau des zones spécifiques.

1.3. Bilan de la création de micro-entreprises dans le cadre de l'ANSEJ

Selon l'ANSEJ⁵², l'agence a enregistré au 31/10/2003, 170000 demandes de création de projets éligibles dans diverses activités, susceptibles de générer près de 465 000 emplois directs. Près de 97 000 dossiers soit 58 % ont été introduits dans le réseau bancaire et 55 151 autres ont obtenu l'aval des banques quant au financement des projets). Sur ces 55151 dossiers 50000 projets induisant près de 151000 emplois directs ont été financés par l'ANSEJ pour un montant global de l'ordre de 84 milliards de dinars, réparti en trois volets 14, 5 milliards de DA en apport personnels des promoteurs, 15 milliards de DA en crédit sans intérêt octroyé par le FNSEJ et 54,2 milliards de DA comme contribution des banques, par conséquent 400 PME ont été créés grâce à ce dispositif.

⁵² Abdelghani Mebarek DG de l'ANSEJ, EL MOUDJAHID du 20/10/2003.

Tableau n° 45 : Bilan du dispositif de Création de Micro-entreprises au 31/12/2003

Secteurs d'Activités	Nombre de Projets	%	Nombre d'Emplois	Nombre Moyen	Coût de l'Investissement	Coût Moyen de l'Emploi	Coût Moyen d'une Micro
AGRICULTURE	6429	12,27	16 418	3	9 666 372 063,00	588 766,72	1 503 557,64
ARTISANAT	6816	13,01	25 68	4	12 175 597 624,00	474 127,63	1 786 325,94
BTPH	1513	2,89	6 474	4	2 726 381 846,00	421 127,87	1 801970,82
HYDRAULIQUE	78	0,15	311	4	170 847 761,00	549 349,71	2 190 355,91
INDUSTRIE	242	4,62	9 092	4	4 950 948 476,00	544 538,99	2 045 846,48
MAINTENANCE	549	1,05	1 563	3	667 446 753,00	427 029,27	1 215 750,01
PECHE	83	0,16	320	4	151 390 470,00	473 095,22	1 823981,57
PROFESSION LIBERALE	1129	2,15	2 875	3	1 277 124 689,00	444 217,28	1 131 199,90
SERVICES	33 376	63,70	83 937	3	55 025 469 251,00	655 556,78	1 648 653,80
TOTAL	52 393	100	146 670	3	86 811 578 933,00	591 883,68	1 656 930,87

Source : site web de l'ANSEJ ,2004 (www .ansej.dz)

Le bilan de création des micro-entreprises au 31 Décembre 2003 indiqué dans le (tableau n°45) montre qu'il ya une augmentation du nombre des projets traités et déclarés éligibles au dispositif. Celui-ci s'élève à 52 393, pouvant générer près de 146 670 emplois directs. La répartition de ces projets par secteur d'activité classe au premier rang, le secteur des services avec 33 376 soit 63,70 % générant 83 937 emplois directs, suivi par l'artisanat avec 6 816 projets soit 13,01 % et l'agriculture avec 6 429 projets soit 12,27 %. Concernant les activités dans les autres secteurs, elles représentent 3 594 soit 11, 2 % au total (BTPH 2.89%, Hydraulique 0,15 %, industrie 4,62 %, maintenance 1,05 % pêche 0,16% et profession libérale 2,15 %).

Le financement de ces projets avait un coût d'investissement de l'ordre de 87 milliards de dinars, dont 56 milliards provenant de crédits bancaires, 16 milliards de crédits sans intérêts à partir du FNSEJ et 15 milliards de dinars de fonds propres mobilisés par les jeunes promoteurs. A noter que le secteur des services occupe plus que les 2/3 du coût global de l'investissement.

2. Le dispositif de la Caisse Nationale d'Assurance Chômage (CNAC)

La perte d'emploi pour raison économique à partir de 1994 suite à l'application du plan d'ajustement structurel a poussé les pouvoirs publics à mettre en exécution un dispositif d'emploi

dénommé la caisse nationale d'assurance chômage (CNAC) ⁵³. Il consiste à préserver des postes de travail pour les entreprises en difficulté mais toujours en activité et l'aide au retour à l'emploi, notamment au profit des travailleurs compressés pour raison économique. Plusieurs missions ont été confiées à cette caisse dispositif depuis sa création à ce jour. La principale, consiste au versement de l'indemnité de l'assurance chômage aux salariés ayant perdu leurs travail de façon involontaire pour des raisons économiques ; les autres s'articulent autour des actions d'aide et de soutien au retour à l'emploi et à la création d'activités.

2.1. Indemnisation chômage

A partir de 1994, la caisse nationale d'assurance chômage a lancé un mécanisme passif qui consiste à verser des allocations de chômage pendant une durée déterminée aux salariés touchés par la compression des effectifs, consécutivement suite à l'application du plan d'ajustement structurel à partir de 1994[CNAC ,2001] (tableau n°46).

Tableau n° 46 : Evolution des bénéficiaires de l'assurance chômage (1996 -2006)

Année	situation du dossier			
	Dossiers déposés	Dossiers admis	Dossiers mis en paiement	Dossiers fin de droits
1996	38045	36108	22767	6868
1997	108696	92151	76385	21845
1998	188007	164630	154286	42761
1999	192558	179127	173360	81139
2000	195279	183384	178008	126173
2001	196783	184311	180154	155102
2002	198379	186456	183085	169124
2003	199328	188411	184159	172407
2004	200167	189336	185077	174298
2005	200532	189446	185186	175183
2006	201505	189830	186500	176769

Source : Site web de la CNAC , 2010 (www.cnac.dz)

⁵³ En mai 1994, un décret législatif institue l'assurance chômage en faveur des salariés susceptibles de perdre leur emploi de façon involontaire et pour raison économique. Cette décision est suivie le 6 juillet de la même année par le décret exécutif 94-188 qui donne le jour à la CNAC, la Caisse Nationale d'Assurance Chômage.

La lecture du tableau ci-dessus nous montre qu'un nombre important de travailleurs compressés, ont bénéficié d'indemnité de chômage depuis la mise œuvre de ce dispositif, avec une accentuation soutenu entre 1996 et 1999. A la fin de l'année 2006 et sur un total de 201 505 dossiers déposés de travailleurs licenciés, 189830 ont été admis. Parmi ces allocataires pris en charge, 176769 ont épuisé leurs droits à la fin 2006 (soit 94% du total des allocataires admis).

2.2. Les mesures actives

En plus du versement des allocations de chômage, la CNAC a mis en œuvre entre 1998 et 2004 d'autres mesures dites actives, destinées à la réintégration des chômeurs allocataires au marché du travail. Ces mesures sont : l'aide à la recherche d'emploi, l'aide au travail indépendant et la formation reconversion.

2.2.1. L'aide à la recherche d'emploi

C'est un programme soumis au centre de recherche d'emploi⁵⁴. Il vise à aider les chômeurs désirants retrouver un emploi salarié, autonome dans leurs démarches de recherche d'emploi, en mettant à leurs dispositions une équipe de conseillers à l'emploi qui les encadre en leurs apprenant les techniques de recherches d'emploi modernes.

Selon la CNAC⁵⁵, les personnes concernées sont :

- tout travailleur ayant perdu son emploi de façon involontaire et pour raisons économiques ;
- les personnes ne possédant pas en matière de recherche d'emploi, les compétences et/ ou la confiance en soi, nécessaire pour se mettre en valeur auprès des employeurs ;
- les personnes désirant retrouver un emploi salarié.

La session de formation dure trois (03) semaines et concerne un groupe entre 12 à 15 participants qui se rencontrent quotidiennement pendant 3 semaines, sous la direction d'un animateur compétent qui fournit le soutien, l'information et le matériel nécessaire au groupe⁵⁶.

⁵⁴ Le concept de Centre de Recherche d'Emploi a été développé au début de l'année 1998 par la CNAC à Alger comme opération pilote. Le concept d'origine canadienne fut adapté à l'environnement algérien et connu du succès sur un groupe de 12 personnes pour ensuite s'étendre dans plusieurs autres centres à travers le pays . Le concept a fait ses preuves et est maintenant mis en pratique dans 21 wilaya.

⁵⁵ Site web de la CNAC (www.cnac.dz)

⁵⁶ Site web du CNES (www.cnes.dz)

Selon la CNAC, 25 à 30% des clients, retrouvent un emploi après avoir suivi une session de C.R.E.

2.2.2. L'Aide au Travail Indépendant

Dans le cadre de la création d'entreprise et en particulier le travail indépendant, la CNAC a mis en place un centre spécialisé à cet effet (CATI) destiné spécialement aux porteurs de projets souhaitant bénéficier d'un soutien, en matière d'accompagnement dans la création de leurs activités.

Dans ce contexte, un groupe de conseillers du centre se charge auprès du candidat de l'informer sur les procédures de la création d'entreprise et l'orienter pour lui permettre une prise de décisions éclairée sur des options fondamentales relatives à son projet.

Dans ce cadre et selon la CNAC, plus de 1500 porteurs de projets ont bénéficié des services proposés par les CATI (1441 projets gérés par les conseillers dont 160 entrés en activité, 270 en pré-démarrage et 1099 inscrits dans le cadre du microcrédit).

2.2.3. La formation de reconversion

Il s'agit des cycles de formation - reconversion organisés, par la CNAC en faveur des chômeurs allocataires en vue d'améliorer leurs chances d'employabilité. Cet objectif serait atteint par « l'amélioration de leurs qualifications professionnelles, le développement des formations bien ciblées et porteuses, avec un contenu et une pédagogie adaptée à leurs pré-requis professionnels et enfin par la mise en place d'instruments de gestion des actions de formation-reconversion dans le but d'aboutir à l'acquisition et à la maîtrise des techniques des sélections et d'orientations fiables et précises »⁵⁷.

Selon des statistiques de la CNAC, 11125 allocataires en 2001, avaient bénéficié d'une formation dans le cadre de programmes de formation-reconversion. Seulement, 3 105 d'entre eux ont pu être réinsérés depuis, cette date. De son côté, le ministère de la formation professionnelle avait mis à la disposition de la caisse plus de 20 000 places pédagogiques. En outre, 2001, 7286 allocataires, dont 3484 en fin de droits, ont été formés pour être reversés dans le monde du travail (Les tests de qualification appliqués ont permis à 861 prestataires et à 1514 autres en fin de droits de bénéficier d'une certification qui a permis leur réinsertion).

⁵⁷ Site web de la caisse national Algérienne de chômage (www.cnac.dz)

2.2.4. L'Aide aux Entreprises en Difficulté - AED

C'est une mesure mise en œuvre par la CNAC dans le but de la sauvegarde des entreprises et la préservation des emplois. Cette aide prend trois formes :

- Une aide de la part de la caisse au titre de ses missions qui porterait sur la réemployabilité, la formation, la reconversion, le CATI, le CRE...
- Une aide par la recapitalisation des entreprises en difficulté dans le but de leur apporter de l'argent d'une part et, d'utiliser les droits découlant du statut d'associé, pour faciliter l'exploitation sous forme d'apport d'autre part.
- Une troisième forme d'aide est l'accompagnement de ces entreprises auprès des bailleurs.

Selon le CNES⁵⁸, l'état relatif au programme de l'aide aux entreprises en difficulté, arrêté à novembre 2001, fait ressortir :

- sur les 30 entreprises ayant fait l'objet d'un diagnostic par l'équipe d'experts proposés par la CNAC, 22 sont éligibles à l'AED⁵⁹, soit 70% ;
- ces entreprises qui représentent 500 000 emplois environ sont confrontées à des difficultés conjoncturelles et structurelles à divers degrés, formes et niveaux.
- 1200 PME et micro-entreprises regroupant près de 400 000 emplois sont susceptibles d'être ciblées par l'AED.

2.2.5. Le soutien à la création et à l'extension d'activités pour les chômeurs promoteurs âgés de 30 à 50 ans.

A partir de 2004 et dans le cadre du plan de soutien à la croissance économique (PSCE), la CNAC a mis en œuvre le dispositif de l'aide à la création d'activités, destiné aux chômeurs promoteurs âgés de 35 à 50 ans. Ce programme s'est achevé en juin 2010. Il a été suivi par un autre, touchant une population plus large, il s'agit de la catégorie des chômeurs âgés entre de 30 et 50 ans.

⁵⁸ Site web du CNES (www.cnes.dz).

⁵⁹ Le nombre d'entreprises constituant le marché de l'AED se compose de 1337 EPE nationales et locales et 1760 sociétés des salariés).

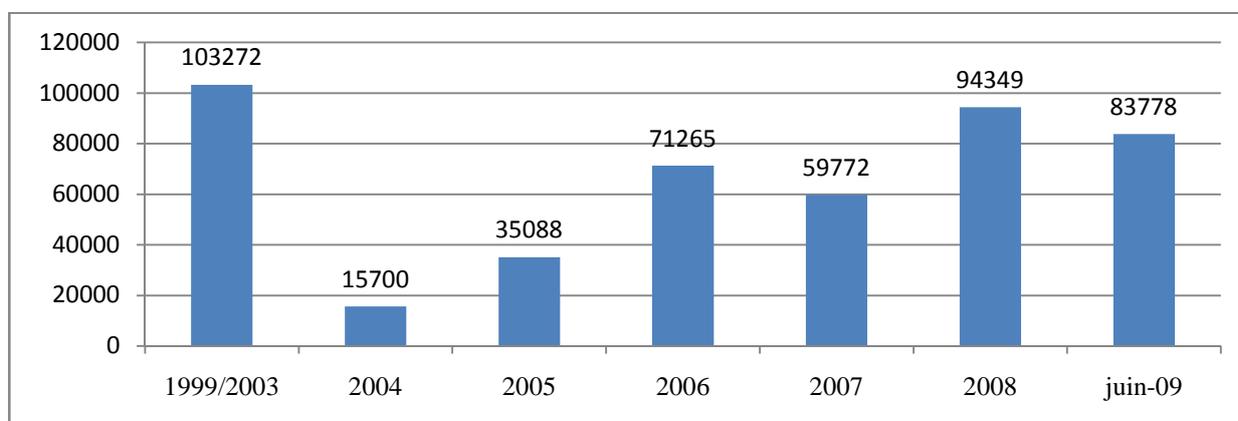
Ils bénéficient de plusieurs avantages, notamment le montant global du seuil d'investissement porté à 10 millions de DA au lieu de 5 millions de DA et la possibilité de l'extension des capacités de production de biens et de services pour les promoteurs déjà en activité.

3. L'Agence nationale pour la gestion du microcrédit (ANGEM)

Ce dispositif a été mis en œuvre en 2004. Il vise à favoriser l'auto-emploi surtout, à domicile. Sa mission principale est la gestion des microcrédits. Il est adressé aux personnes de 18 ans et plus, sans revenu ou disposant de petits revenus instables et possédant un savoir faire relatif à l'activité envisagée. Il permet d'obtenir un petit crédit bancaire d'une durée de 6 à 12 mois variant en fonction du coût global de l'activité et ne pouvant excéder 95% du coût global de l'activité, lorsque ce dernier est supérieur à 50 000 DA et égal ou inférieur à 100 000 DA. Ce niveau est porté à 97% du coût global de l'activité, lorsque le bénéficiaire détient un diplôme ou un titre équivalent reconnu et/ou l'activité est implantée dans une zone spécifique (au niveau du sud ou des hauts plateaux). Il est porté à 70% du coût global de l'activité, lorsque ce dernier est supérieur à 100 000 DA et égal ou inférieur à 400 000 DA. Un taux d'intérêt bonifié est accordé aux promoteurs selon l'activité projeté, ou l'implantation du projet (zone spécifique).

Le nombre total de prêts accordés par l'ANGEM a atteint 345127 dont 322 775 pour achat de matière première et 22 352 destinés au financement des projets. La répartition des prêts par secteurs d'activité classe en premier lieu, la petite industrie avec 34%, les services avec 22%, l'artisanat avec 20% l'agriculture et les BTP en dernier rang avec 17% et 7% respectivement. En matière d'emploi, il a été créé 4994 emplois en 2005. Ce nombre est passé à 457 007 emplois en 2011⁶⁰.

Graphique n° 36 : Emplois créés dans le cadre du micro crédit (ANSEJ-ANGEM-CNAC)



Source : Elaboré par le chercheur ; données, Services du premier ministre, 2009.

⁶⁰ Site web de l'ANGEM (www.angem.dz)

Le graphique ci-dessus, montre l'importance des microcrédits dans la création des emplois dans les années deux-milles. Il a généré 463224 emplois dans le cadre des dispositifs ANSEJ, ANGEM et CNAC au cours de la période allant de 1999 à juin 2009, avec une accentuation en 2008 avec 94349 emplois et en juin 2009 avec 83778 emplois.

4. Le dispositif de développement et de promotion des investissements (APSI/ANDI).

La relance de l'activité grâce au soutien à l'investissement et aux aides à la création d'entreprises est toujours perçue comme une politique très favorable dans la lutte contre le chômage et la création de l'emploi.

Dans ce sens, un premier code d'investissement a été promulgué en 1993⁶¹ par les pouvoirs publics en Algérie, donnant naissance à l'agence de promotion et de soutien de l'investissement (APSI). Elle visait en général l'amélioration de l'environnement de l'entreprise et la promotion de l'investissement en particulier. Néanmoins, ce code a été entravé dans les faits par quelques obstacles, relatifs surtout à la lourdeur de la bureaucratie et la mauvaise gestion du foncier industriel. Selon le CNES, l'investissement via l'APSI, a eu un bilan modeste, puisque à la fin de l'année 2000, sur 43200 intentions d'investir déposée, la majorité des projets est restée au stade initial.

Pour remédier cette situation et donner un nouveau souffle à la promotion de l'investissement, les pouvoirs publics ont mis en œuvre, en 2001, de nouvelles dispositions en matière d'investissement⁶² qui ont offert une série d'avantages aux investisseurs nationaux et étrangers. Ces facilités comprennent, notamment, un volet fiscal et parafiscal accordant des baisses importantes, voire des exonérations sur certaines charges des entreprises (Impôts sur le bénéfice annuel, Impôt sur le revenu global, charges de télécommunications, TVA sur les achats destinés à la production...). Ces avantages peuvent s'étendre à 5 ans dans le cadre du régime général et sur dix ans pour ce qui est du régime particulier, suivant la nature et l'intérêt de l'investissement.

⁶¹ Décret législatif n° 93-12 du 5 octobre 1993. Ce décret définit le champ, fixe les régimes et les avantages accordés aux investisseurs

⁶² L'ordonnance signée par Abdelaziz Bouteflika N° 01-03 du 20/08/2001) relative au Développement de l'Investissement et la loi d'Orientation sur la Promotion de la PME/PMI.

Pour l'application de ce dispositif, une nouvelle agence a vu le jour, à savoir l'ANDI (agence nationale de développement de l'investissement) en remplacement de l'APSI, dépendant directement du Chef du gouvernement. Cette agence a pour mission⁶³ de :

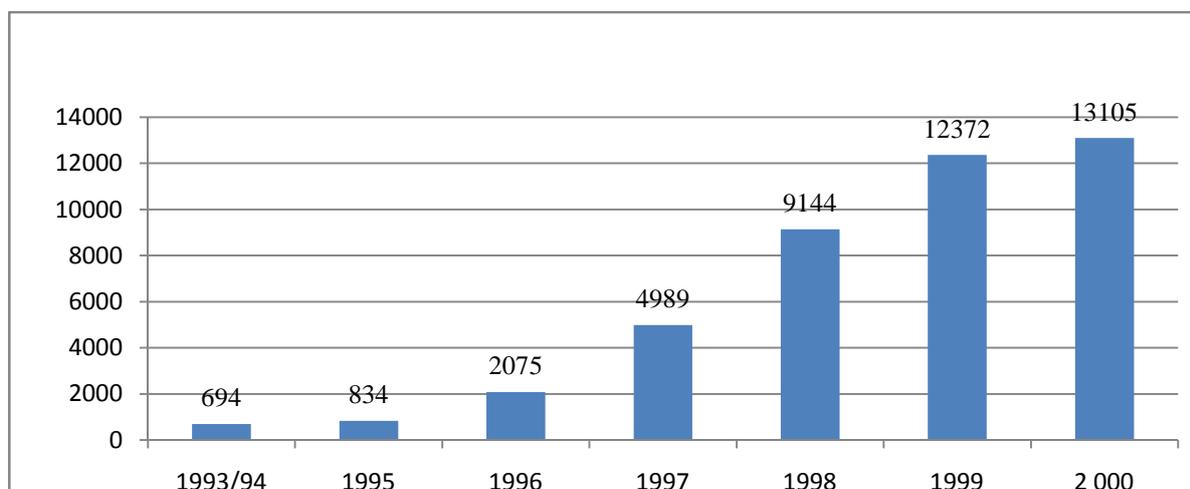
- assurer la promotion, le développement et le suivi des investissements nationaux et étrangers ;
- accueillir, informer et assister les investisseurs résidents et non-résidents dans le cadre de la mise en œuvre des projets d'investissements ;
- faciliter l'accomplissement des formalités constitutives à la création des entreprises et la réalisation des projets, à travers le guichet unique ;
- octroyer des avantages liés à l'investissement dans le cadre du dispositif en vigueur.
- s'assurer du respect des engagements souscrits par les investisseurs, durant la phase d'exonération ;
- identifier les opportunités d'investissement et de constituer une banque de données économiques à mettre à la disposition des promoteurs ;
- entreprendre toute action d'information, de promotion et de collaboration avec les organismes publics et privés en Algérie et à l'étranger, pour faire connaître l'environnement général de l'investissement en Algérie, les opportunités d'affaires et de partenariat, et l'encouragement de leur réalisation ;
- identifier les obstacles et contraintes qui entravent la réalisation des investissements et de proposer aux autorités concernées, les mesures organisationnelles et réglementaires pour y remédier.

4.1. Bilan d'APSI/ANDI

Dans le cadre de la promotion et du suivi de l'investissement, plus de 43 213 projets ont été déclarés auprès de l'agence pouvant créer plus de 1 605 000 emplois pour un coût d'investissement de 3344 milliards de dinars entre novembre 1993 et décembre 2000 (Graphique 37).

⁶³ Décret exécutif n° 01-282 du 6 Rajab 1422 correspondant au 24 septembre 2001 portant attributions, organisation et fonctionnement de l'Agence Nationale de Développement de l'Investissement.

Graphique n°37 : Evolution des projets d'investissement déclarés auprès de l'APSI (1993-2000)



Source : Elaboré par le chercheur, données ANDI, 2004

La lecture de l'histogramme ci-dessus montre l'augmentation continue du nombre de projets d'investissement déclarés auprès de l'APSI expliquant l'intérêt des promoteurs pour ce dispositif, depuis sa création avec une appréciation plus forte en 1998. En effet, le nombre de projets d'investissement déclarés auprès de l'APSI qui était de l'ordre de 694 entre 1993/94 a atteint 4989 en 1997 et 9144 en 1998, enregistrant une forte augmentation de près de 80 % du total des projets. En 2000 ce nombre a atteint 13105 (tableau n°47).

Tableau n° 47 : Evolution des projets d'investissement déclarés de l'APSI (1993-2000)

Années	Projets		Emploi		Montant	
	Nombre	%	Nombre	%	Valeur	%
1993/94	694	2%	59606	4%	114	3%
1995	834	2%	73818	5%	219	7%
1996	2.075	5%	127849	8%	178	5%
1997	4.989	12%	266761	17%	438	13%
1998	9144	21%	388702	24%	912	27%
1999	12372	29%	351986	22%	685	20%
2000	13105	30%	336169	21%	798	24%
Total	43213	100%	1604891	100%	3.344	100%

Source : ANDI, 2004 ; (*) les montants sont libellés en Milliard de Dinars

Par secteur d'activité, selon des chiffres obtenus du CNES, les projets d'investissement dans l'industrie représentent la grande part avec 37% du total, 45% du coût global et 40% de l'emploi, en second lieu vient le secteur du transport avec 22 % du total ,11% coût global d'investissement et 12 % de l'emploi. Concernant le secteur du BTPH, il représente 19% du total des projets.

Par ailleurs, selon le ministère des Finances⁶⁴, Le volume global de l'investissement n'a cessé d'augmenter, il atteint un niveau de 1262 milliards de dinars (soit plus de 15 milliards de dollars) en 2003, contre 780 milliards de dinars en 1999. Il s'agit là, selon le ministère, d'un volume d'investissement supplémentaire de 470 milliards de dinars, soit un équivalent de plus de 6 milliards de dollars. Selon toujours le ministère des finance, la croissance est tirée par le secteur agricole qui a enregistré de bonnes performances, à savoir un taux de croissance sectorielle de plus de 16% par rapport à l'année 2002. L'industrie des hydrocarbures a atteint un niveau de croissance de 6,6%, le secteur de la construction (BTP), un taux de 7,5% contre 8,2% en 2002.

Concernant les investissements directs étrangers (IDE) en Algérie⁶⁵, ils ont enregistré, selon le ministère des finances une croissance annuelle de 25%, en marquant une nette évolution, passant de 40 millions de dollars en 1990 à 270 millions en 1996 pour atteindre 1,171 milliards en 2000 et près de 1,2 milliard en 2001.

En outre, 397 projets d'investissements en partenariat, sont déclarés, durant la période allant d'octobre 1993 à septembre 2000, totalisant un montant de l'ordre de 164 milliards de dinars. Un peu plus de la moitié de ces projets d'investissement sont engagés dans le secteur de l'industrie soit 57 % suivi du secteur des services par 19 % et les BTPH de 10 %. Les emplois susceptibles d'être créés par ces projets d'investissement en partenariat déclarés dans la même période sont plus de 47000 postes.

Durant l'année 2009, l'ANDI a enregistré, plus de 19 700 projets d'investissement affichant une augmentation de 17 % par rapport à l'année 2008 où on a enregistré 16 800 projets . Les investissements enregistrés durant cette année représentent plus du quart (28 %) des projets déclarés durant toute la période 2002 – 2009. En termes de prévisions de création

⁶⁴ EL WATAN, le mardi 21 octobre 2003 « Le ministre des Finances, Abdelatif Benachenhou, lors d'une conférence de presse tenue le 20 /10/2003 au siège de son département »

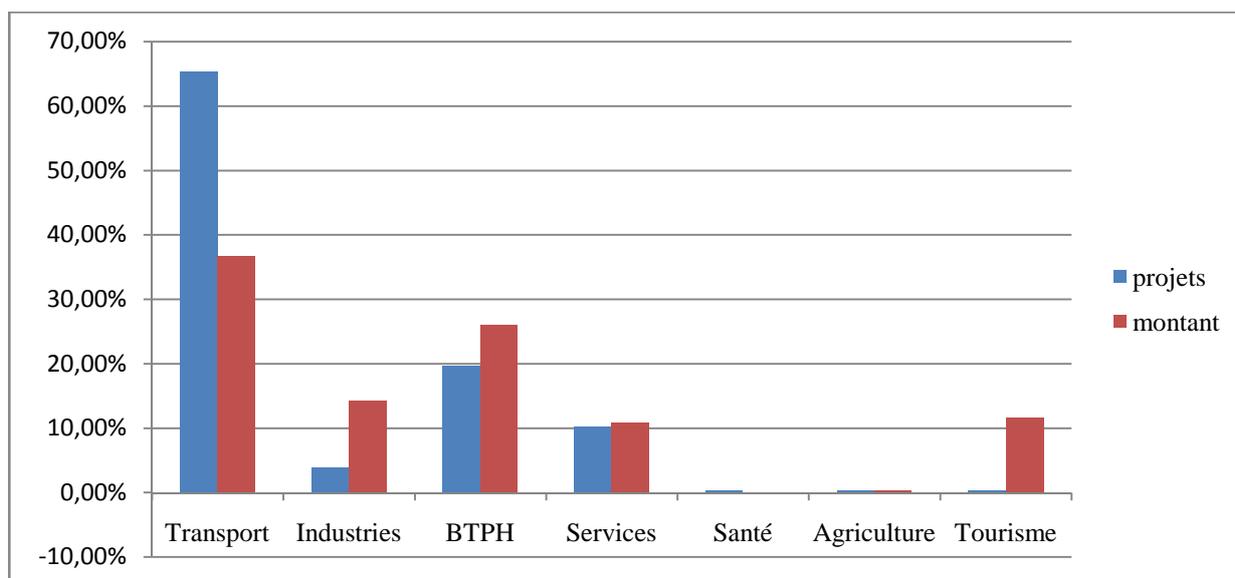
⁶⁵ EL MOUDJAHID, le mercredi 17 décembre 2003 « M. Benachenhou juge appréciable la croissance économique nationale »

d'emplois, 156 000 nouveaux postes de travail sont enregistrés en 2009 contre 197 000 en 2008 soit une baisse de l'ordre de 21 % [ANDI, 2010].

La répartition de nombre des projets par secteur d'activité selon des statistiques officielles de l'ANDI en 2009, classe l'investissement dans le transport en premier rang avec 65,34% , le BTPH en deuxième avec 19,58% suivie par les services avec 10,23% et l'industrie avec 3,90% tant que les secteurs de l'agriculture le tourisme et la santé n'ont pas dépassé en somme 1%.

Néanmoins, par coût d'investissement selon les secteurs, le classement se diffère à l'exception du transport qui reste en tête avec 36,62% ,ensuite vient le BTPH avec 25,92%, les industries (14,27%), le tourisme (11,61%) , les services (10,77%) ,la santé (0,43%) et enfin l'agriculture (0,38%).

Graphique n°38 : La répartition de nombre des projets par secteur d'activité en 2009



Source : Elaboré par le chercheur, données ANDI, 2010

Le graphique ci-dessus montre que la grande part des projets concerne le secteur du transport du fait de sa rentabilité suivi par les BTPH et les services.

Il reste à signaler qu'à côté de l'ANDI, il existe d'autres organismes chargés de l'investissement en Algérie, il s'agit premièrement du Ministère délégué auprès du Chef du Gouvernement chargé de la participation et de la promotion de l'investissement (MDPPI). Il s'occupe de la promotion et le développement de l'investissement mais également des privatisations.

Le deuxième organisme concerne le conseil national d'investissement (C.N.I.) qui était impliqué directement dans l'application de la législation sur l'investissement.

En fin, les nouvelles mesures prises par les pouvoirs publics concernant l'investissement en 2001 à savoir la création de l'agence nationale de développement de l'investissement ont donné plus de stimulation et dynamisation à ce phénomène.

Conclusion

A coté de la réforme institutionnelle du marché du travail en 1990, à travers les modifications apportées à la législation régissant les relations individuelles et collectives de travail entre les employés et les employeurs, les pouvoirs publics ont lancé un ensemble de dispositifs visant à réduire au moins, à cours terme le chômage ; soit en incitant les entreprises à la création d'emplois en l'occurrence, les Emplois Salariés d'Initiative Locale (ESIL) convertis en PAIS (Prime de l'Action d'Insertion Sociale) et les Contrats Pré-Emploi (CPE) pour les jeunes qualifiés ; soit en les insérant dans des programmes d'emplois temporaires qui visent à lutter au moins contre la pauvreté , à savoir l'Indemnité d'Activités d'Intérêt Général (IAIG) et les Travaux d'Utilité Publique à Haute Intensité de Main d'Œuvre (TUP-HIMO) convertis aujourd'hui en Action des Besoins Collectifs (ABC) ; soit en aidant les chômeurs à créer leurs propres entreprises d'où plusieurs organismes ont été mis en place comme l'Agence Nationale pour le Soutien à l'Emploi des Jeunes (ANSEJ) , la Caisse Nationale d'Assurance Chômage (CNAC) et l'Agence Nationale pour la Gestion du Microcrédit (ANGEM) .

A partir de 2008, d'autres programmes sont entrés en vigueur englobant les anciens dispositifs de l'emploi. Ils se fondent sur deux dispositions à savoir, l'aide à l'insertion professionnelle des jeunes qui s'adresse au primo-demandeurs d'emplois et le soutien à la création d'entreprise surtout les PME.

Chapitre V

" Evaluation des déterminants du chômage en Algérie "

Introduction

Après la phase d'investigation théorique et empirique, menée dans les chapitres précédents, il est intéressant et nécessaire de procéder à une évaluation économétrique des déterminants du chômage en Algérie.

Pour cela et à partir des outils statistiques, économétriques et de théories économiques abordées dans le premier chapitre, nous procéderons dans un premier temps à la spécification du modèle sur le taux chômage, puis nous intéresserons à la source des données et à la détermination de la méthode d'estimation. Enfin, nous présenterons l'estimation puis l'analyse critiques des résultats.

Section I : La spécification du modèle

C'est la phase de formulation des hypothèses de base. Elle permet la description mathématique du phénomène étudié en passant par l'identification des variables explicatives et la détermination de la forme mathématique du modèle.

1. La forme fonctionnelle du modèle

Plusieurs études ont été faites pour expliquer les variations du taux de chômage surtout dans les pays de l'OCDE. Ces études ont utilisé des modèles reposant pratiquement sur l'influence de deux grandes catégories de facteurs, les uns sont liés aux institutions du marché du travail et les autres sont relatifs aux chocs macroéconomiques.

En pratique, les modèles de base utilisés quant à l'explication du chômage se centrent principalement sur l'idée citée plus haut, mais se différencient dans le choix des variables explicatives selon chaque étude.

En effet, dans le modèle de base de Blanchard et Wolfers (2000), les chocs sont observables, et interagissent avec les institutions du marché du travail selon la relation suivante :

$$U_{it} = C_i + \left(\sum_k a_k Y_{kit} \right) \left(1 + \sum_j b_j X_{ij} \right) + e_{it}$$

où U_{it} : le taux de chômage dans un pays donné i à une date t (t est un indice qui désigne des périodes de cinq ans : 1960-1964, 1965-1968, etc.),

C_i : Des effets fixes pays ;

Y_k : les chocs macroéconomiques (le ralentissement de la croissance de la productivité globale des facteurs, le taux d'intérêt réels et d'un choc de demande de travail dû à une rationalisation accrue des effectifs par les entreprises)

X_j : les institutions du marché du travail, (comprennent le taux de remplacement, la durée des prestations de chômage, les dépenses en politiques actives en faveur de l'emploi, le degré de rigueur de la réglementation de l'emploi, le coin fiscal, le taux de syndicalisation, la couverture des conventions et le degré de coordination syndicale .

Par ailleurs, le modèle du FMI (2003) sur les déterminants du chômage examiné sur un échantillon de 20 pays de l'OCDE pour la période de 1960 à 1998 a utilisé la spécification de base suivante :

$$U_{it} = \alpha_i + \lambda U_{i,t-1} + \sum_{j=1}^J \beta_j X_{j,i,t} + \sum_{k=1}^K \gamma_k Z_{k,i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

où, U_{it} est le taux de chômage à l'instant t dans le pays i ; α_i est un effet spécifique au pays; X_j est un ensemble de variables macroéconomiques (croissance de la productivité, le taux d'intérêt réel, termes de l'échange chocs, et de l'inflation); Z_k est un vecteur d'indicateurs du marché du travail institutionnel, et, $\varepsilon_{i,t}$ est le terme d'erreur.

L'équation de base de **Nickell, Nunziata et Ochel (2005)** est un modèle dynamique dans lequel le taux de chômage U est expliqué comme suit :

$$U_{it} = \beta_0 + \beta U_{i,t-1} + \gamma' X_{it} + \theta Y_{it} + \lambda' Z_{it} + \phi_i t_i + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

U_{t-1} : le taux de chômage expliqué par ses valeurs antérieures.

X : les institutions du marché du travail (la protection de l'emploi, le taux de remplacement des indemnités chômage, la durée d'indemnisation chômage, le taux de syndicalisation, le degré de coordination salariale et le coin fiscal-social⁶⁶).

Y : les chocs macroéconomiques (un choc de demande de travail, un choc de productivité globale des facteurs, un choc d'offre monétaire, le taux d'intérêt réel de long terme et un choc sur les termes de l'échange.

Z : les interactions entre les institutions (l'interaction entre les deux variables d'indemnisation (le taux et la durée d'indemnisation), l'interaction entre le degré de coordination salariale avec le taux de syndicalisation d'une part et avec le coin fiscal-social d'autre part.

t_i : représente une tendance déterministe propre au pays i ,

μ_i : des effets fixes pays

λ_t : des indicatrices temporelles.

⁶⁶ Le coin socio-fiscal mesure le poids total des prélèvements obligatoires, en pourcentage des coûts salariaux. Il est défini comme la somme de l'impôt sur le revenu et des cotisations sociales obligatoires acquittées par le salarié ET l'employeur (diminué des transferts sociaux et aides

Toutefois, l'équation de base de taux de chômage dans une **étude de l'OCDE (2006)** est la suivante :

$$U_{it} = \sum_{i=1}^i b_i X_{jit} + aG_{it} + C_i + d_i + e_{it}$$

Où :

X_j : variables dans le temps t et par pays i, (le taux moyen de remplacement des indemnités chômage, le degré de rigueur de la réglementation de l'emploi, le coin fiscal-social, le taux de syndicalisation, le degré de centralisation / coordination des négociations salariales et le degré de rigueur de la réglementation des marchés des produits.

G : l'écart entre le PIB effectif et le PIB potentiel en pourcentage du PIB potentiel.

Une autre étude de l'OCDE considère la relation suivante entre le taux de chômage U, les institutions X_j , les chocs macroéconomiques Y_k et leurs interactions $X_j Y_k$:

$$U_{it} = \sum_j b_j X_{jit} + \left(\sum_k a_k Y_{kit} \right) \left(1 + \sum_j b_j X_{ij} \right) + c_i + e_{it}$$

Cette spécification est élaborée pour tester l'existence d'un effet indirect des institutions sur le taux de chômage (par le biais de leurs interactions avec les chocs macroéconomiques).

2. Le choix des variables et les sources des données

En observant l'évolution du marché du travail Algérien de 1980 à 2009, on s'aperçoit que le taux de chômage est affecté par plusieurs facteurs, les uns d'ordre économiques et d'autres d'ordres institutionnels. Les premiers sont liées principalement aux réformes économiques, entre autres la productivité, le taux d'inflation, le taux de change, le taux d'escompte, les importations et les dépenses publiques. Les autres variables sont liées directement à la réglementation du marché du travail en l'occurrence les couts salariaux.

En effet et suite aux mesures prises dans le cadre des réformes économiques qui ont touché principalement les indicateurs cités plus haut, le marché du travail s'est détérioré en premier temps, notamment au cours de la période qui a coïncidé avec la mise en œuvre du plan d'ajustement structurel, jusque la fin des années deux mille. Une reprise plus en moins en

qualité de chiffre a été notée durant ces dernière années coïncidant avec le lancement d'autres réformes, relatives surtout à une politique expansionniste des dépenses publiques touchant tout les secteurs. On cite parmi ces variables:

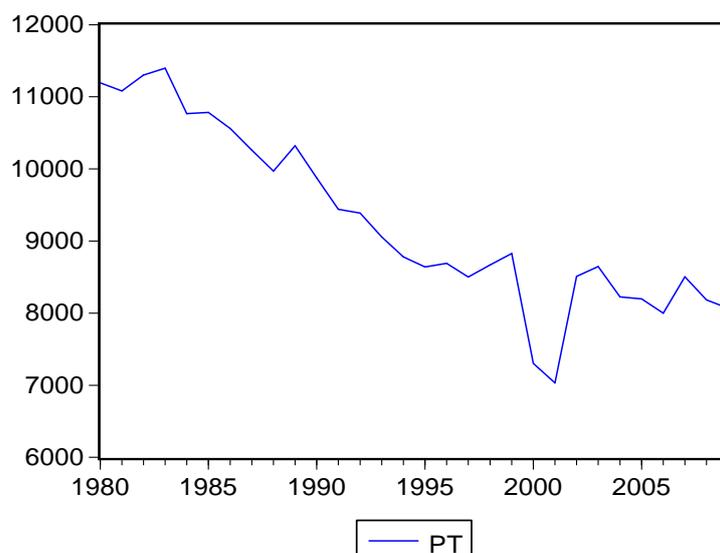
- **La productivité du travail (PT)**

La productivité du travail est la valeur d'une unité de production par un travailleur. On suppose qu'une hausse de la productivité impliquerait une baisse du taux de chômage ($\frac{\partial U}{\partial PT} < 0$). En effet, une accélération à la hausse de la productivité du travail augmenterait le PIB potentiel, ce qui permettrait de produire plus avec le même nombre de travailleurs. Ceci diminuerait le coût du travail des entreprises et favoriserait la création d'emploi.

L'accroissement de la productivité se traduirait également par des salaires plus élevés, ce qui augmente les demandes domestiques. Ainsi si les entreprises remarquent une augmentation de la demande de leurs produits, elles réagissent en augmentant la production et par conséquent l'emploi. A contrario, si les salaires sont rigides, une baisse de la productivité augmenterait le coût du travail et obligerait les entreprises à réduire leur demande de travail et donc un chômage en plus.

Aussi, une faible croissance de la productivité signifie à terme une croissance de production faible et une diminution de la demande intérieure qui à son tour, pousse l'emploi vers le bas.

Graphique n°39 : Evolution de la productivité du travail (1980-2009)



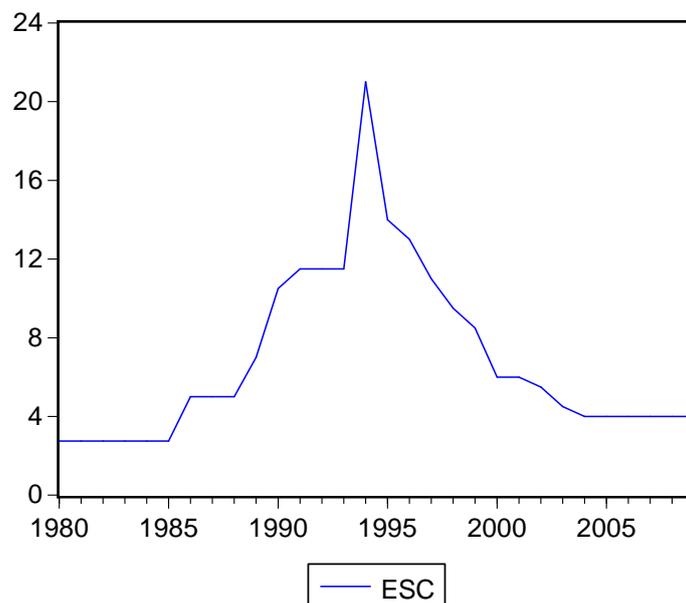
Source :Elaboré par le chercheur, données Banque Mondiale,2011 (en USD prix constant 2000)

L'évolution de la productivité du travail en l'Algérie est marquée par une tendance à la baisse depuis 1984 jusqu'à l'année 2001, puis elle a repris sa croissance avec une légère augmentation, coïncidant avec une baisse du taux de chômage.

- **Le taux d'escompte (ESC)**

Le taux d'escompte est supposé être corrélé positivement avec le taux de chômage ($\frac{\partial U}{\partial ESC} > 0$). Une hausse du taux d'intérêt en raison d'une politique monétaire restrictive ralentirait à la fois la demande intérieure et augmenterait le coût du capital. Néanmoins, une politique monétaire expansionniste en abaissant le coût du crédit, pourrait créer un climat favorable à l'investissement et à la consommation. Ceci signifie qu'une augmentation du taux d'intérêt réel pourrait avoir des effets négatifs sur l'emploi. Il est probable que la hausse du taux d'intérêt entraînerait le coût relatif au capital, incitant les entreprises à augmenter leur utilisation de main-d'œuvre.

Graphique n°40 : Evolution du taux d'escompte (1980-2009)



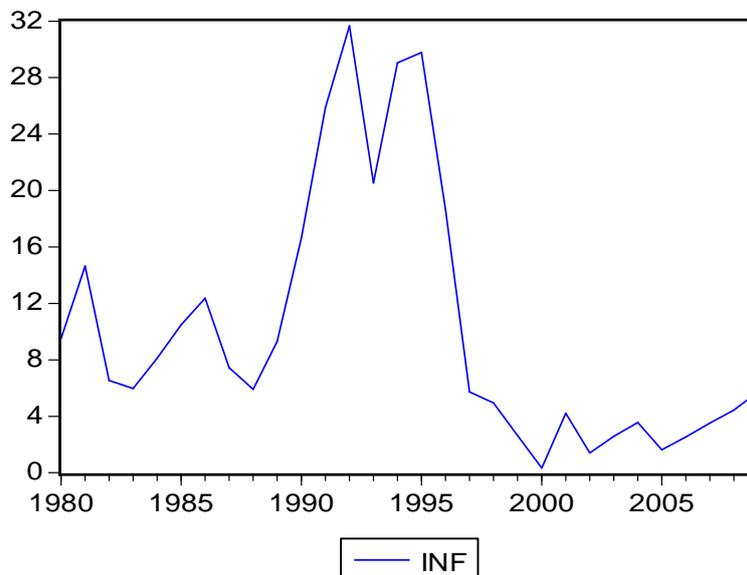
Source : Elaboré par le chercheur, données Banque Mondiale, 2011.

En Algérie dans le cadre des mises en œuvre des réformes, le taux d'intérêt a été libéré et le taux d'escompte a été réévalué. Ceci a réduit probablement la demande de travail et a conduit éventuellement à une augmentation du taux de chômage.

- **Le taux d'inflation**

A court terme il ya une relation négative entre le taux de chômage et le taux d'inflation ($\frac{\partial U}{\partial INF} < 0$) . Une augmentation inattendue des prix réduirait les salaires réels, menant à une augmentation de la demande de travail et une baisse du chômage. Les critiques ont affirmé que les travailleurs rationnels et bien informés rendaient compte que leurs salaires réels étaient en baisse et devraient demander une augmentation des salaires nominaux afin de compenser la hausse des prix. L'augmentation des demandes de salaire réel tend à inverser la baisse du chômage. A long terme, le taux de chômage tend vers un niveau qui est conforme avec un taux d'inflation stable, à savoir, le taux de chômage naturel ou le NAIRU.

Graphique n°41 : Evolution du taux d'inflation (1980-2009)



Source : Elaboré par le chercheur, données banque mondiale, 2011

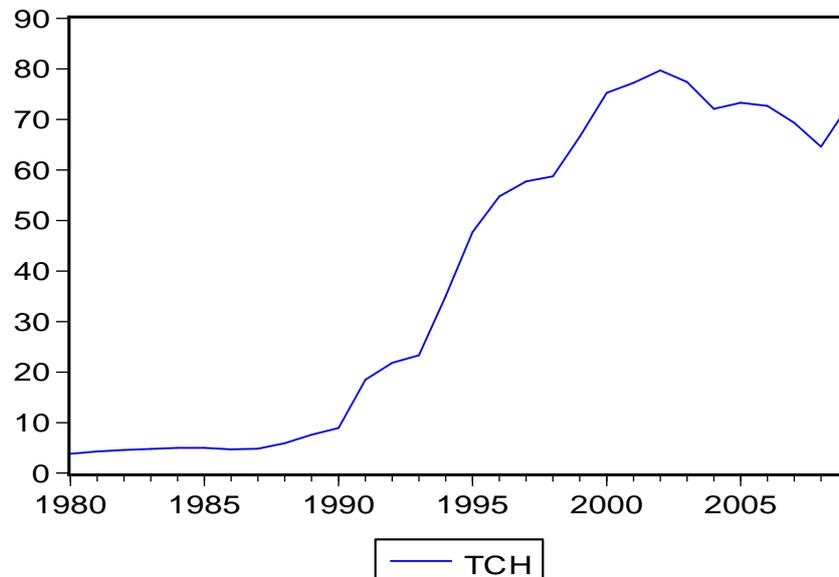
En Algérie, les mesures prises dans le cadre de réformes économiques notamment, celles relative au plan d'ajustement structurel, ont touché le taux d'inflation lequel est resté au stade de deux chiffres en quelques années puis s'est décéléré.

- **Le taux de change**

Le taux de change des monnaies et en particulier, les dévaluations ont souvent été un moyen des pouvoirs publics, pour résoudre les problèmes des échanges extérieurs.

On suppose qu'il y a une relation négative entre le taux change et le taux de chômage ($\frac{\partial U}{\partial TCH} < 0$). Une augmentation du taux de change pourrait avoir des retombées économiques positives en termes d'exportations, donc d'activité et par conséquent d'emplois et baisse du taux de chômage.

Graphique n°42 : Evolution du taux de change (1980-2009)



Source : Elaboré par le chercheur, données banque mondiale, 2011

En Algérie, afin de soutenir le processus de libéralisation du commerce extérieur et établir la convertibilité du dinar sur toutes les transactions courantes, le dinar a subi une dévaluation intensive à partir de la mise en application des réformes.

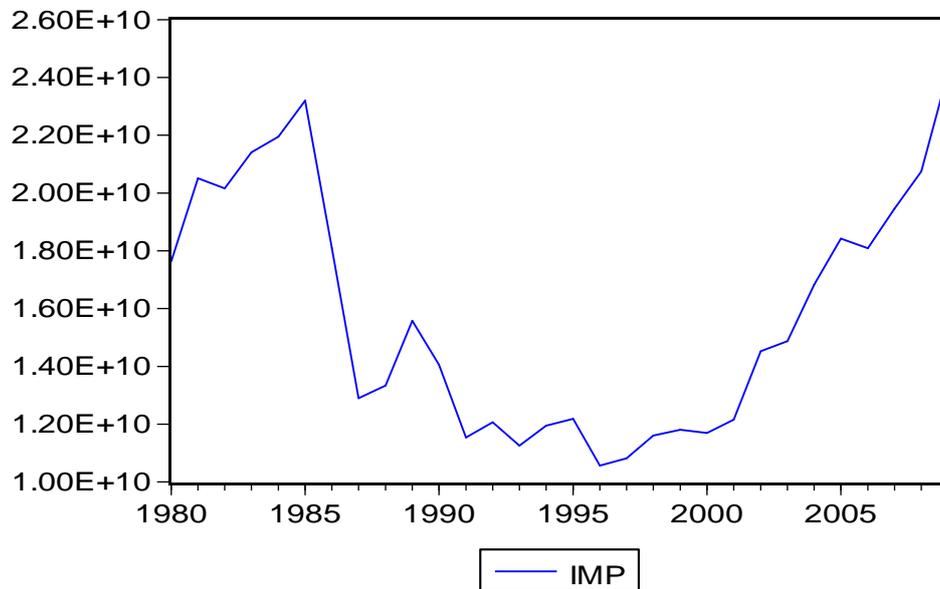
• Les importations

Les réformes concernant l'ouverture économique, étaient soutenues par l'application de la loi sur la monnaie et le crédit d'avril 1990 et la levée progressive du monopole de l'état sur les importations et l'accord d'association avec l'union européenne. Cette démarche a permis l'ouverture du marché algérien aux opérateurs privés nationaux et étrangers, sous formes de concession et aux opérations d'imports- exports.

Néanmoins, un abaissement des barrières à l'entrée sur le marché diminue le pouvoir du marché et les rentes des entreprises en place. Ceci signifie qu'une augmentation des importations pourrait avoir un impact négatif sur les marchés des produits du fait de manque de compétitivité

et pourrait affecter par conséquence la performance du marché du travail en augmentant le taux de chômage. ($\frac{\partial U}{\partial IMP} > 0$).

Graphique n°43 : Evolution des importations (1980-2009)



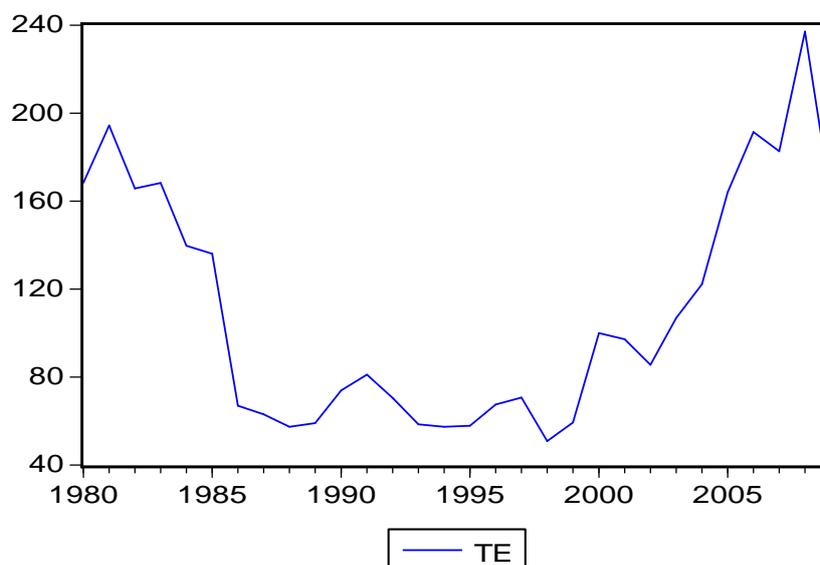
Source : Elaboré par le chercheur, données banque mondiale, 2011 (en dollars Américains prix constant 2000)

- **Les termes de l'échange (TE)**

Les termes de l'échange, indiquent le rapport entre l'indice des prix à l'exportation et celui à l'importation. Elles mesurent le degré de couverture des importations par les exportations. Une variation positive des termes de l'échange contribuerait à augmenter le bien-être des individus du pays.

Ainsi conformément à la théorie, on présuppose un impact positif de cette variable sur la croissance du PIB et, par conséquent négatif sur le taux de chômage ($\frac{\partial U}{\partial TE} < 0$).

Graphique n°44 : Evolution des termes de l'échange (1980-2009)



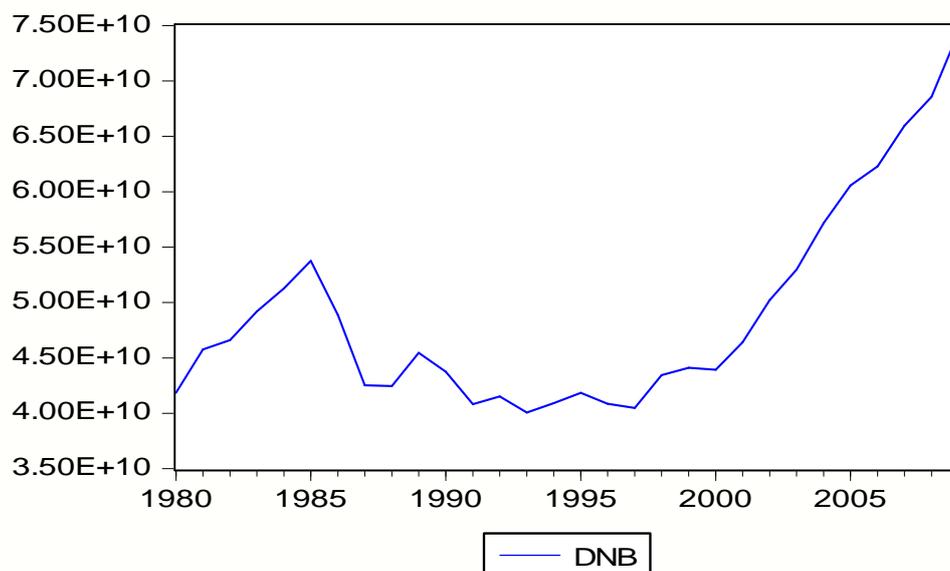
Source : Elaboré par le chercheur, données banque mondiale, 2011 (en dollars Américains prix constant 2000)

- **Les dépenses publiques**

La dépense publique constitue un levier traditionnellement utilisé dans la stimulation de la croissance. Elle est nécessaire, pour encourager l'emploi et préparer les individus aux exigences du marché du travail. Elle doit être guidée par des objectifs tels que, les dépenses productives qui contribuent au développement socio-économique et à l'amélioration du niveau de vie de la population, plus précisément, le développement des infrastructures qui répondent évidemment à des besoins humains, au développement durable et à la création d'emplois. Les études montrent que les pays qui dépensent plus pour l'emploi obtiennent un nombre des nouveaux actifs, beaucoup plus important que les autres qui dépensent moins.

Par manque de données sur les dépenses publiques, on utilisera dans notre étude les dépenses nationales brutes. Celles-ci comprennent les dépenses en consommation finale du gouvernement (la consommation générale du gouvernement) et la formation brute de capital (investissement intérieur brut). On suppose donc, une relation négative entre les dépenses nationales brutes et le taux de chômage ($\frac{\partial U}{\partial DNB} < 0$), une augmentation des dépenses nationales brutes provoquerait une baisse du chômage.

Graphique n°45 : Evolution des dépenses nationales brutes (1980-2009)



Source : Elaboré par le chercheur, données banque mondiale, 2011 (en dollars Américains prix constant 2000)

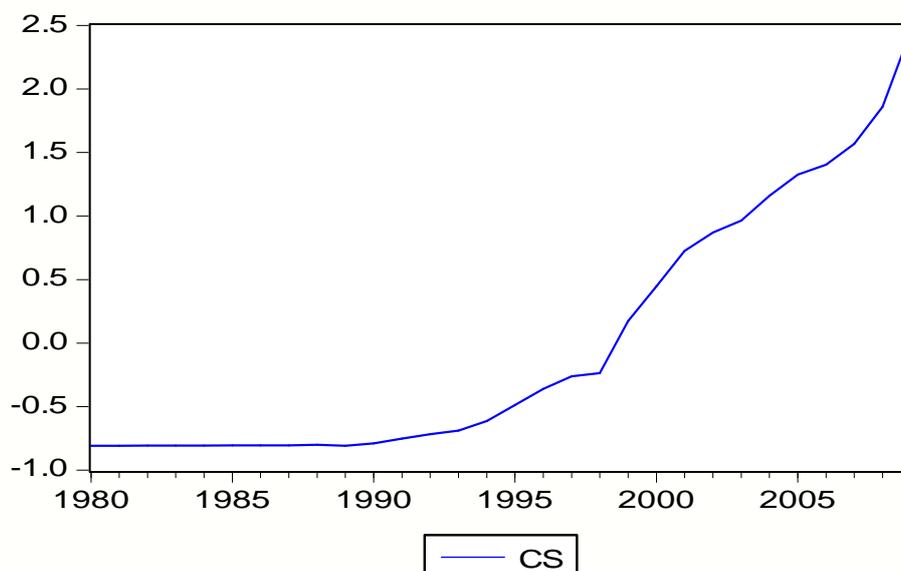
En effet, la mise en œuvre des premières réformes a suscité une compression des dépenses publiques notamment celles relatives aux traitements et salaires provoquant une détérioration du marché de l'emploi. Toutefois, l'expansion des dépenses publiques, instrument primordial des deux programmes à la relance économique (2001-2004) et (2005-2009) a coïncidé avec un fléchissement évident, du taux de chômage dans les années deux-milles.

- **Les coûts salariaux (CS)**

C'est une méthode incitative très efficace pour créer des emplois [Artus, 1996]. Il s'agit d'une baisse du coût du travail par la baisse des charges salariales (les cotisations sociales et les impôts). Sur le marché travail, le coût salarial est une variable d'ajustement des quantités (offre et demande). Si ce coût est trop élevé par rapport à la productivité des salariés, les entreprises n'embaucheront pas.

Par manque de données sur la fiscalité relatives à l'emploi, on se limite à l'évolution des cotisations sociales pour expliquer le comportement des coûts salariaux et par la suite l'impact de la réforme de l'institution du marché du travail. On présuppose qu'il y a une relation positive entre les cotisations sociales et le taux de chômage ($\frac{\partial U}{\partial SC} > 0$).

Graphique n°46 : Evolution des cotisations sociales (1980-2009)



Source : Elaboré par le chercheur, données tirées des tableaux des comptes nationaux Algérien (converti en dollars Américains au prix de l'année 2000)

• La situation sécuritaire (D1)

IL est utile de rappeler que l'Algérie est passée par une période du terrorisme qui s'est soldée, par des destructions d'infrastructures et même d'entreprises publiques, qui se sont chiffrées par des dizaines de milliards de dollars US.

Toutes les données utilisées dans notre étude ont été tirées du site Web de la banque mondiale, à l'exception des données concernant les cotisations sociales et la sous période 1980-1988 de la série taux de chômage qui ont été complétées par les données de l'office national de statistique (Algérie). La situation sécuritaire est une variable muette prenant la valeur un (1) pour la période (1992 - 2001), et zéro (0) pour les autres années de la période d'étude.

3. La présentation du modèle

La définition des variables du modèle étant faite, nous présentons sa forme fonctionnelle, comme suit :

$$U=f(PT, INF, TCH, ESC, IMP, DNB, CS, D1)$$

U : Le taux de chômage annuel ;

PT : La productivité du travail ;

TCH : Le taux de change ;

INF : Le taux d'inflation ;

DNB : Les dépenses nationales brutes ;

CS : Les cotisations sociales ;

IMP : Les importations ;

$D1$: représente une variable muette qui indique l'évolution de la situation sécuritaire, elle prend le nombre de 1 dans l'année où il ya une instabilité sécuritaire et le nombre 0 lorsque la situation est sécurisé et stable.

On écrit notre modèle sous la forme log-linéarisée. Car, l'un des avantages de l'utilisation de la forme logarithmique linéaire est qu'elle permet de :

- minimiser l'influence des effets du temps sur la série,
- réduire le nombre d'étapes pour aboutir à une série stationnaire,
- interpréter les coefficients β_i en élasticité ce qui nous facilite l'analyse économique a savoir l'impact d'un taux de variation de la variable explicative de 1% sur le taux de variation du taux chômage.

Modèle (1):

$$\ln U = \beta_0 + \beta_1 \ln PT_t + \beta_2 \ln TCH_t \\ + \beta_3 \ln INF + \beta_4 \ln ESC_t + \beta_5 \ln IMP_t + \beta_6 \ln DNB_t + \beta_7 \ln CS_t + \beta_8 D1 \\ + \varepsilon_t$$

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7, \beta_8$: Des paramètres (des coefficients de pondération)

ε_t : Le terme d'erreur qui tient compte de toutes les variables quantitatives ou qualitatives non intégrées dans le modèle. C'est l'erreur d'estimation. On s'attend à ce que le résidu soit très faible.

Section II : La méthode d'estimation

1. Le choix de la méthode d'estimation

Pour estimer ce modèle linéaire, nous appliquerons la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). En théorie, les estimateurs des MCO sont BLUE, c'est-à-dire qu'ils sont les meilleurs estimateurs linéaires sans biais, mais aussi convergents et efficaces.

Néanmoins, afin de pouvoir tester à l'aide des tests ordinaires (Student et Fisher), les coefficients issus de la méthode des moindres carrés ordinaires, nous allons d'abord étudier la stationnarité des séries. A ce niveau, nous utiliserons les tests de Dickey-Fuller et de Philips Perron.

Si les séries sont stationnaires, on pourra directement appliquer la méthode des moindres carrés ordinaires sans aucune contrariété pour l'application des tests classiques de significativité des coefficients. Cependant, si les séries ne sont pas stationnaires en niveau, nous recourrons à la théorie de la cointégration. Cette théorie permettra en présence de non stationnarité et sous certaines hypothèses de pouvoir appliquer la MCO sans souci pour la validité des tests classiques de significativité. L'étude de la cointégration part des tests de cointégration des séries à étudier. Elle nous permettra par la suite de savoir s'il existe une ou plusieurs relations de long terme entre les variables à étudier. Selon le cas, on envisagera un modèle à correction d'erreurs (MCE) ou un modèle vectoriel à correction d'erreur (VEC).

2. La stationnarité des variables

Après la spécification du modèle et avant les estimations, il convient d'étudier la stationnarité des séries chronologiques du fait que les variables économiques et financières sont rarement des réalisations de processus stationnaire. Il conviendra alors pour nous de procéder aux tests de stationnarité des différentes séries à étudier c'est-à-dire étudier si leurs caractéristiques stochastiques à savoir si son espérance et sa variance se trouvent modifiées dans le temps, la série temporelle est considérée comme non stationnaire ; dans le cas contraire où le processus stochastique est invariant, la série chronologique est stationnaire [Bourbonnais, 1998]. Une série est fortement stationnaire si l'ensemble de ses moments sont indépendants du temps. En pratique, on utilise une notion moins restrictive de la stationnarité que l'on qualifie de faible ou de stationnarité de second ordre. Une série faiblement stationnaire lorsque ses deux premiers moments sont finis et indépendants du temps [Araujo, Brun, Combes, 2004]:

- $E(x_t) = E(x_{t+m}) = \mu, \forall t \text{ et } \forall m$, la moyenne est constante et indépendante du temps
- $var(x_t) < \infty \forall t$, la variance est finie et indépendante du temps
- $cov(x_t + x_{t+k}) = E[(x_t - \mu)(x_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$, la covariance est indépendante du temps

Les cas de non stationnarité en moyenne sont analysés à partir de deux types de processus [Bourbonnais, 1998] : Processus TS (Trend Stationary) qui représente les processus dont la « non stationnarité » est de nature déterministe et le processus DS (Difference Stationary) qui représente les processus dont la non stationnarité est de nature stochastique ou aléatoire.

Dans le premier cas, les données sont marquées par une tendance générale. Il s'agit alors d'introduire un Trend ou une tendance générale dans le modèle. En présence du second cas, si les ordres d'intégration des variables sont différents, il faut les différencier en vue de les rendre stationnaires. Or, mettre en relation des variables dont les ordres d'intégration sont différents, sans les rendre stationnaires, ne peut que conduire à des fausses régressions ou régressions fallacieuses.

En effet, les processus TS et DS sont caractérisés par des comportements très différents et il convient de les distinguer. Suite à un choc, un processus TS revient à son niveau pré-choc, alors qu'un processus DS n'y revient jamais.

Pour notre étude, nous allons utiliser, le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et Phillips-Perron (PP).

2.1. Tests de dickey-Fuller (DF)

Ce sont des tests qui nous permettent de vérifier le caractère stationnaire ou non d'une chronique par la détermination d'une tendance déterministe ou stochastique. Dans ce contexte, Dickey et Fuller considèrent trois modèles de base pour la construction de ces tests [Bourbonnais, 1998] :

Alors, pour la série $X_t, t=1, 2, 3, \dots, T$:

Modèle [1] : Modèle sans constante ni tendance déterministe : $X_t = \varphi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$

Modèle [2] : Modèle avec constante et sans tendance déterministe : $X_t = \varphi_1 X_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$

Modèle [3] : Modèle avec constante et tendance déterministe : $X_t = \varphi_1 X_{t-1} + bt + c + \varepsilon_t$

Dans chacun des trois modèles, on suppose que ε_t est un bruit blanc : $\varepsilon \sim BB(0; \sigma^2 \varepsilon)$

X_t est la variable dont on teste la stationnarité ; φ_i sont des paramètres.

Le principe de ces tests est comme suit : si l'hypothèse $H_0 : \varphi_1 = 1$ est retenue dans l'un des trois modèles susvisés, le processus est alors stationnaire et si l'hypothèse H_0 est vérifiée, la chronique X_t n'est pas stationnaire quel que soit le modèle retenu. Si cela signifie qu'une des racines du polynôme retard est égale à 1. On dira alors qu'on est en présence d'une racine unitaire. En d'autres termes, X_t est un processus non stationnaire et la « non stationnarité » est de nature stochastique (processus DS). On testera l'hypothèse nulle de racine unitaire (X_t est intégré d'ordre 1, c'est-à-dire non stationnaire) contre l'hypothèse alternative d'absence de racine unitaire (X_t est intégrée d'ordre 0, c'est-à-dire stationnaire).

En pratique, on adopte une stratégie séquentielle en trois étapes :

Etape I : On commence par appliquer le test sur le modèle 3. On peut aboutir à deux résultats :

Si la tendance n'est pas significative, on passe au modèle 2. Si la tendance est significative, on teste l'hypothèse nulle de racine unitaire : Si φ n'est pas significativement différent de 0, X_t est stationnaire. Dans ce cas, il faut la différencier et recommencer la procédure sur la série en différence première. Si φ est significativement différent de 0, X_t est stationnaire. Dans ce cas, la procédure s'arrête et l'on peut directement travailler sur X_t .

Etape II : Cette étape ne doit être appliquée que si la tendance dans le modèle précédent n'est pas significative.

On estime le modèle 2 : Si la constante n'est pas significative, on passe au modèle 1. Si la constante est significative, on teste l'hypothèse nulle de racine unitaire : Si φ n'est pas significativement différent de 0, X_t est non stationnaire. Dans ce cas, il faut la différencier et recommencer la procédure sur la série en différence première. Si φ est significativement différent de 0, X_t est stationnaire. Dans ce cas, la procédure s'arrête et l'on peut directement travailler sur X_t .

Etape III : Cette étape ne doit être appliquée que si la constante dans le modèle précédent n'est pas significative.

On estime le modèle 1 : Si φ n'est pas significativement différent de 0, X_t est non stationnaire. Dans ce cas, il faut la différencier et recommencer la procédure sur la série en différence première. Si φ est significativement différent de 0, X_t est stationnaire. Dans ce cas, la procédure s'arrête et l'on peut directement travailler sur X_t . Ainsi, la stationnarité des variables représente une solide garantie contre les régressions fallacieuses. Si une variable X_t est stationnaire en niveau, on dira qu'elle est intégrée d'ordre zéro. Ce qui sera noté $X_t \sim I(0)$.

De manière générale, on dira qu'une série est intégrée d'ordre « d », s'il faut la différencier « d » fois pour qu'elle soit stationnaire.

2.2. Test de Dickey et Fuller Augmenté

Ce test se base sur l'hypothèse que le processus de l'erreur ε_t peut être corrélée. Il est fondé, sous l'hypothèse $|\rho_1| < 1$ sur l'estimation par les MCO des trois modèles :

$$\text{Modele[1]} : x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \varphi \Delta x_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modele[2]} : x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \varphi \Delta x_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

$$\text{Modele[3]} : \Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^p \varphi \Delta x_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

Avec $\varepsilon_t \rightarrow i.i.d$

Le test se déroule de manière similaire aux tests de DF simples, les seules différences sont dans les tables statistiques [Bourbonnais, 1998]..

2.3. Test de Phillips et Perron

Le test de Phillips et Perron (1988) est construit sur une correction non paramétrique des statistiques de Dickey et Fuller pour prendre en compte des erreurs hétéroscédastiques et/ou autocorrélées. Il se déroule en quatre étapes [Bourbonnais, 1998] :

- estimation par les moindres carrés ordinaires des trois modèles de base des tests de Dickey-Fuller et calcul des statistiques associées ;
- estimation de la variance dite de court terme des résidus ;
- estimation d'un facteur correctif (appelé variance de long terme) établi à partir de la structure des covariances des résidus des modèles précédemment estimés de telle sorte

que les transformations réalisées conduisent à des distributions identiques à celles du Dickey-Fuller standard ;

- calcul de la statistique de PP . Cette statistique est à comparer aux valeurs critiques de la table de Mackinnon.

3. La cointégration

L'analyse de la cointégration permet d'identifier clairement la relation véritable entre deux variables en cherchant l'existence d'un vecteur de cointégration et en éliminant son effet, la cas échéant [Bourbonnais, 1998]. Elle implique que, dans une relation d'équilibre de long terme entre différentes variables non stationnaires, il est nécessaire que ces variables ne doivent pas s'éloigner l'une par rapport à l'autre. La condition nécessaire de cointégration est que les séries doivent être de même ordre et en général d'ordre 1. Si les séries statistiques ne sont pas intégrées de même ordre, la procédure s'arrête ; il n'y a pas de relation de cointégration.

Pour conclure qu'il y a relation de cointégration, on estime la relation de long terme : $Y = a + bX_t + u_t$. La relation de cointégration est acceptée si et seulement si la série des résidus u_t issus de cette régression de long terme, est stationnaire ; c'est-à-dire $I(0)$.

Si le résidu de la relation de long terme est stationnaire, il n'y a pas de cointégration. On est donc en présence d'une régression fallacieuse. Individuellement, ces variables pourraient avoir des directions différentes à court terme, mais peuvent avoir une évolution semblable à long terme. Plus formellement deux ou plusieurs séries temporelles non stationnaires sont cointégrées si une combinaison linéaire de ces variables est stationnaire, c'est-à-dire converge vers un équilibre au cours du temps.

3.1. L'estimation de la relation de long terme

« Le cadre méthodologique de l'estimation de la relation de long terme est celui proposé par Engle et Granger.

Selon Engle et Granger, deux séries non stationnaires sont cointégrées lorsque, leur combinaison linéaire suit un sentier d'équilibre sans jamais s'éloigner pendant longtemps de sa moyenne, même si elles présentent des évolutions divergentes. Autrement dit, il existe une évolution stable à long terme entre ces séries. Engle et Granger (1987), Engle et Y00 (1987) proposent de

déterminer les relations de cointégration existant dans un système par une méthode en deux étapes.

Dans une première étape, on régresse par les MCO les variables en niveau et on regarde si le résidu de cette régression est stationnaire dans une seconde étape. Ceci dit, pour le test de relation de cointégration entre processus intégrés d'ordre 1, on estime par les MCO une régression statique de long terme entre les niveaux des variables et puis on applique les tests de racine unité sur le résidu estimé » [Njoun Ngeunin, 2009].

3.2. Les limites de l'estimation par la méthode d'Engle et Granger

« Bien que la méthode d'Engle et Granger fournît un certain nombre de tests faciles à mettre en œuvre, elle ne permet néanmoins pas de distinguer plusieurs vecteurs de cointégration. Ceci pose alors un problème lorsqu'on veut étudier simultanément N variables, avec ($N > 2$). »

« Afin de pallier cette difficulté, Johansen en 1988 a proposé de tester directement dans le cadre d'un VAR en niveau les relations de cointégration. Cette approche permet par la méthode de maximum de vraisemblance, d'obtenir tous les vecteurs de cointégration contrairement à l'approche d'Engle-Granger qui ne tient compte que d'une seule relation de cointégration, dans un cadre multivarié. Et de ce fait, elle apparaît plus intéressante lorsqu'on veut tester la cointégration dans un système de plusieurs variables. » [Njoun Ngeunin, 2009].

3.3. L'estimation de la relation de court terme: le modèle à correction d'erreur.

« En général, les modèles à correction d'erreur permettent de modéliser les ajustements qui conduisent à une situation d'équilibre de long terme. Ce sont des modèles dynamiques qui intègrent à la fois les évolutions de court terme et de long terme des variables Ils décrivent un processus d'ajustement et combinent deux types de variables: les variables en différence première qui représentent les fluctuations de court terme et des variables en niveau représentées par Z_t . combinaison linéaire stationnaire des variables non stationnaires, qui assure la prise en compte du long terme » [Christopheet et Père,2012].

« Néanmoins, Engle et Granger en proposant une méthode d'estimation en deux étapes, enseignent qu'elle n'est valable que pour les séries cointégrées d'ordre (1,1). Ainsi, au cours de la première étape de la méthode d'estimation, il est important de vérifier que les séries sont bien cointégrées, c'est à dire que les résidus de la relation de long terme sont bien stationnaires. En

conséquence, si le résidu n'est pas stationnaire, la relation de long terme est une régression fallacieuse, il n'existe donc pas de relation de cointégration entre les variables. »

Section III : Estimation et l'analyse critique des résultats

1. Analyse de la série de la variable endogène (taux de chômage)

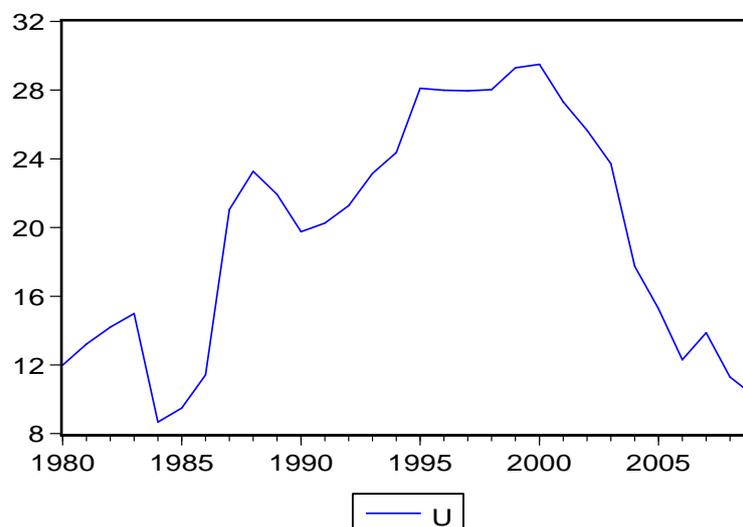
Pour cette phase de l'étude nous considérons la série U (taux de chômage) qui représente l'évolution du taux de chômage en Algérie pour une période allant de 1980 à 2009, appelant à des observations, au nombre de 30.

Etape 1 : Analyse du graphe et du corrélogramme

Une première analyse, concernant la stationnarité, peut être fournie par l'étude du graphique de la série U ainsi que son corrélogramme.

- **Analyse du graphe**

Graphique n°47 : Graphe de la série brute du taux de chômage



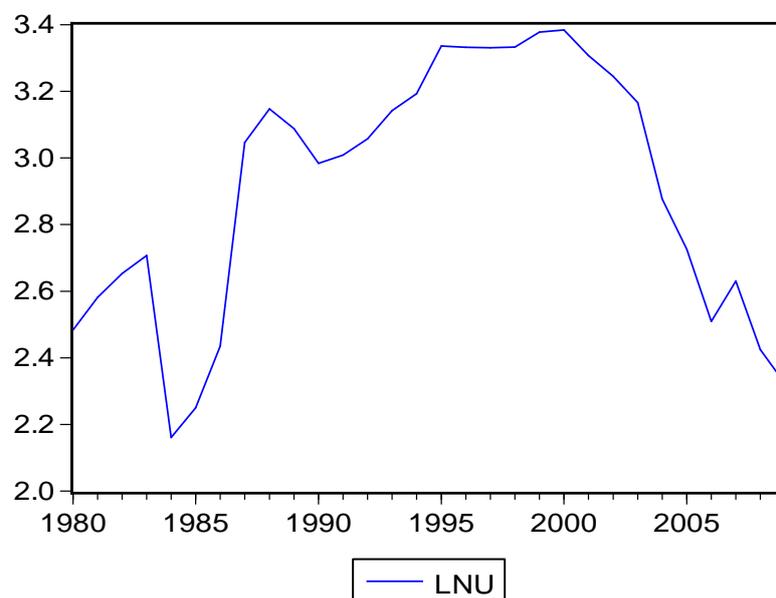
Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

La représentation graphique de la série U présente les caractéristiques suivantes : une non stationnarité en moyenne témoignée par une tendance à la hausse jusqu'à la fin des années quatre-vingts dix puis une tendance à la baisse jusqu'en 2009.

La série est perturbée par les effets du contre choc pétrolier de 1986 sur le marché du travail en Algérie, aussi par les répercussions des réformes économiques engagées par les pouvoirs publics, notamment celles découlant du plan d'ajustement structurel (PAS) .

La série notée (logU) garde la même allure que la série (U), montrant ainsi une tendance à la hausse jusqu'à la fin des années 2000, puis une tendance à la baisse à partir de cette année, et semblant donc non stationnaire au sens de la moyenne.

Graphique n°48 : graphe de la série lnU



Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

L'application de la fonction logarithmique (ln) sur la série n'a pas eu d'impact considérable sur l'allure de la série, probablement dû au fait que la variance n'est pas proportionnelle à la moyenne, le coefficient de variation n'étant pas constant au cours du temps. La série a une allure croissante au cours du temps, puis décroissante, elle reste non stationnaire.

- Analyse du corrélogramme

Tableau n° 48 : Corrélogramme de la serie U

Date: 10/18/12 Time: 14:08

Sample: 1980 2009

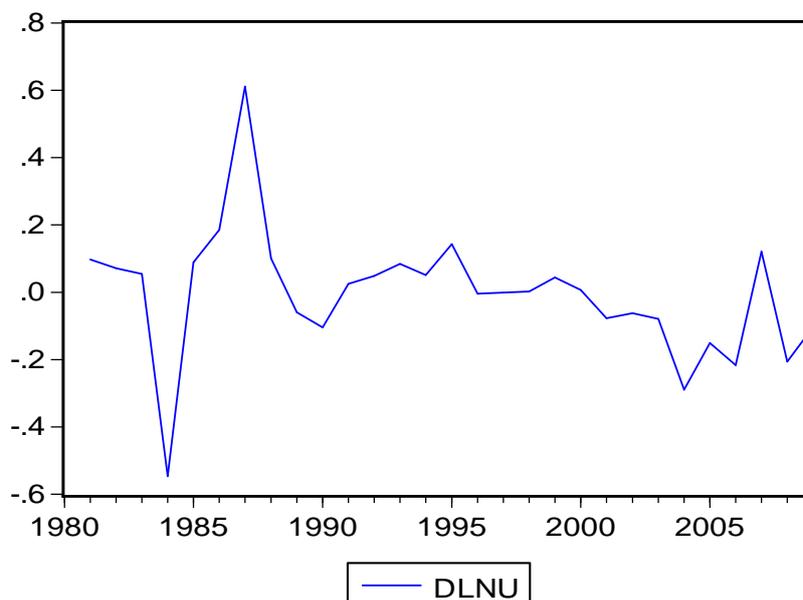
Included observations: 30

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.855	0.855	24.217	0.000
. *****	.** .	2	0.669	-0.232	39.569	0.000
. *****	. .	3	0.492	-0.057	48.182	0.000
. ****	. .	4	0.359	0.041	52.931	0.000
. * .	.** .	5	0.195	-0.264	54.383	0.000
. .	.* .	6	0.026	-0.109	54.410	0.000
.* .	. .	7	-0.119	-0.045	54.999	0.000
.** .	. .	8	-0.210	-0.008	56.917	0.000
.** .	.* .	9	-0.293	-0.136	60.828	0.000
*** .	. .	10	-0.337	0.050	66.272	0.000
*** .	.* .	11	-0.374	-0.110	73.327	0.000
*** .	.* .	12	-0.387	-0.073	81.312	0.000
*** .	.* .	13	-0.408	-0.125	90.703	0.000
*** .	.* .	14	-0.412	-0.071	100.91	0.000
*** .	. .	15	-0.400	-0.051	111.17	0.000
*** .	.* .	16	-0.375	-0.092	120.81	0.000

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

Le corrélogramme ci-dessus montre la non stationnarité de la série U (taux de chômage) en niveau.

Graphique n°49 : Graphe de la série logU différenciée d'ordre 1.



Source : Elaboré par l’auteur à partir de logiciel Eviews

D’après le graphe on remarque que la tendance a disparu et la série paraît stationnaire.

Etape 2 : Test de racine unitaire

1. Test ADF

Tableau n° 49 : Résultats du test ADF sur la série lnU

		En niveau			Différence première			
		Modèle	Modele2	Modele1	Modèle	Modele2	Modele1	
LnU	ADF	-0.63	-1.14	-0.40	-4.82	-4.11	-4.18	
	Valeurs critiques	1%	-4.30	-3.67	-2.65	-4.35	-3.68	-2.65
		5%	-3.57	-2.96	-1.95	-3.595	-2.97	-1.95
		10%	-3.22	-2.629	-1.60	-3.236	-2.621	-1.60

Source : Elaboré par l’auteur à partir de logiciel Eviews.

L’estimation du modèle (3) indique que la tendance n’est pas significative (prob = 0,14>0,05). Dans l’estimation du modèle (2), la constante non plus n’est pas significative (prob = 0,27>0,05). Toutefois, l’estimation du modèle 1 indique que le test statistique ADF calculé (-0.40) est supérieur aux valeurs critiques aux seuils de signification de 1%, 5% et de

10% (-2.65,-1.95,-1.60) respectivement, donc on accepte l'hypothèse d'existence de racine unitaire par conséquent la série n'est pas stationnaire, on la différencie une fois.

Après avoir différencié la série LnU une fois, l'estimation du modèle 3 (modèle avec tendance et constante) fait apparaître que la tendance est significativement différente de zéro et le test statistique ADF calculé (-0.40) apparaît inférieur aux valeurs critiques au seuil de signification de 1%, 5% et de 10% (-4.35,-3.595,-3.236 respectivement). Donc la série est devenue stationnaire après être différenciée une fois.

2. Test de Phillips-Perron:

Tableau n° 50 : Résultats du test PP sur la série LnU

			A niveau			Différence première		
			Modèle	Modele2	Modele1	Modèle	Modele2	Modele1
LnU	PP		-0.14	-1.34	-0.30	-6.02	-4.06	-4.14
	Valeurs critiques	1%	-4.30	-3.67	-2.64	-4.32	-3.68	-2.65
		5%	-3.57	-2.96	-1.95	-3.58	-2.97	-1.95
		10%	-3.22	-2.62	-1.61	-3.22	-2.62	-1.60

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

Le test statistique de Phillips-Perron (-0.14) apparaît supérieur aux valeurs critiques aux seuils de signification de : 1%, 5% et de 10% (4.30, -3.57 et -3.22 respectivement) et la tendance n'est pas significative (prob = 0,14) supérieur à (0.01, 0.05, 0.10)

L'estimation du modèle avec constante seulement indique aussi que la constante n'est pas significative (prob = 0.27 > 0.05) et le test statistique de Phillips-Perron est toujours supérieur aux valeurs critiques au seuil de 1%, 5% et de 10% (-3.67,-.96 et -2.62 respectivement)

Quant à l'estimation du modèle(1)(sans tendance ni constante), elle indique que le test de PP (-0.30) est supérieur aux valeurs critiques aux seuils de 1%, 5% et de 10% (-2.64,-1.95,-1.61 respectivement) donc on rejette l'hypothèse H_0 d'inexistence de racine unitaire par conséquent, la série n'est pas stationnaire, on l'a différencie une fois.

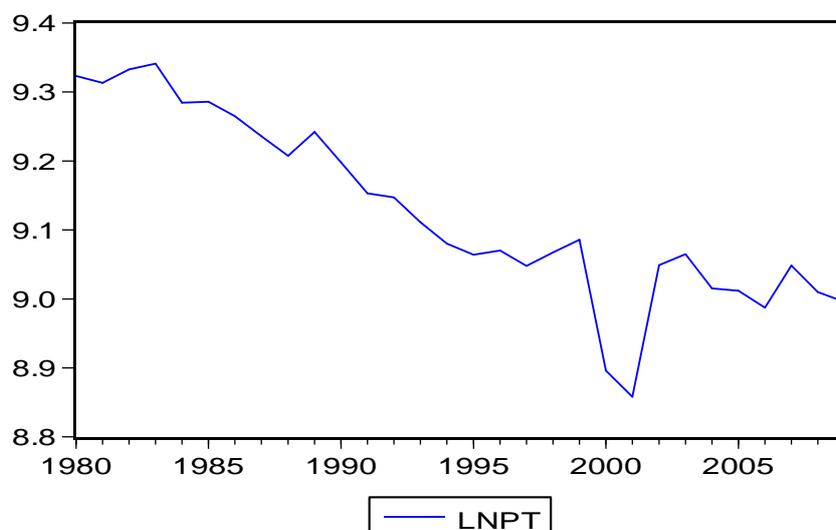
Après être différenciée une fois la tendance dans l'estimation du modèle (3) apparaît non significative (prob=0.17 > 0.05), la constante non plus dans l'estimation du modèle (2)(modèle avec constante seulement). Par contre l'estimation du modèle(1) en première différence indique

que le test statistique de Phillips-Perron est égale à -6.02 inférieur aux valeurs critiques aux seuils de 1% , 5% et de 10 % (-4.32, -3.58 et -3.22), donc on accepte l'hypothèse d'existence de racine unitaire et la série logU est stationnaire d'ordre 1 aussi selon le test de Phillips-Perron.

2. Analyse des séries des variables exogènes

- La série productivité du travail (LnPT)

Graphique n°50 : Graphe de la série lnPT



Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

La représentation graphique de la série ln PT indique, une « non stationnarité » en moyenne, caractérisée par une tendance à la baisse.

Tableau n° 51 : Résultats du test ADF et PP sur la série lnPT

		ADF		PP		
		en niveau	en différence	en niveau	Différence	
LnPT	Modèle retenu	avec tendance et constante	sans tendance ni constante	avec tendance et constante	sans tendance ni constante	
	t*	-2.73	-6.15	-2.62	-5.35	
	Valeurs critiques	1%	-4.30	-2.65	-4.30	-2.65
		5%	-3.57	-1.95	-3.57	-1.95
10%		-3.22	-1.60	-3.22	-1.60	

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

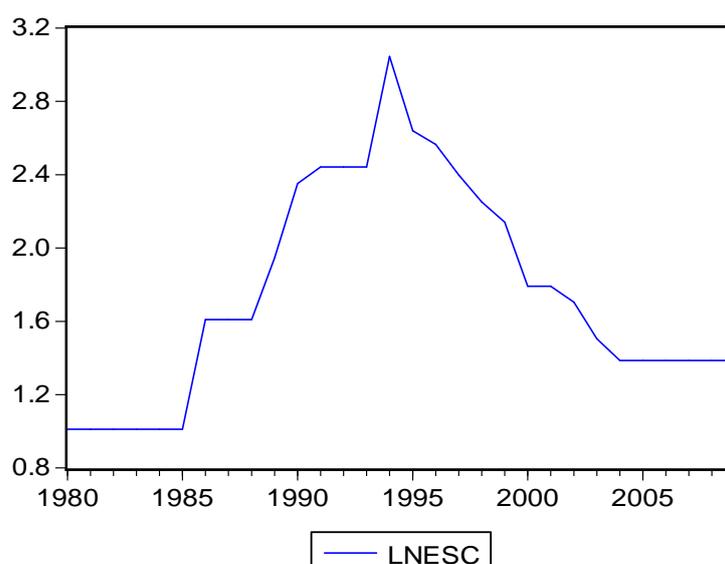
L'estimation du modèle (3) (avec tendance et constante) indique que la tendance est significative ($\text{pro}=0.03 < 0.05$) et fait apparaître que le test statistique de Dickey-Fuller augmenté est égal à -2.23 supérieur aux valeurs critiques aux seuils de 1%, 5% et de 10% (4.30, -3.57 et -3.22) respectivement, on rejette donc l'hypothèse H_0 d'inexistence de racine unitaire par conséquent la série n'est pas stationnaire, on la différencie une fois. Alors, Après être différenciée une fois, le test statistique ADF calculé dans le modèle (1) (sans constante ni tendance) ($-6,15$) apparaît inférieur aux valeurs critiques au seuils de significations de 1%, 5% et de 10% ($-2.65, 1.95, -1.60$) respectivement donc la série $\ln PT$ est stationnaire d'ordre 1 sans tendance ni constante.

L'estimation du modèle (3) de la série $\ln PT$ indique qu'elle contient une tendance et une constante ensemble, néanmoins, le test statistique de Phillips-Perron qui est égal à -2.62 apparaît supérieur aux valeurs critiques au seuil de 1%, 5% et de 10% ($-4.30, -3.57$ et -3.22) respectivement ; on rejette donc l'hypothèse H_0 d'inexistence de racine unitaire par conséquent la série n'est pas stationnaire, on l'a différencie une fois.

Après l'avoir différencié, l'estimation du modèle (1) fait apparaître que le test statistique de Phillips-Perron (-5.35) est supérieur aux valeurs critiques au seuil de 1%, 5% et de 10% ($-2.65, -1.95$ et -1.60) respectivement, on accepte par conséquent l'hypothèse H_0 d'inexistence de racine unitaire par conséquent la série est stationnaire, d'ordre 1 sans tendance ni constante.

• **La série du taux d'escompte (lnESC)**

Graphique n°51 : Graphe de la série lnESC



Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

La représentation graphique de la série ln ESC présente les caractéristiques suivantes : Une non stationnarité en moyenne, témoignée par une tendance à la hausse jusqu'à la moitié des années 1990, puis une tendance à la baisse jusque la fin des années 2000.

Tableau n° 52 : Les résultats du test ADF et PP sur la série lnESC

		ADF		PP		
		en niveau	en différence	en niveau	Différence	
LnESC	Modèle retenu	sans tendance ni constante	sans tendance ni constant	sans tendance ni constante	sans tendance ni constante	
	t*	-0.56	-3.05	-0.19	-4.92	
	Valeurs critiques	1%	-2.67	-2.67	-2.64	-2.65
		5%	-1.95	-1.95	-1.95	-1.95
10%		-1.60	-1.60	-1.61	-1.60	

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

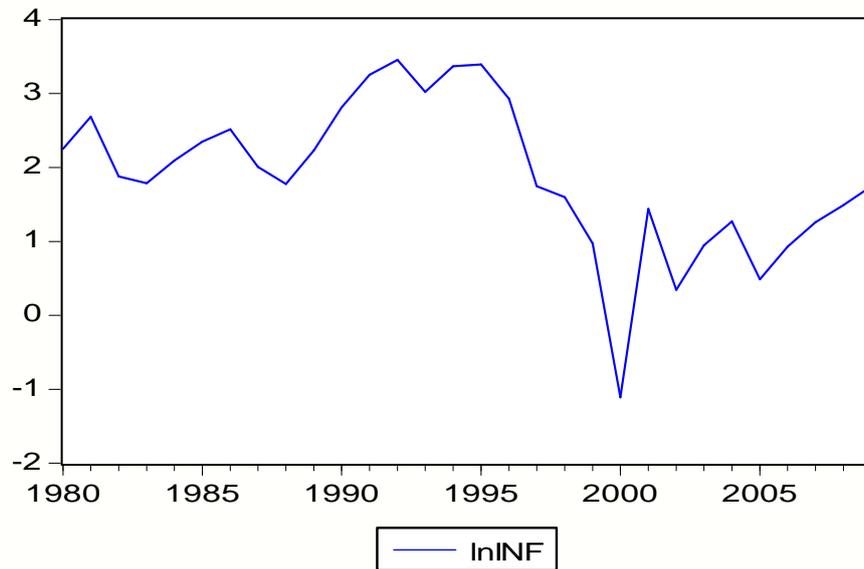
L'estimation du modèle(1)(sans tendance ni constante),fait apparaitre que le test statistique de Dickey-Fuller augmenté (-0.56) est supérieur aux valeurs critiques aux seuils de : 1% , 5% et de 10 % (-2.67, -1.95 et -1.60 respectivement) ; on rejette donc l'hypothèse H_0 inexistence de racine unitaire par conséquent la série n'est pas stationnaire, on l'a différencié une fois. Alors, le test statistique ADF calculé dans le modèle (1) (sans constante ni tendance) (-3.05) apparait inférieur aux valeurs critiques au seuil de signification de 1%, 5% et de 10% (-2.67, 1.95,-1.60) respectivement ; donc, la série lnESC est stationnaire d'ordre 1, sans tendance ni constante.

Le test statistique de Phillips-Perron qui est égale à (-0.19) apparait supérieur aux valeurs critiques aux seuils de 1%, 5% et de 10 % (-2.64, -1.95et de -1.61 respectivement); on rejette donc l'hypothèse H_0 inexistence de racine unitaire par conséquent, la série n'est pas stationnaire, on l'a différencié une fois

Après l'avoir différencié l'estimation du modèle (1) fait apparaitre que le test statistique de Phillips-Perron (-4.92) est supérieur aux valeurs critiques au seuils de 1% , 5% et de 10 % (-2.65 -1.95, -1.60 respectivement) ; on accepte donc l'hypothèse H_0 d'inexistence de racine unitaire par conséquent la série est stationnaire, d'ordre 1 sans tendance ni constante .

• **La série taux d'inflation (lnINF)**

Graphique n°52 : Graphe de la série lnINF



Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

La représentation graphique de la série lnINF présente une non stationnarité en moyenne durant toute la période 1980-2009.

Tableau n° 53 : Résultats du test ADF et PP sur la série lnINF

		ADF		PP		
		en niveau	en différence première	en niveau	Différence première	
LnINF	Modèle retenu	sans tendance ni constante				
	t*	-1.09	-7.69	-0.97	-7.64	
	Valeurs critiques	1%	-2.64	-2.65	-2.64	-2.65
		5%	-1.95	-1.95	-1.95	-1.95
10%		-1.61	-1.60	-1.61	-1.60	

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

Tandis que la tendance et la constante ne sont pas significativement différentes de zéro dans l'estimation du modèle (3) et le modèle (2), l'estimation du modèle (1) sans tendance ni constante fait apparaître que le test statistique ADF est égal à (1,09) supérieur aux valeurs critiques aux seuils de 1% , 5% et de 10 % (-2.64, -1.95 et -1.61 respectivement) , On rejette

donc l'hypothèse H_0 d'inexistence de racine unitaire, par conséquent, la série est non stationnaire.

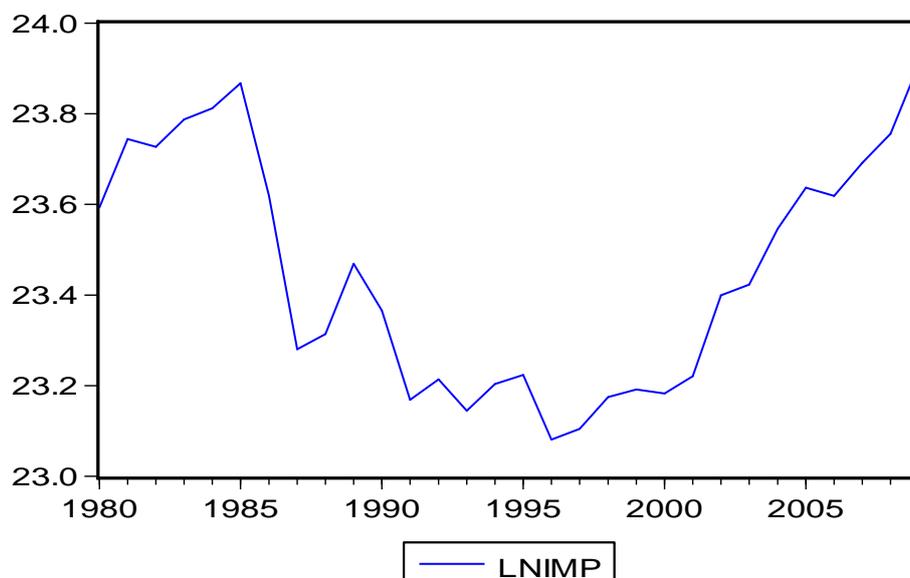
Après avoir pris la série en première différence, le test statistique ADF calculé (-7.69) dans le modèle (1)(sans constante ni tendance) apparaît inférieur aux valeurs critiques au seuils de signification de 1%, 5% et de 10% (-2.65, -1.95,-1.60) respectivement donc la série lnINF est stationnaire d'ordre 1 sans constante ni tendance.

Le test statistique de Phillips-Perron qui est égal à (-0.97) apparaît supérieur aux valeurs critiques au seuil de 1%, 5% et de 10% (-2.64, -1.95et de -1.61) respectivement dans l'estimation du modèle (1); on rejette donc l'hypothèse H_0 inexistence de racine unitaire par conséquent la série n'est pas stationnaire.

Après l'avoir différencié une fois, le test statistique de Phillips-Perron (-7.64) apparaît supérieur aux valeurs critiques au seuil de 1%, 5% et de 10 (-2.65, -1.95,-1.60) respectivement, on accepte donc l'hypothèse H_0 d'inexistence de racine unitaire par conséquent la série lnESC est stationnaire d'ordre 1, sans constante ni tendance.

• La série importations (lnIMP)

Graphique n°53 : Graphe de la série (lnIMP)



Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews.

La représentation graphique de la série Ln IMP indique une non stationnarité en moyenne témoignée par une tendance à la baisse jusqu'à la fin des années 2000, puis une tendance à la hausse jusqu'à 2009.

Tableau n° 54 : résultats du test ADF et PP sur la série lnIMP

		ADF		PP		
		en niveau	en différence	en niveau	Différence	
LnIMP	Modèle retenu	avec tendance et constante	avec tendance et constante	sans tendance ni constante	avec tendance et constante	
	t*	0.03	-4.84	0.48	-7.35	
	Valeurs critiques	1%	-4.33	-4.33	-2.64	-4.32
		5%	-3.58	-3.58	-1.95	-3.58
10%		-3.22	-3.22	-1.61	-3.22	

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

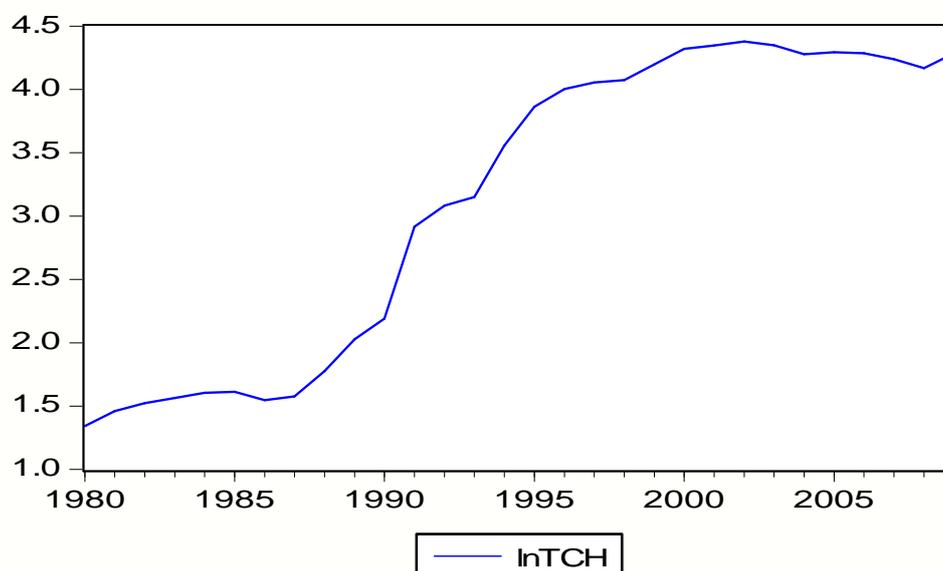
Le test statistique ADF calculé dans l'estimation du modèle(3) (0,03), apparait supérieur aux valeurs critiques aux seuil de 1% , 5% et de 10 % (-4.33 ,3.58 et 3.22 respectivement) ; on rejette donc l'hypothèse H_0 inexistence de racine unitaire par conséquent la série n'est pas stationnaire.

Alors, on différencie la série lnIMP une fois , on trouve que la tendance dans le modèle(3) est significativement différente de zéro ($0.02 > 0.05$) et le test statistique ADF calculé (-4.84) est inférieur aux valeurs critique au seuil de signification de 1%, 5% et de 10% (-4.33,-3.58, -3.22) ,donc la série lnIMP est stationnaire d'ordre 1 avec tendance et constante.

Par ailleurs , le test statistique de Phillips-Perron indique que la série lnIMP est stationnaire d'ordre 1 (modèle avec tendance et constante) après l'avoir différencié une fois (le test statistique de PP qui est égale à -7.35 est inférieur aux valeurs critiques au seuil de 1% , 5% et de 10 %(-4.33,-3.58,-3.22) respectivement ,ce qui nous fait accepter l'hypothèse H_0 d'inexistence de racine unitaire .

- **La série taux de change (lnTCH)**

Graphique n°54 : Graphe de la série lnTCH



Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

Le graphique de la série lnTCH montre une non stationnarité en moyenne témoignée par une tendance à la hausse jusqu'à de 1980 à 2009.

Tableau n° 55 : Résultats du test ADF et PP sur la série lnTCH

		ADF		PP		
		en niveau	en différence	en niveau	Différence	
LnTCH	Modèle retenu	sans tendance ni constante	sans tendance ni constante	sans tendance ni constante	avec tendance et constante	
	t*	1.16	-2.78	1.41	-2.85	
	Valeurs critiques	1%	-2.65	-2.65	-2.64	-2.65
		5%	-1.95	-1.95	-1.95	-1.95
10%		-1.60	-1.60	-1.61	-1.60	

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

L'estimation du modèle(1) sans tendance ni constante fait apparaître que le test statistique de Dickey-Fuller augmenté est égal à (1.16) supérieur aux valeurs critiques aux seuils de 1% , 5% et de 10 % (-2.65, -1.95 et -1.60) respectivement ; on rejette donc l'hypothèse H_0 d'inexistence de racine unitaire, par conséquent, la série n'est pas stationnaire.

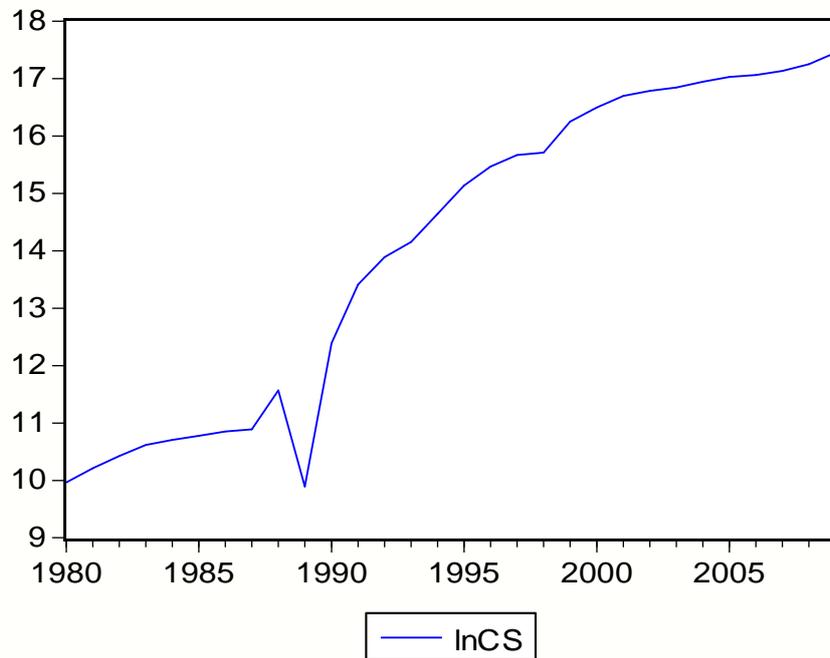
En différence première, l'estimation du modèle(1) montre que le test statistique ADF calculé (-2.78) est inférieur aux valeurs critiques au seuil de signification de 1%, 5% et de 10% (-2.65, -1.95 et -1.60) respectivement ; on accepte donc l'hypothèse H_0 d'inexistence de racine unitaire. Ceci signifie que la série LnTCH est stationnaire d'ordre 1 sans tendance ni constante.

Le test statistique de Phillips-Perron qui est égale à 1.41 apparaît supérieur aux valeurs critiques au seuil de 1%, 5% et de 10 % (-2.64, -1.95 et de -1.61) respectivement ; on rejette donc l'hypothèse H_0 inexistence de racine unitaire par conséquent la série n'est pas stationnaire.

En différence première dans l'estimation le modèle(1) sans tendance ni constante, PP calculé est égale à -2.85 inférieur aux valeurs critique au seuil de 1%, 5% et de 10 % (-2.65, -1.95 et de -1.60) respectivement ; on accepte donc l'hypothèse H_0 inexistence de racine unitaire par conséquent la série LnTCH est devenue stationnaire d'ordre 1.

• **La série cotisations sociales (lnCS)**

Graphique n°55 : Graphe de la série lnCS



Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

La représentation graphique de la série lnCS indique une non stationnarité en moyenne témoignée par une tendance à la hausse jusqu'au la fin des années 2000.

Tableau n° 56 : résultats du test ADF et PP sur la série lnCS

		ADF		PP		
		en niveau	en différence	en niveau	Différence	
LnCS	Modèle retenu	sans tendance ni constante	avec constante	sans tendance ni constante	avec constante	
	t*	2.05	-6.90	2.44	-6,90	
	Valeurs critiques	1%	-2.64	-3.68	-2.64	-3.68
		5%	-1.95	-2.97	-1.95	-2.97
10%		-1.61	-2.62	-1.61	-2.62	

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews.

En niveau dans le modèle(1) (sans tendance et sans constante) ADF calculé (2.05) est supérieur aux valeurs critiques aux seuils de 1% , 5% et de 10 % (-2.64, -1.95 et -1.61) respectivement ; on accepte donc l'hypothèse d'existence de racine unitaire par conséquent la série lnCS n'est pas stationnaire.

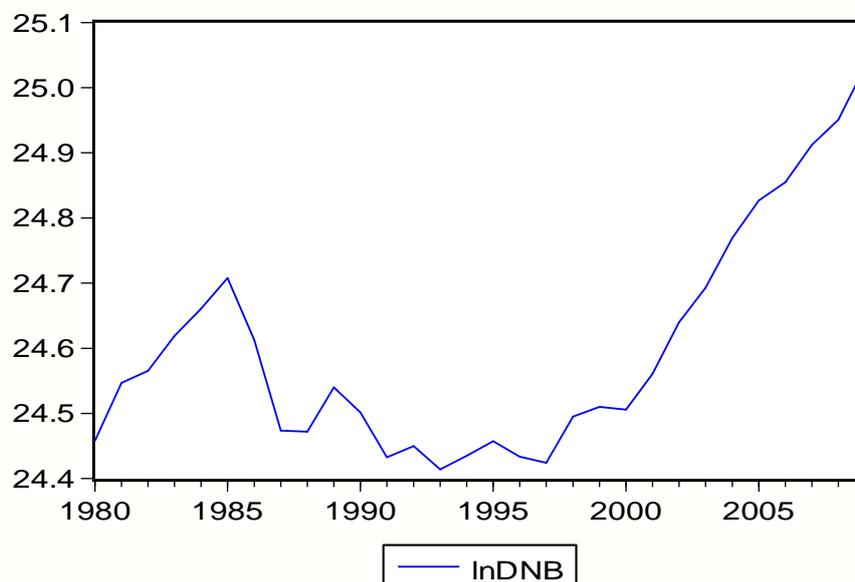
En différence première, dans le modèle, ADF calculé 2 (-6.90) apparaît inférieur aux valeurs critiques au seuil de signification de 5% et de 10% (-3.68, -1.95 et -2.62) respectivement donc la série lnCS est stationnaire d'ordre 1 avec constante

Le test statistique de Phillips-Perron qui est égale à 2.44 apparaît supérieur aux valeurs critiques au seuil de 1%, 5% et de 10 % (-2.64, -2.97 et -1.61) respectivement, on accepte donc l'hypothèse d'existence de racine unitaire par conséquent la série n'est pas stationnaire

En différence première PP calculé dans l'estimation du modèle 2 (avec constante) est égale à (-6.90) inférieur aux valeurs critiques au seuil de 1% , 5% et de 10 (-3.68, -1.95 et -2.62) respectivement, on accepte donc l'hypothèse H_0 inexistence de racine unitaire par conséquent la série est devenue stationnaire d'ordre 1 avec constante .

- **La série dépenses nationales brutes (LnDNB)**

Graphique n°56 : Graphe de la série LnDNB



Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

La représentation graphique de la série LnDNB présente les caractéristiques suivantes: une non stationnarité en moyenne, témoignée par une tendance à la hausse jusqu'à la moitié des années quatre-vingts, puis une tendance à la baisse jusqu' à la fin des années 90.

Tableau n° 57 : Résultats du test ADF et PP sur la série DNB

		ADF		PP		
		en niveau	en différence	en niveau	Différence	
LnDNB	Modèle retenu	sans tendance ni constante	avec tendance et constante	sans tendance ni constante	avec tendance et constante	
	t*	2.49	-4.05	1.53	-5.89	
	Valeurs critiques	1%	-2.67	-4.33	-2.64	-4.32
		5%	-1.95	-3.58	-1.95	-3.58
10%		-1.60	-3.22	-1.61	-3.22	

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

Le test statistique de Dickey-Fuller augmenté calculé est égal à (2.49) supérieur aux valeurs critiques aux seuil de 1% , 5% et de 10 % (-2.67, -1.95et -1.61) respectivement ; on rejette donc l'hypothèse H_0 inexistence de racine unitaire par conséquent, la série n'est pas stationnaire. Alors, on différencie la série LnDNB une fois, on trouve que la tendance dans le

modele(3) est significativement différente de zéro ($0.04 > 0.05$) et le test statistique ADF calculé (-4.05) est inférieur aux valeurs critiques aux seuils de signification de 1%, 5% et de 10% (-4.33, -3.58, -3.22) respectivement, donc la série lnDNB est stationnaire d'ordre 1 avec tendance.

La série lnDNB est stationnaire d'ordre 1 (modèle avec tendance et constante). En effet, après avoir différencié la série une fois, le test statistique de PP qui est égale à (-5.89) apparaît inférieur aux valeurs critiques au seuil de 1%, 5% et de 10% (-4.32-3.58, -3.22) respectivement.

- **La variable muette (la situation sécuritaire(D1))**

Tableau n° 58 : Résultats du test ADF et PP sur la série D1

		ADF		PP		
		en niveau	en différence	en niveau	Différence	
D1	Modèle retenu	sans tendance ni constante	sans tendance ni constante	sans tendance ni constante	avec tendance et constante	
	t*	-1.15	-5.19	-1.17	-5.19	
	Valeurs critiques	1%	-2.65	-2.65	-2.64	-2.65
		5%	-1.95	-1.95	-1.95	-1.95
10%		-1.60	-1.60	-1.61	-1.60	

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

La série D1 n'est pas stationnaire en niveau (le test statistique ADF calculé (-1.15) est supérieur aux valeurs critiques au seuil de 1%, 5% et de 10% (-2.64, -1.95 et de -1.61 respectivement). En différence première, la série est devenue stationnaire sans tendance ni constante : ADF calculé (-5.19) inférieur aux valeurs critiques au seuil de 1%, 5% et de 10% (-2.65, -1.95 et de -1.60) respectivement.

Le test statistique de Phillips-Perron qui est égale à 4.28 apparaît supérieur aux valeurs critiques aux seuils de : 1%, 5% et de 10% (-2.64, -1.95 et de -1.61) respectivement ; donc l'hypothèse H_0 inexistence de racine unitaire est rejetée par conséquent, la série D1 n'est pas stationnaire.

Après l'avoir différencié une fois, la tendance et la constante apparaissent non significatives et le test statistique de Phillips-Perron (-5.19) apparaît inférieur aux valeurs critiques au seuil de 1%, 5% et de 10% (-2.65, -1.95 et de -1.60) respectivement ; on accepte donc l'hypothèse H_0 d'inexistence de racine unitaire par conséquent la série D1 est stationnaire d'ordre 1.

3. La cointégration entre l'ensemble des k+1 variables

A- L'estimation de la relation de long terme

Tableau n° 59 : Les résultats de l'estimation du modèle (I)

Dependent Variable: LNU
Method: Least Squares
Date: 10/17/12 Time: 21:22
Sample: 1980 2009
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	29.26092	13.36891	2.188729	0.0401
LNPT	0.601746	0.660636	0.910858	0.3727
LNTCH	0.321242	0.163223	1.968115	0.0624
LNINF	-0.085280	0.048840	-1.746097	0.0954
LNESC	0.033174	0.141502	0.234444	0.8169
LNIMP	-1.084213	0.539738	-2.008775	0.0576
LNDNB	-0.239709	0.843791	-0.284085	0.7791
LNCS	-0.101368	0.075178	-1.348378	0.1919
D1	-0.003355	0.120086	-0.027942	0.9780
R-squared	0.902077	Mean dependent var		2.907975
Adjusted R-squared	0.864772	S.D. dependent var		0.382489
S.E. of regression	0.140654	Akaike info criterion		-0.841703
Sum squared resid	0.415454	Schwarz criterion		-0.421343
Log likelihood	21.62554	F-statistic		24.18167
Durbin-Watson stat	1.838287	Prob(F-statistic)		0.000000

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

Selon les résultats de l'estimation, on remarque que toutes les variables n'ont pas une signification statistique au seuil de 5%, du fait que la probabilité du t-statistique de Student relatif à l'ensemble variables est supérieur à 0,05, nonobstant, le modèle est accepté globalement (Probabilité de Fisher est inférieur à 0,05).

On essaye maintenant de substituer dans le modèle (I) la variable des importations (lnIMP) par la variable de l'indice des termes de l'échange (lnTE), du fait que les importations en Algérie sont couvertes par les exportations constituées majoritairement par les hydrocarbures .

On appelle la nouvelle spécification modèle(II).

Modèle (II):

$$\ln U = \beta_0 + \beta_1 \ln PT_t + \beta_2 \ln TCH_t + \beta_3 \ln INF + \beta_4 \ln ESC_t + \beta_5 \ln TE_t + \beta_6 \ln DNB_t + \beta_7 \ln CS_t + \beta_8 D1 + \varepsilon_t$$

On estime le modèle (II) (tableau n°60)

Tableau n° 60 : Les résultats de l'estimation du modèle (II)

Dependent Variable: LNU
Method: Least Squares
Date: 10/17/12 Time: 21:28
Sample: 1980 2009
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	45.31196	10.65631	4.252125	0.0004
LNPT	0.084933	0.597317	0.142190	0.8883
LNTCH	0.312466	0.157487	1.984072	0.0605
LNINF	-0.070467	0.048863	-1.442129	0.1640
LNESC	-0.033326	0.147984	-0.225198	0.8240
LNTE	-0.272159	0.114236	-2.382433	0.0267
LNDNB	-1.712584	0.371380	-4.611405	0.0002
LNCS	-0.038338	0.068275	-0.561516	0.5804
D1	-0.135660	0.103551	-1.310075	0.2043
R-squared	0.908100	Mean dependent var		2.907975
Adjusted R-squared	0.873090	S.D. dependent var		0.382489
S.E. of regression	0.136260	Akaike info criterion		-0.905184
Sum squared resid	0.389900	Schwarz criterion		-0.484825
Log likelihood	22.57777	F-statistic		25.93858
Durbin-Watson stat	1.886309	Prob(F-statistic)		0.000000

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

Le modèle dans sa globalité est valide au seuil de 5%, (Prob F-statistic est inférieur à 0,05.). Néanmoins, lorsqu'on prend les variables explicatives séparément, les résultats indiquent que deux coefficients deviennent significatifs en plus de la constante .Il s'agit de la variable des dépenses nationales brutes (lnDNB) et les termes de l'échange (lnTE).

Ces résultats indiquent qu'une augmentation de (1 %) des dépenses nationales brutes, provoque une diminution de (1,61 %) du taux de chômage et une augmentation de (1%) de l'indice des termes de l'échange, provoque une diminution de (0,28 %) du taux de chômage.

Maintenant, on enlève du modèle(II) la variable relative au taux d'escompte (lnESC). Cette variable est la moins significative dans l'estimation du modèle précédent. On obtient, alors, une autre spécification présentée dans le modèle (III) comme suit:

Modèle (III) :

$$\ln U = \beta_0 + \beta_1 \ln PT_t + \beta_2 \ln TCH_t + \beta_3 \ln INF + \beta_4 \ln TE_t + \beta_5 \ln DNB_t + \beta_6 \ln CS_t + \beta_7 D1 + \varepsilon_t$$

On estime le modèle (III) (tableau n° 61)

Tableau n° 61 : Les résultats de l'estimation du modèle (III)

Dependent Variable: LNU
 Method: Least Squares
 Date: 10/21/11 Time: 20:39
 Sample (adjusted): 1980 2008
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	42.88416	9.177301	4.672851	0.0001
LNPT	-0.047593	0.066234	-0.718555	0.4803
LNTCH	0.294791	0.150652	1.956771	0.0638
LNINF	-0.075559	0.030224	-2.499973	0.0208
LNTE	-0.258567	0.087117	-2.968032	0.0073
LNDNB	-1.562563	0.397128	-3.934655	0.0008
LNCS	-0.046333	0.065543	-0.706906	0.4874
D1	-0.113306	0.107575	-1.053268	0.3042
R-squared	0.901733	Mean dependent var		2.928168
Adjusted R-squared	0.868977	S.D. dependent var		0.372631
S.E. of regression	0.134881	Akaike info criterion		-0.939890
Sum squared resid	0.382053	Schwarz criterion		-0.562705
Log likelihood	21.62840	F-statistic		27.52906
Durbin-Watson stat	2.157954	Prob(F-statistic)		0.000000

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

Modèle (III) estimé :

$$\ln U = + 42.88 - 0.04 \ln PT + 0.29 \ln TCH - 0.075 \ln INF - 1.56 \ln DNB - 0.25 \ln TE - 0.046 \ln CS - 0.11 D1$$

D'après les résultats de cette estimation présentés ci-dessus, nous pouvons dire que l'influence des variables explicatives sur le comportement du taux de chômage est bien significative du fait que, la probabilité de Fisher (F-Statistic=0.0000) est inférieure à (0.05). Le Durbin-Watson qui est égal à (2.15) montre l'absence d'une éventuelle auto corrélation des erreurs.

Les valeurs de R^2 (0.90) et de R^2 ajusté (0.86) montrent que l'ensemble des variables explicatives choisies du modèle théorique ont bien une influence sur la variable expliquée.

En conséquence, ces résultats expliquent le fait que le modèle est globalement satisfaisant.

Pris individuellement, les coefficients des variables en plus de la constante sont significatifs à 50%. En effet, les résultats montrent que, les variables : taux d'inflation ($\ln INF$), dépenses nationales brutes ($\ln DNB$), termes de l'échange ($\ln TE$) et la constance (c) sont significatifs par contre, la productivité du travail ($\ln PT$), le taux de change $\ln TCH$, les cotisations sociales $\ln CS$, la situation sécuritaire $D1$ n'ont pas d'influence significative sur la variable taux de chômage ($\ln U$).

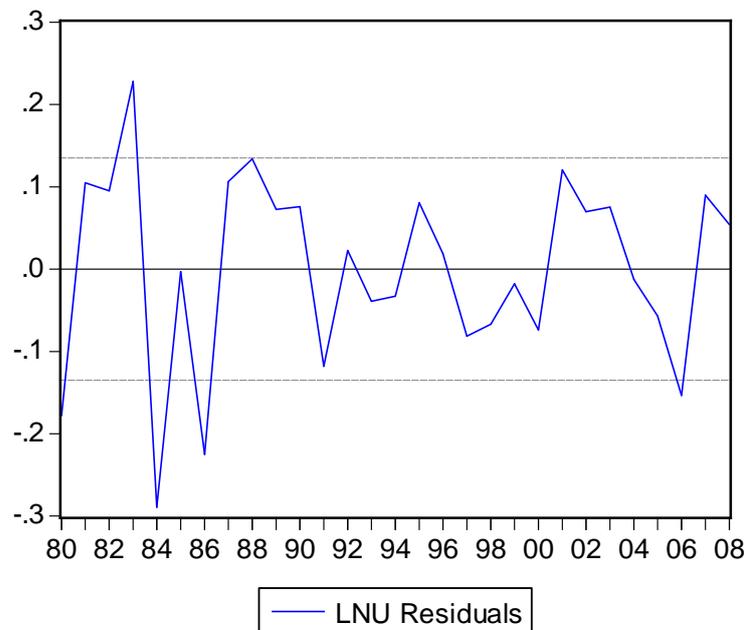
Toutefois, les variables $\ln PT$ (-0,04) et la situation sécuritaire (-0.11) n'ont pas les signes conformes à l'énoncé théorique selon lequel un niveau élevé de la productivité influence négativement le taux de chômage. En plus, une situation sécuritaire favorable joue un rôle positif quant à la baisse du taux de chômage. Ceci explique que la croissance de la productivité en Algérie est tirée par la croissance de la production des hydrocarbures, ce qui n'a pas influé sur la demande intérieure et par voie de conséquence n'a pas eu d'impact sur l'emploi.

Par ailleurs, les coefficients relatifs aux : taux de change (+0.29), dépenses nationales brutes (-1.56) ont des signes attendus. D'après la théorie une augmentation du taux de change influencerait à la hausse le taux chômage, de même une augmentation des dépenses nationales brutes diminuerait le taux de chômage.

Ces indicateurs montrent qu'une augmentation de (1%) du taux de change provoquerait une augmentation de (0,29 %) du taux de chômage et une augmentation de (1%) des investissements intérieurs et de la consommation de l'état provoquerait une baisse du taux de chômage de (1,56%).

Après avoir ainsi montré l'influence de chacune des variables sur le comportement du taux de chômage, il convient de déduire de l'estimation de cette relation de long terme définie, la série des résidus et de montrer que ces derniers sont stationnaires. S'ils ne le sont pas, la relation estimée est une régression fallacieuse. Dans le cas contraire, la relation de co-intégration est confirmée. Nous appliquons le test ADF et PP sur les résidus de la relation estimée.

Graphique n°57 : Le graphe de la série des résidus



Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

Le graphique des résidus montre clairement que la série est stationnaire en niveau, donc intégrée d'ordre zéro, $I(0)$.

Tableau n° 62: les résultats des tests ADF et PP sur les résidus estimés.

		ADF		PP	
		en niveau	en différence	en niveau	Différence
lnU	Modèle retenu	sans tendance ni constante		sans tendance ni constante	
	t*	-6.33		-10.75	
RESID01	Valeurs critiques	1%	-2.66	-2.65	
		5%	-1.95	-1.95	
		10%	-1.60	-1.60	

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

Les résultats issus de l'application du test ADF et PP sur les résidus de la relation entre lnU et ses déterminants reportés dans le tableau (63) montrent qu'ils sont stationnaires (car, ADF calculé (-6.33) est inférieur aux valeurs critiques au seuil de signification de 1%, 5%, 10% (-2.66, -1.95, -1.60) respectivement, de même PP calculé (-10.75) est inférieur aux valeurs critiques tabulées au seuil de 1%, 5%, 10%.

La relation définie est une relation de co-intégration. Il est alors possible d'estimer le modèle à correction d'erreur.

B- L'estimation de la relation de court terme

Le modèle à correction d'erreur consiste à estimer directement le modèle (IV) suivant :

Modèle (IV) :

$$\ln U = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln PT_t + \beta_2 \Delta \ln TCH_t + \beta_3 \Delta \ln INF_t + \beta_5 \Delta \ln TE_t + \beta_6 \Delta \ln DNB_t + \beta_7 \Delta \ln CS_t + \beta_8 \Delta D1 + \delta Resid_{t-1} + U_t$$

Le coefficient δ (appelé force de rappel vers l'équilibre) doit être à la fois significativement négatif. Si non, le mécanisme de corrélation de long terme irait en sens contraire (si δ est positif) et s'éloignerait de la cible de long terme [Bourbonnais, 1998].

Les résultats de l'estimation du modèle (IV) sont repris dans le tableau ci-dessous :

Tableau n° 63 : Les résultats de l'estimation du modèle (IV)

Dependent Variable: DLNU
 Method: Least Squares
 Date: 10/17/12 Time: 20:35
 Sample (adjusted): 1981 2008
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLNPT	0.004680	0.048966	0.095581	0.9249
DLNTCH	0.273275	0.173358	1.576366	0.1314
DLNINF	-0.057331	0.034175	-1.677573	0.1098
DLNDP	-1.296558	0.624685	-2.075539	0.0518
DLNTE	-0.146871	0.133450	-1.100569	0.2848
DLNCS	-0.034575	0.046743	-0.739681	0.4685
DD1	-0.110937	0.101267	-1.095490	0.2870
RESID(-1)	-1.000995	0.243051	-4.118452	0.0006
C	-0.003425	0.037652	-0.090953	0.9285
R-squared	0.683608	Mean dependent var		-0.002117
Adjusted R-squared	0.550390	S.D. dependent var		0.194125
S.E. of regression	0.130166	Akaike info criterion		-0.984916
Sum squared resid	0.321922	Schwarz criterion		-0.556707
Log likelihood	22.78882	F-statistic		5.131505
Durbin-Watson stat	1.663414	Prob(F-statistic)		0.001642

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

Modèle (IV) estimé:

$$\ln U = -0.003 + 0.004 \Delta \ln PT + 0.273 \ln TCH - 0.057 \ln INF - 1.296 \ln DP - 0.146 \ln TE - 0.034 \ln CS - 0.110 D1 - 1.000 \text{RESID}(-1)$$

D'après les résultats de cette estimation, on constate que le coefficient associé à la force de rappel est négatif (-1.00) et significativement différents de zéro au seuil de 5% (probabilité de t-Student est inférieure à 0.05). En d'autres termes, les chocs sur la variable $\ln U$ se corrigent. Cela signifie qu'il existe un mécanisme à correction d'erreur c'est-à-dire qu'à long terme les déséquilibres entre le taux de chômage et ses déterminants cités plus haut se compensent.

On essaye à présent d'enlever toutes les variables qui ne sont pas significatives dans le modèle (IV) à savoir : la productivité du travail, les cotisations sociales et la situation

sécuritaire. Selon les résultats, ces variables n'ont pas d'impact sur l'évolution du taux de chômage ; on obtient alors, la spécification suivante :

Modèle(V) :

$$\ln U = \beta_0 + \beta_1 \ln DNB_t + \beta_2 \ln TCH_t + \beta_3 \ln INF + \beta_4 \ln TE_t + \varepsilon_t$$

On estime le modèle (V) (Tableau 64).

Tableau n° 64 : les résultats de l'estimation du modèle (V)

Dependent Variable: LNU
Method: Least Squares
Date: 10/17/12 Time: 21:37
Sample: 1980 2009
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	39.94425	5.478128	7.291587	0.0000
LNDP	-1.474132	0.234960	-6.273962	0.0000
LNTCH	0.169551	0.025388	6.678370	0.0000
LNINF	-0.080091	0.028565	-2.803862	0.0096
LNTE	-0.251313	0.082175	-3.058271	0.0052
R-squared	0.898935	Mean dependent var		2.907975
Adjusted R-squared	0.882764	S.D. dependent var		0.382489
S.E. of regression	0.130963	Akaike info criterion		-1.076786
Sum squared resid	0.428785	Schwarz criterion		-0.843254
Log likelihood	21.15180	F-statistic		55.59110
Durbin-Watson stat	1.703384	Prob(F-statistic)		0.000000

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

D'après les résultats de cette estimation présentés ci-dessus, nous pouvons dire que l'influence des variables explicatives sur le comportement du taux de chômage est bien significative, la probabilité de Fisher (F-Statistic=0.0000) est inférieure à (0.05). Le test de Durbin-Watson (1.70) montre l'absence d'une éventuelle auto corrélation des erreurs.

Les valeurs de R^2 (0.89) et de R^2 ajusté (0.88) montrent que l'ensemble des variables explicatives choisies du modèle théorique, a bien une influence sur la variable expliquée.

Ces résultats expliquent le fait que le modèle est globalement valide.

Pris individuellement, les coefficients des variables en plus de la constante sont tous significatifs. En effet, les résultats montrent que les variables : dépenses nationales brutes ($\ln\text{DNB}$), taux d'inflation ($\ln\text{INf}$) , termes de l'échange ($\ln\text{TE}$) et la constante (c) ont une probabilité de t-statistique de Student qui est égale dans l'ensemble des variables 0.00 inférieur évidemment à (0.05) , indiquant à la signification de leurs coefficients.

Par ailleurs, les coefficients des dépenses Nationales brutes (-1.47), le taux de change (0.16), le taux d'inflation (0.08) et les termes de l'échange (-0.25) ont des signes attendus conformes à la théorie.

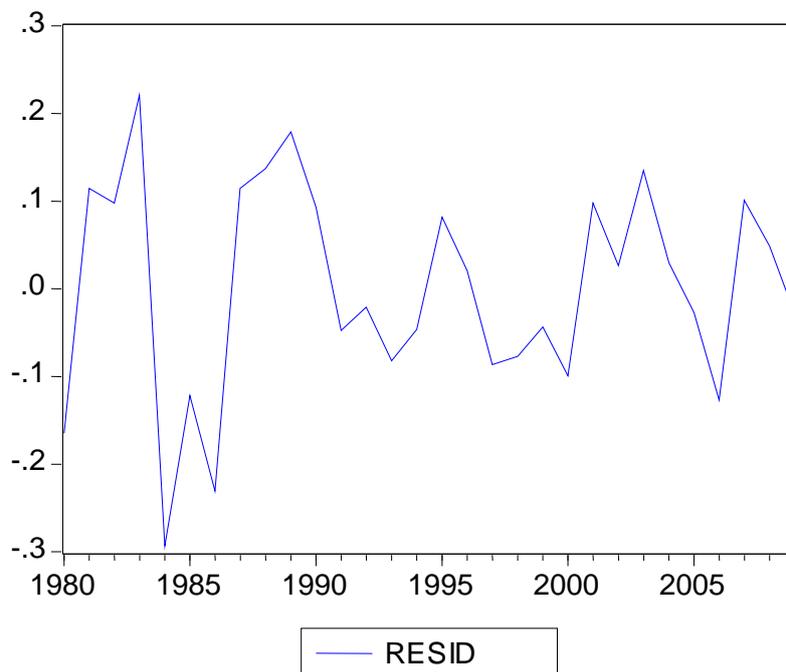
Donc le modèle peut être écrit comme suit :

$$\ln U = 39.9 - 1.47 \ln \text{DNB} + 0.16 \ln \text{TCH} - 0.08 \ln \text{INF} - 0.25 \ln \text{TE}$$

Les coefficients ci-dessus, montrent qu'une augmentation de des dépenses nationales brutes de 1% provoquerait une baisse du taux de chômage de (1.47 %) , ainsi une augmentation de 1% du taux de change provoquerait une augmentation de (0.16 %) du taux de chômage , une augmentation de (1%) du taux d'inflation provoquerait une diminution de (0.08 %) du taux de chômage et enfin une augmentation de (1%) de l'indice des termes de l'échange provoquerait une diminution de (0.25 %) du taux de chômage.

Après avoir ainsi montré, l'influence de chacune des variables sur le comportement du taux de chômage, il convient de déduire de l'estimation de cette relation de long terme définie, la série des résidus et de montrer que ces derniers sont stationnaires. S'ils ne le sont pas, la relation estimée est une régression fallacieuse. Dans le cas contraire, la relation de co-intégration est confirmée. Nous appliquons le test ADF et PP sur les résidus de la relation estimée.

Graphique n°58 : Le graphe de la série des résidus estimé du modèle (V)



Source : Elaboré par l’auteur à partir de logiciel Eviews

Le graphique des résidus montre clairement que la série est stationnaire en niveau donc intégré d’ordre zéro, I(0)

Tableau n° 65 : Les résultats des tests ADF et PP sur les résidus estimés.

		ADF		PP		
		en niveau	en différence	en niveau	Différence	
RESID	Modèle retenu	sans tendance ni constante		sans tendance ni constante		
	t*	--4.86	-	-7.37	-	
	Valeurs critiques	1%	-2.64	-	-2.64	-
		5%	-1.95	-	-1.95	-
10%		-1.61	-	-1.61	-	

Source : Elaboré par l’auteur à partir de logiciel Eviews

Les résultats issus de l'application du test ADF et PP sur les résidus de la relation entre lnU et ses déterminants reportés dans le tableau n° 66, montrent qu'ils sont stationnaires (car, ADF calculé (-4.86) est inférieur aux valeurs critiques aux seuils de signification de 1%,5%, 10%

(-2.64,-1.95,-1.61) respectivement, de même PP calculé (-7.37) est inférieur aux valeurs critiques tabulées aux seuils de 1%,5%, 10%.

Par conséquent, la relation définie est une relation de cointégration. Il est alors possible d'estimer le modèle à correction d'erreur (modèle (VI).)

Modèle (VI) :

$$\ln U = \beta_0 + \beta_1 \ln DNB_t + \beta_2 \ln TCH_t + \beta_3 \ln INF_t + \beta_5 \ln TE_t + \delta Resid_{t-1} + U_t$$

Les résultats de l'estimation est résumé dans le tableau suivant:

Tableau n° 66 : les résultats de l'estimation du modèle (VI)

Dependent Variable: DLNU
 Method: Least Squares
 Date: 10/28/11 Time: 21:21
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000247	0.030234	-0.008163	0.9936
DLNDNB	-1.250860	0.461119	-2.712663	0.0124
DLNTCH	0.191699	0.149734	1.280263	0.2132
DLNINF	-0.047550	0.030308	-1.568894	0.1303
DLNTE	-0.095786	0.102228	-0.936976	0.3585
RESID(-1)	-0.934366	0.193199	-4.836278	0.0001
R-squared	0.672236	Mean dependent var		-0.005575
Adjusted R-squared	0.600983	S.D. dependent var		0.191534
S.E. of regression	0.120988	Akaike info criterion		-1.204258
Sum squared resid	0.336677	Schwarz criterion		-0.921369
Log likelihood	23.46174	F-statistic		9.434473
Durbin-Watson stat	1.649875	Prob(F-statistic)		0.000054

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

D'après les résultats de cette estimation, on constate que le coefficient associé à la force de rappel est négatif (-0.93) et significativement différent de zéro au seuil de 5% (probabilité de t-Student est inférieur 0.05). En d'autres termes, les chocs sur la variable lnU se corrigent à 9%. Cela signifie qu'il existe un mécanisme à correction d'erreur.

4. La cointégration par combinatoire entre les variables

Puisqu'il existe une relation de cointégration entre la variable (taux de chômage) et les autres variables explicatives, il convient maintenant, de la tester par combinatoire entre toutes les variables.

1) Entre le taux de chômage et les dépenses nationales Brutes.

On estime le modèle (7) qui relie $\ln U$ et $\ln DNB$

Modèle (VII) : $\ln U = \beta_0 + \beta_1 \ln DNB_t + \varepsilon_t$

Tableau n° 67 : les résultats de l'estimation du modèle (VII)

Dependent Variable: $\ln U$
 Method: Least Squares
 Date: 11/16/12 Time: 19:54
 Sample: 1980 2009
 Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	37.11112	7.976431	4.652597	0.0001
$\ln DNB$	-1.390453	0.324256	-4.288129	0.0002
R-squared	0.396396	Mean dependent var		2.907975
Adjusted R-squared	0.374839	S.D. dependent var		0.382489
S.E. of regression	0.302423	Akaike info criterion		0.510363
Sum squared resid	2.560878	Schwarz criterion		0.603776
Log likelihood	-5.655445	F-statistic		18.38805
Durbin-Watson stat	0.293207	Prob(F-statistic)		0.000193

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

Tableau n° 68 : les résultats des tests ADF et PP sur les résidus estimés.

		ADF		PP		
		en niveau	en différence	en niveau	Différence	
RESID	Modele retenu	sans tendance ni constante		sans tendance ni constante		
	t*	-2.37	-	-2.35	-	
	Valeurs critiques	1%	-2.64	-	-2.64	-
		5%	-1.95	-	-1.95	-
		10%	-1.61	-	-1.61	-

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

Les résultats issus de l'application du test ADF et PP sur les résidus de la relation entre $\ln U$ et $\ln DNB$ reportés dans le tableau (69) montrent qu'ils sont stationnaires uniquement aux seuils de signification de 5% et 10% (car, ADF et PP calculés sont inférieures à leurs valeurs critiques), par conséquent, ces deux variables sont cointégrés au seuil de signification de 5% et 10%.

2) Entre le taux de chômage et le taux d'inflation

Modèle (VIII) : $\ln U = \beta_0 + \beta_1 \ln INF_t + \varepsilon_t$

Tableau n° 69 : les résultats de l'estimation du modèle (VIII)

Dependent Variable: LNU
 Method: Least Squares
 Date: 11/16/12 Time: 19:57
 Sample: 1980 2009
 Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.954640	0.150557	19.62476	0.0000
$\ln INF$	-0.024591	0.069988	-0.351367	0.7279
R-squared	0.004390	Mean dependent var		2.907975
Adjusted R-squared	-0.031168	S.D. dependent var		0.382489
S.E. of regression	0.388404	Akaike info criterion		1.010801
Sum squared resid	4.224022	Schwarz criterion		1.104214
Log likelihood	-13.16201	F-statistic		0.123459
Durbin-Watson stat	0.235831	Prob(F-statistic)		0.727943

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

Tableau n° 70: Les résultats des tests ADF et PP sur les résidus estimés.

		ADF		PP		
		en niveau	en différence	en niveau	Différence	
RESID	Modèle retenu	sans tendance ni constante		sans tendance ni constante		
	t*	-1.13	-	-1.32	-	
	Valeurs critiques	1%	-2.64	-	-2.64	-
		5%	-1.95	-	-1.95	-
10%		-1.61	-	-1.61	-	

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

Le tableau (70) montre que les tests ADF et PP sur les résidus de la relation entre lnU et lnINF ne sont pas stationnaires en niveau (ADF et PP calculés sont supérieurs aux valeurs critiques). Par conséquent, il n'y a pas de relation de cointégration entre ces deux variables.

3) Entre le taux de chômage et le taux de change

$$\text{Modèle (IX) : } \ln U = \beta_0 + \beta_1 \ln TCH_t + \varepsilon_t$$

Tableau n° 71 : Les résultats de l'estimation du modèle (IX)

Dependent Variable: lnU
Method: Least Squares
Date: 11/16/12 Time: 19:59
Sample: 1980 2009
Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.482085	0.180865	13.72341	0.0000
lnTCH	0.135813	0.053924	2.518592	0.0178
R-squared	0.184703	Mean dependent var		2.907975
Adjusted R-squared	0.155585	S.D. dependent var		0.382489
S.E. of regression	0.351477	Akaike info criterion		0.810998
Sum squared resid	3.459018	Schwarz criterion		0.904411
Log likelihood	-10.16497	F-statistic		6.343306
Durbin-Watson stat	0.294383	Prob(F-statistic)		0.017775

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

Tableau n° 72 : Les résultats des tests ADF et PP sur les résidus estimés.

		ADF		PP		
		en niveau	en différence	en niveau	Différence	
RESID	Modèle retenu	sans tendance ni constante		sans tendance ni constante		
	t*	-0.77	-	-0.94	-	
	Valeurs critiques	1%	-2.64	-	-2.64	-
		5%	-1.95	-	-1.95	-
		10%	-1.61	-	-1.61	-

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

Le tableau 25 montre que les tests ADF et PP sur les résidus de la relation entre lnU et lnTCH ne sont pas stationnaires (ADF et PP calculés sont supérieurs aux valeurs critiques), par conséquent, il n'y a pas de relation de cointégration entre ces deux variables.

04) Entre le taux de chômage et les termes de l'échange

$$\text{Modèle (10) : } \ln U = \beta_0 + \beta_1 \ln TE_t + \varepsilon_t$$

Tableau n° 73 : Les résultats de l'estimation du modèle (X)

Dependent Variable: lnU
 Method: Least Squares
 Date: 11/16/12 Time: 20:04
 Sample: 1980 2009
 Included observations: 30

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.646788	0.466195	12.11251	0.0000
lnTE	-0.596220	0.100961	-5.905464	0.0000
R-squared	0.554668	Mean dependent var		2.907975
Adjusted R-squared	0.538764	S.D. dependent var		0.382489
S.E. of regression	0.259765	Akaike info criterion		0.206264
Sum squared resid	1.889384	Schwarz criterion		0.299677
Log likelihood	-1.093962	F-statistic		34.87451
Durbin-Watson stat	0.675810	Prob(F-statistic)		0.000002

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

Tableau n° 74 : Les résultats des tests ADF et PP sur les résidus estimés.

		ADF		PP		
		en niveau	en différence	en niveau	Différence	
RESID	Modèle retenu	sans tendance ni constante		sans tendance ni constante		
	t*	-2.28	-	-2.28	-	
	Valeurs critiques	1%	-2.64	-	-2.64	-
		5%	-1.95	-	-1.95	-
		10%	-1.61	-	-1.61	-

Source : Elaboré par l'auteur à partir de logiciel Eviews

Les résultats issus de l'application du test ADF et PP sur les résidus de la relation entre $\ln U$ et $\ln TE$ reportés dans le tableau (74) montrent qu'ils sont stationnaires uniquement au seuil de signification de 5% et 10% (car, ADF et PP calculés sont inférieures aux valeurs critiques), par conséquent, ces deux variables sont cointégrés au seuil de signification de 5% et 10%.

Conclusion

Il ressort de cette étude qu'il existe une relation de cointégration au sens d'Engel et Granger, entre le taux de chômage et certaines variables d'ordre économiques et financières liées aux réformes économiques engagées en Algérie depuis la fin des années 1980. Ces variables sont entre autres, les dépenses nationales brutes, le taux d'inflation, le taux de change et les termes de l'échange. En effet, les résultats montrent qu'il y a une corrélation négative directe entre l'investissement intérieur, la consommation de l'Etat et le taux de chômage expliquant le rôle de la politique budgétaire adoptée par l'Etat dans la relance de la croissance et par conséquent dans la création d'emplois et la baisse du chômage.

En plus des prix, le taux de change est apparu comme variable explicative du chômage. Il semble qu'il a eu des retombées économiques positives en termes de libéralisation du commerce extérieur et de convertibilité du dinar sur les transactions courantes et par conséquent sur la création de l'emploi et la baisse du chômage.

Cependant, en Algérie, les institutions ne semblent pas expliquer le déséquilibre du marché du travail comme en témoigne l'inexistence de relation entre les couts salariaux et le taux de chômage, malgré les mesures de « flexibilisation », mises en œuvre depuis 1990.

Toutefois, il ressort de l'étude aussi que le taux de chômage en Algérie n'est pas corrélé avec la productivité du travail. Ceci explique la faiblesse des performances de l'économie algérienne en termes de productivité en dehors des hydrocarbures et d'investissement privé, où prédominent les petites entreprises surtout dans le secteur du BTPH et les services qui, certes, emploient une grande partie de population active mais dont les gains de productivité sont infimes.

D'autre part l'augmentation des importations n'a pas eu d'un impact sur la performance du marché du travail, malgré l'ouverture économique vers l'extérieur entamée depuis le début des années 1990 et concrétisée à travers la mise en œuvre de l'accord d'association avec l'Union Européenne en 2005. Ceci revient au rôle primordial que joue le secteur des hydrocarbures dans la couverture des importations et dans la constitution du système productif tout entier.

En conséquence, une politique structurelle de croissance axée sur la stimulation de l'investissement privé et l'amélioration de la productivité en dehors du secteur des hydrocarbures semble contribuer à la performance du marché du travail et la résorption du chômage.

Conclusion générale

L'analyse des déterminants du chômage et la recherche de ses facteurs en Algérie s'inscrivent dans le cadre global d'une économie qui a connu au cours de ces trois dernières décennies de grandes mutations et de profonds changements, liés à la mise en œuvre de réformes multidimensionnelles structurelles sur le plan politique, économique et social, à l'application d'un programme d'ajustement structurel forcé (PAS) à partir de 1994 et à l'ouverture de l'économie nationale vers l'extérieur à travers la signature de l'accord d'association avec l'Union Européenne en 2001.

En effet, à partir de la fin des années 1980, l'Algérie s'est engagée dans une phase de transition, passant de l'économie dirigée et planifiée à l'économie de marché caractérisée par des réformes entreprises au niveau de tous les secteurs. Sur le plan macroéconomique, ces réformes ont touché quelques agrégats macro financiers jugés indispensables pour sortir de la crise engendré par la chute du prix du pétrole et l'instauration des règles de l'économie de marché en l'occurrence, l'ajustement du taux de change, la libéralisation des prix et les importations, la réduction du rythme de l'expansion monétaire, l'ajustement des taux d'intérêt appliqués au refinancement des banques et les taux de réescompte.

Les principaux objectifs de ces programmes consistaient à améliorer des ressources en relevant la fiscalité et la compression des dépenses publiques notamment celles relatives aux traitements et salaires dans le secteur non productif et les entreprises publiques. En matière de la monnaie, ils consistaient à réduire l'expansion de la masse monétaire, relever le taux de réescompte, soutenir le nouveau cours du dinar et réduire le taux d'inflation. Sur le plan institutionnel une nouvelle législation de travail a été introduite en 1990 dans le cadre de la réforme de l'institution du marché du travail.

Pratiquement, ces réformes ont permis de rétablir les grands équilibres macroéconomiques : à aider le secteur privé à se promouvoir, à engager les entreprises publiques sur la voie de la privatisation, libéraliser le commerce, lever certaines contraintes pesant sur le secteur agricole et ce, dans une situation sécuritaire très difficile. Paradoxalement, ces réformes ont engendré une dégradation du système productif, hormis le secteur des hydrocarbures et un déséquilibre du marché du travail (compression massive des travailleurs, dissolution des entreprises publiques, un ralentissement dans la création des emplois et par conséquent un accroissement du taux de chômage).

Pendant cette même période, les caractéristiques du marché du travail en Algérie sont restées inquiétantes : la tendance à la hausse de la population de l'Algérie depuis le début des années quatre-vingts a provoqué une forte pression sur la population active et en conséquence sur l'offre du travail. Toutefois, la population active qui augmente plus vite que la croissance démographique est marquée par une prédominance importante de la frange des jeunes par rapport aux autres catégories de la population et une féminisation croissante de l'offre de travail. D'autre part, la population active occupée est dans sa majorité salariée et s'emploie dans le secteur du commerce, les services, l'administration et le secteur des bâtiments et travaux publics. Par contre, l'emploi dans le secteur de l'industrie et l'agriculture est moins touché. Quant au chômage, il accuse de fortes inégalités entre hommes et femmes (le chômage touche plus les femmes que les hommes), entre jeunes et adultes (taux de chômage des jeunes plus élevé que celui des adultes) et aussi entre urbain et rural du fait que la disparité entre taux de chômage des actifs urbains et ruraux est notable . En outre , la persistance des déséquilibres du marché du travail a conduit à la constitution d'un secteur informel important qui se développe rapidement d'année en année et qui reste toujours un refuge pour les chômeurs qui ne trouvent pas de travail dans le secteur officiel.

Pour faire face à cette situation, les pouvoirs publics en Algérie ont envisagé une politique de création et de promotion de l'emploi s'articulant autour de la régulation institutionnelle du marché du travail, l'atténuation des conséquences négatives du PAS sur l'emploi et la réponse aux besoins d'un important de jeunes primo-demandeurs d'emploi, ainsi qu'un secteur informel qui croit très vite. En effet, avec la redéfinition de la réglementation de l'institution du marché du travail, qui a fait l'objet de promulgation de la loi 90/11 modifiée et complétée, régissant les relations de travail individuelles et collectives, les pouvoirs publics ont lancé un ensemble de dispositifs ayant pour objectif de réduire le chômage au moins à court terme , soit en incitant les entreprises à la création d'emplois; soit en aidant les chômeurs à créer leurs propres emplois ; soit en les insérant dans des programmes d'emplois temporaires qui visent à lutter au moins contre la pauvreté. En plus, à partir de 2008 d'autres programmes sont entrés en vigueur englobant les anciens dispositifs de l'emploi se fondant sur deux volets à savoir l' aide à l'insertion professionnelle des jeunes qui s'adresse au primo-demandeurs d'emplois et au soutien à la création d'entreprises notamment les PME.

Dans ce contexte, nous avons identifié à court et à long terme un certain nombre des déterminants du chômage en Algérie, sur la période 1980 à 2009 relevant surtout des réformes économiques appliquées dans le cadre du plan d'ajustement structurel. Ces déterminants sont

entre autres, la consommation de l'Etat, l'investissement domestique, le taux d'inflation, le taux de change et les termes de l'échange.

Cette étude relève qu'il existe une relation de cointégration au sens d'Engel et Granger, entre le taux de chômage et ces variables. En effet, les résultats montrent qu'à long terme, il y a une corrélation négative directe entre les dépenses nationales brutes et le taux de chômage expliquant le rôle moteur du budget de l'Etat dans l'activité économique et notamment dans la stimulation de l'investissement et la relance de la croissance et par conséquent, dans la création d'emplois et la baisse du chômage adopté par le gouvernement depuis 2001. Ceci explique la baisse progressive du taux de chômage qui a coïncidé avec l'application de deux plans de soutien à la relance économique (2001-2004, 2005-2009) tout en investissant dans tous les secteurs surtout dans l'infrastructure et l'agriculture.

Ainsi, l'augmentation des prix notamment suite à l'application du plan d'ajustement structurel a causé une détérioration du pouvoir d'achat et, a agi positivement sur la baisse du taux de chômage contrairement à l'idée qu'une augmentation inattendue des prix réduirait les salaires réels et mènerait à une augmentation de la demande de travail et une baisse du chômage. Ceci explique que les salaires ne jouent pas leurs rôles d'ajustement sur le marché du travail algérien en laissant une bonne partie de la population en chômage se réfugier vers le secteur informel.

En outre, la dévaluation intensive du dinar a eu un impact positif quant à la baisse du chômage. Il apparaît qu'elle a eu des retombées économiques positives en termes de libéralisation du commerce extérieur et de convertibilité du dinar sur les transactions courantes et par conséquent sur la création de l'emploi et la baisse du chômage.

Par ailleurs, notre étude montre que les modifications à la hausse de l'indice des termes de l'échange ont influencé à la baisse le taux de chômage indiquant par là que le degré de couverture des importations par les exportations est le fait surtout du secteur des hydrocarbures.

Toutefois, l'étude montre que le taux de chômage en Algérie ne peut être expliqué par l'évolution de la productivité du travail du fait que le système productif Algérien est dominé par la production des hydrocarbures. Cela signifie que la croissance de la productivité est tirée par la croissance de la production pétrolière ce qui n'a pas influé sur la demande intérieure et par conséquent n'a pas eu d'impact sur l'emploi. Ceci signifie que le trend de la productivité du

travail qui a coïncidé avec celui du taux de chômage se traduit tout simplement par le poids excessif de la production des hydrocarbures.

Il apparaît aussi que les importations ne sont pas corrélées avec le taux de chômage. En effet, les réformes concernant l'ouverture économique qui étaient soutenues par l'application de la loi sur la monnaie et le crédit d'avril 1990 et la levée progressive du monopole de l'état sur les importations et l'accord d'association avec l'union européenne n'ont pas eu d'impact sur le chômage, malgré que cette démarche a permis l'ouverture du marché Algérien aux opérateurs privés nationaux et aux étrangers sous formes de concession et aux opérations imports- exports. Ceci explique la faiblesse du système productif Algériens hors hydrocarbure du fait que l'augmentation des importations est constamment couverte par les exportations du pétrole et du gaz d'un coté et le découragement des opérateurs algériens à investir à cause des pertes de change et le rétrécissement du marché intérieur et le manque de compétitivité.

L'étude montre aussi que le taux d'escompte n'est pas un déterminant du chômage bien que dans le cadre des mises en œuvre des réformes, le taux d'intérêt a été libéré et le taux réescompte a été réévalué et a coïncidé avec une augmentation du taux de chômage.

L'effet des institutions à travers la réglementation et les modifications apportées au droit du travail qui concernent le licenciement, le salaire minimum, les conventions collectives, l'élargissement de la protection sociale ne correspondent pas à l'évolution du chômage. Il semble que les cotisations sociales sont loin de représenter les variables institutionnelles relatives au marché du travail. Au contraire, la réglementation du marché du travail aggrave les coûts salariaux des entreprises et entraînent des salaires plus élevés par rapport à leur niveau d'équilibre et en conséquence augmente le chômage.

Au terme de ce travail, on conclut que le chômage en Algérie n'est pas une fatalité, il suffit de cerner ses facteurs et de comprendre sa genèse pour le juguler. Les pouvoirs publics en jouent le rôle primordial en définissant des politiques économiques et sociales adéquates, en accroissant la productivité du travail hors hydrocarbures, par le développement et la promotion de l'investissement productif et la relance du secteur privé par la création des petites et moyennes entreprises.

Bibliographie

1. Abraham-Frois G., 1993, « Keynes et la macroéconomie contemporaine », Edition Economica.
2. Adair Ph., 1985, « L'économie informelle, figures et discours », Anthopos Paris.
3. Adair Ph., 2002. « Production et financement du secteur informel urbain en Algérie : enjeux et méthodes » "Revue économie et management N°01 Mars 2002, pp1-23.
4. Akerlof G, 1982, « Labor contracts as partial gift exchange » Quarterly Journal of Economics. N°4 .
5. Andreff W., 2009, « Reformes, Libéralisation, Privatisation en Algérie : point de vue d'un outsider en 1988-1994 », L'Harmattan | Confluences Méditerranée
6. Araujo C, Brun.JF, Combes. JL, 2004, « Econometrie » collection Amphi Economie.
7. Artus P., 1996, "Doit-on inciter les entreprises à embaucher ?", Le Cercle des Economistes, Chroniques économiques, Edition Descartes & Cie.
8. Artus P & Muet P A, 1995, « Théorie du Chômage », Edition Economica.
- 9.
10. Bahloul M, Hamel B, 1992, « Politiques d'ajustement et emploi, cas de l'Algerie », Les cahiers du CREAD, crise de developpement et informel n°30.
11. Barth Y, Gazareth P, Henchoz C, Lieberherr R, Plomb F, Poglia Miletì F, « Le chômage en perspective », L'Harmattan 2001.
12. Bassanini A et Duval .R, 2006, « Employment patterns in OECD countries: reassessing the role of policies and institutions », OCDE.
13. Benbitour A, 1992, « L'Expérience Algérienne de Développement 1962-1991, leçon pour l'Avenir, collection Carrefour d'Echanges », Editions techniques de l'Entreprise/ISGP.
14. Bénissad .H, 1999, « L'ajustement structurel, l'expérience du Maghreb », OPU, Alger,
15. Bernard C, Roland P, 2012, « Agro-ressources et écosystèmes: Enjeux sociétaux et pratiques managériales », Presses Universitaires de Septentrion.
16. Bialès C, 1995, « Le marché du travail, un panorama des théories économiques, de l'orthodoxie aux hétérodoxies, Cahiers d'économie et gestion », No 46.
17. BIT, 1998, « Les femmes et la formation à l'heure de la mondialisation », Revue Travail n° 27.
18. Blanchard O, Wolfers J, (2000), « The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment: the aggregate evidence », Economic Journal, vol. 110, No 462, Mars, pp1-33.

19. Boudjema R., 2006, « Algérie : Chronique d'un ajustement structurel », revue d'économie et statistique appliquée, N° 6.
20. Boufenik F, 2003, « Travail et genre en Algérie », Colloque Marché du travail et genre dans les pays du Maghreb. Rabat, 11 et 12 avril.
21. Boukha-Hassane R et Talahite F., 2005, « rapport du FEMISE, Pofil pays : Algérie, chapitre 1 : Le marché du travail. »
22. Boukha-hassane. R. et Talahite. F, 2008, « Marché du travail, régulation et croissance économique en Algérie », Armand Colin, Revue Tiers Monde, pp 413-437.
23. Bounoua. C, 1992, « Une lecture critique du secteur informel dans les pays du tiers monde », les cahiers du CREAD , Alger , n°30 .
24. Bounoua.C, 2002 «Processus d'informatisation de l'économie algérienne et économie de marché : éléments d'une problématique», communication aux XIIème journées d'étude du GRATICE, Paris, juin 2002.
25. Bounoua.C, 2002, «Le rôle des facteurs institutionnels dans le processus d'illégalisation de l'économie Algérienne», Revue économie et management N°01 , Edition faculté des sciences économiques et de gestion,pp24-31.
26. Bourbonnais R, Terraza M., 2010, « Analyse des série temporelles, Application à l'économie et la gestion, Manuel et exercice corrigés, Edition Dunod, Paris.
27. Bourbonnais R, 1998, « Econométrie, manuel et exercices corrigés », Dunod, Paris, 1998,
28. Bouyacoub A., 2004, «Emploi et croissance en Algerie 1990-2003», colloque international, La question de l'emploi en Afrique du Nord, Tendances récentes et perspectives 2020», 26 – 27-28 juin 2004 à Alger
29. Bouyacoub A., 2002, «L'employabilité en Algérie», communication à la Conférence Euromaghrébine sur la formation, l'emploi et l'employabilité, BIT, Alger.
30. Cahuc P, Zylberberg A., 1996, « Economie de travail la formation des salaires et les déterminants du chômage » Edition Balises.
31. Cahuc P, Zylberberg A., 1994, « Que reste-t-il de la théorie du salaire d'efficience ? » Revue économique. Volume 45, n°3.
32. CNES, 1999, « Rapport préliminaire sur les effets économiques et sociaux du programme d'ajustement structurel ». CNES , Alger.
33. CNES, 1999, Rapport portant sur La relation formation-emploi, Novembre. CNES , Alger.
34. CNES, 2001, Avis Relatif au Plan National de Lutte contre le Chômage. CNES , Alger.
35. CNES, 2002, « Rapport portant sur l'évaluation des dispositifs d'emploi » CNES , Alger.
36. CNES, 2005, Eléments de débat pour un pacte de croissance, 26e session plénière, Projet de rapport, CNES, Alger.

37. CNUCED, 2004, Examen de la politique de l'investissement en Algérie – Nations Unies, New York et Genève.
38. Compte M., 2001, «Evaluation des politiques de chômage, chômage et population active» données », OCDE.
39. Crozet Y, Penaza S, Tiran A., 1991, « Economie générale, Production-répartition-Régulation », Edition Ellipses.
40. Dahmani A, 1999, « l'Algérie à l'épreuve : économie politique des réformes, 1980-1997 », L'Harmattan.
41. Delas J P., 1991, « Economie contemporaine », Ellipses, Paris
42. Dhutil G., 1994, " Economie de l'emploi et du chômage ", Edition Ellipses.
43. Djamal A., 2000, " La problématique de l'emploi lors de la période de transition ", revue Algérienne du travail N°25/2000 éditée par l'institut national du travail.
44. Djenane .A, 1997,« Réformes économiques et agriculture en Algérie », thèse de doctorat, Université Sétif ,Algérie.
45. Erhel C et Zajdela H, 2003, « Que reste-t-il de la théorie du chômage de Keynes? », L'Actualité économique, vol. 79, n° 1-2, p. 163-177.
46. FMI, 2003, “Unemployment and labor market institutions: why reforms pay off ”. World Economic Outlook, Growth and Institutions.
47. Fourcade.B, et Hammouda.N. E., 2002, « Les observatoires sur l'emploi et la formation professionnelle en Algérie et Tunisie : contexte, obstacles, priorités, Colloque Economie Méditerranée Monde Arabe, Sousse 20-21 septembre 2002.
48. Freyssinet J, 1998, Le Chômage, Repères, La Découverte.
49. Grimaud A, 1999, «Analyse macroéconomique" , Edition Montchrestien. Blanchard
50. Hamamda M T., 2011, « Privatisation des entreprises publiques en Algérie », Editions Choiseul, Géoéconomie.
51. Henni A., 1991, «Essai sur l'économie parallèle : cas de l'Algérie », Enag / éditions collection économie.
52. Sandillon I., 1998, « L'interprétation du chômage dans la théorie générale: enjeux et conséquences », CEFI, Université de la Méditerranée, Document de travail, Fevrier.
53. Jean-Dominique L., 1996, « Existe-t-il aujourd'hui une possibilité de diminuer le chômage par une relance de l'inflation ? » Le Cercle des économistes, Chroniques économiques, Editions Descartes & Cie.

54. Jean-Michel S., 1997, « Marché du travail et développement économique dans les petites économies insulaires : théorie et application » Edition l'harmattan
55. Jean-Yves L, Mareva S., - 2008 – « Microéconomie de l'emploi : théorie et application » Edition De Boeck
56. Sardin J-P., 2002, « la relation inflation/chômage », Conférence d'économie, le 14/02/2002, Institut d'études politiques.Paris.
57. Kasmi D., 2008, « Diagnostique économique et financier des programmes de stabilisation et d'ajustement structurel de l'économie algérienne » Thèse de doctorat en sciences économiques, Université Lumière Lyon 2
58. Kharfi R., 1991, «L'emploi et chômage dans les pays du Maghreb», CE.N.E.A.P (centre national d'études et d'analyses pour la planification), Panorama des économies maghrébines contemporaines, Mauritanie- Maroc- Algérie-Tunisie –Lybie.
59. Kharfi Rabéa, 1991, « Panorama des économies maghrébines contemporaines », centre national d'études et d'analyses pour la planification.
60. L'Horty Y et Rault Ch, 2003,« Les causes du chômage en France » Une ré-estimation du modèle ws-ps »,Revue économique, 2003/2 Vol. 54, pp. 271-294.
61. Layard.R, Nickell.S, Jackman.R, 1991, « Unemployment: macroeconomic performance and the labor market », Oxford University Press, Oxford.
62. Martial N N, 2009 « L'analyse des déterminants de l'investissement direct au Cameroun » Mémoire de D.E.A, Economie Mathématique et Econométrie, Université de Douala, Cameroun.
63. Medjkoune M, 1998, « Ajustement structurel, emploi et chômage en Algérie », Les cahiers du CREAD, n°46, pp 153-175.
64. Musette .M.S, Hammouda N, 1998, « Evaluation des effets du PAS sur le marché du travail en Algérie », les cahiers du CREAD, N° 46/1998
65. Musette M.Saïb, IsliI Mohamed Arezki, Hammouda Nacereddine, 2003, « marché du travail et emploi en Algérie, éléments pour une politique nationale de l'emploi » programme « Des emplois en Afrique », OIT.
66. Musette M S, 1998, « Les théories économiques à l'épreuve du chômage », Les cahiers du CREAD, n°45/1998, pp 101-123.
67. Nickell S., 1997, «Unemployment and labor market rigidities : Europe versus North America», Journal of Economic Perspectives, vol. 11, no3, pp. 55-74.
68. Nickell S., Nunziata L. et Ochel W., 2005, «Unemployment in the OECD since the 1960s: what do we know, Economic Journal, vol. 115, no 500, pp1-27.

69. Perrot A, 1998 , Les nouvelles théories du marché du travail, Edition , La Découverte, .
70. Phillips, 1958, « Relation between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom 1861-1957 *Economica*,25,pp283-299.
71. Pissarides.C, 2000, « Equilibrium unemployment theory », second edition, Cambridge.
72. Sadigh Elie, 2003, « Plein employ- chômage: synthèses critiques et propositions », questions contemporaines, l'Harmattan.
73. Shapiro Carl et Stiglitz Joseph, 1984, «Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device », *American Economic Review*, vol. 74,No 3, pp 433-444.
74. Simar L., 2003, « Le modèle des « insiders-outsiders : entre théorie et pratiques », *Reflets et perspectives de la vie économique*, vol. XLII, issue 4, pp. 81-90
75. Stigler.GJ, 1962, «Information in the labor market», *Journal of political economy*,Vol. 70, No. 5, October, pp 94-104.
76. Talahite F, 2006, « L'économie algérienne depuis 1962 : le poids croissant des hydrocarbures », *tendances économiques, Afkar/Idées, Printemps/Eté 2006*
77. Vergara F, 1997, « Perspectives de l'emploi juillet 1993 », OCDE.
78. Vimont C., 1998, « Emploi et chômage : la perte de sens des indicateurs traditionnels », *Sociétal*, n°19, mai, pp

Sites web:

www.andi.dz , www.angem.dz, www.ansej.dz, www.cnac.dz, www.cnes.dz, www.femise.org ,
www.imf.org , www.ocde.org , www.ons.dz, www.sesric.org , www.worldbank.org

Annexes

Obs	U	INF	TCH	TE	SS
1980	11.99	9.52	3.83	168.35	0
1981	13.22	14.65	4.31	194.44	0
1982	14.2	6.54	4.59	165.71	0
1983	14.99	5.97	4.78	168.25	0
1984	8.68	8.12	4.98	139.72	0
1985	9.49	10.48	5.02	136.11	0
1986	11.42	12.37	4.7	67.04	0
1987	21.04	7.44	4.84	63.1	0
1988	23.27	5.91	5.91	57.4	0
1989	21.93	9.3	7.6	59.09	0
1990	19.76	16.65	8.95	73.94	0
1991	20.26	25.88	18.47	81.18	0
1992	21.27	31.66	21.83	70.58	1
1993	23.15	20.54	23.34	58.55	1
1994	24.36	29.04	35.06	57.4	1
1995	28.1	29.77	47.66	57.89	1
1996	27.99	18.67	54.75	67.54	1
1997	27.96	5.73	57.71	70.75	1
1998	28.02	4.95	58.74	50.93	1
1999	29.29	2.64	66.57	59.43	1
2000	29.49	0.33	75.26	100	1
2001	27.31	4.22	77.21	97.22	1
2002	25.66	1.41	79.68	85.62	1
2003	23.71	2.58	77.39	106.92	0
2004	17.75	3.56	72.06	122.21	0
2005	15.27	1.63	73.27	164.12	0
2006	12.3	2.53	72.65	191.44	0
2007	13.88	3.52	69.29	182.66	0
2008	11.3	4.44	64.58	237.08	0
2009	10.2	5.74	72.65	160.99	0

Obs	PIB	PT	IMP	DNB	CS
1980	35291232178.49	11192.9058606058	17635581636.87	41873370791.6863	21244.8185
1981	36349967756.13	11082.3072427226	20510180448.79	45773544966.5922	27228.2095
1982	38676367201.21	11302.2697841058	20161507929.16	46620438712.2397	33655.0734
1983	40764892197.17	11396.3914445541	21411522194.4	49201496404.3544	40832.2896
1984	43047724736.92	10767.3148416508	21946809516.65	51280045870.4947	44620.0032
1985	44640489377.98	10782.7269028937	23197777640.05	53767202268.0303	47810.0784
1986	44819051776.71	10560.5682791494	18094267262.54	48884467050.2296	51591.007
1987	44505319531.55	10259.4097583103	12901211435.83	42535948767.7669	53614.4224
1988	44060263881.07	9970.64129465264	13339852853.23	42470052400.6013	105518.913
1989	45998916445.44	10320.6005038008	15580949187.53	45455395828.0266	19782.8
1990	46366908061.66	9875.80576393184	14054015686.56	43748221937.4545	240611.8
1991	45810504880.26	9441.57149222177	11538346666.21	40826202770.0245	667394.98
1992	46635095028.45	9387.09642279589	12069110854.61	41537175164.2155	1078663.96
1993	45655757680.59	9055.08879027965	11260480165.82	40075379531.4669	1400185.272
1994	45244857430.65	8778.59088681607	11947369395.85	40923958090.2203	2286472.96
1995	46964159664.58	8639.47013697204	12186317457.77	41857307929.5337	3741977.24
1996	48889689495.63	8691.50035477867	10565536621.96	40865068910.7538	5214784.2
1997	49427476044.5	8499.99588039553	10819109776.35	40485248031.6689	6374311.882
1998	51948279105.44	8668.15937017187	11608905063.29	43459904982.3952	6652504.716
1999	53610624833.85	8827.70045016466	11806256264.74	44113764122.5258	11415090.75
2000	54790058957.37	7302.42022622551	11699999982.54	43930058750.2959	14587796.32
2001	56214597842.94	7031.219242394	12156300230.21	46420017330.4337	17826437.825
2002	58856686556.85	8508.99039422438	14526777679.85	50225285223.527	19496301.6
2003	62917798907.79	8644.92977573372	14875420895.09	52967652147.4108	20608260.49
2004	66189522629.18	8226.38859423067	16824101827.96	57170208844.2396	22857885.978
2005	69565187810.78	8198.60787398703	18422390874.25	60567714326.8057	24800114.539
2006	70956491566.99	8000.36210497837	18090787838.52	62285491791.8823	25699407.155
2007	73085186314.01	8504.2106485932	19465687714.24	65949657140.3012	27606106.06
2008	74839230785.54	8182.72805439974	20750423103.38	68562817530.7703	30992529.678
2009	76410854632.04	8067.02434882179	24208008187.15	74413211938.1011	37951212.13

En milliards de dollars , Prix constant de l'année 2000.

Test de la stationnarité

Vérification de la variable logU

Augmented Dickey-Fuller

En niveau

modèle 3

Null Hypothesis: LOGU has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.633530	0.9689
Test critical values: 1% level	-4.309824	
5% level	-3.574244	
10% level	-3.221728	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGU)

Method: Least Squares

Date: 08/07/11 Time: 14:36

Sample (adjusted): 1981 2009

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGU(-1)	-0.062989	0.099426	-0.633530	0.5319
C	0.277746	0.279742	0.992865	0.3299
@TREND(1980)	-0.006592	0.004351	-1.514948	0.1418
R-squared	0.123492	Mean dependent var		-0.005575
Adjusted R-squared	0.056068	S.D. dependent var		0.191534
S.E. of regression	0.186087	Akaike info criterion		-0.427503
Sum squared resid	0.900342	Schwarz criterion		-0.286059
Log likelihood	9.198798	F-statistic		1.831574
Durbin-Watson stat	1.671666	Prob(F-statistic)		0.180231

Phillips-Perron

Null Hypothesis: LOGU has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 12 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.142103	0.9914
Test critical values:		
1% level	-4.309824	
5% level	-3.574244	
10% level	-3.221728	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.031046
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.019178

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGU)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:21
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGU(-1)	-0.062989	0.099426	-0.633530	0.5319
C	0.277746	0.279742	0.992865	0.3299
@TREND(1980)	-0.006592	0.004351	-1.514948	0.1418
R-squared	0.123492	Mean dependent var		-0.005575
Adjusted R-squared	0.056068	S.D. dependent var		0.191534
S.E. of regression	0.186087	Akaike info criterion		-0.427503
Sum squared resid	0.900342	Schwarz criterion		-0.286059
Log likelihood	9.198798	F-statistic		1.831574
Durbin-Watson stat	1.671666	Prob(F-statistic)		0.180231

Modèle 2

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: LOGU has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.142569	0.6849
Test critical values: 1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGU)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/11 Time: 14:38
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGU(-1)	-0.110386	0.096612	-1.142569	0.2632
C	0.317654	0.285100	1.114184	0.2750
R-squared	0.046121	Mean dependent var		-0.005575
Adjusted R-squared	0.010792	S.D. dependent var		0.191534
S.E. of regression	0.190498	Akaike info criterion		-0.411878
Sum squared resid	0.979816	Schwarz criterion		-0.317582
Log likelihood	7.972229	F-statistic		1.305465
Durbin-Watson stat	1.468592	Prob(F-statistic)		0.263248

Phillips-Perron

Null Hypothesis: LOGU has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.342597	0.5959
Test critical values:		
1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.033787
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.043155

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGU)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:26
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGU(-1)	-0.110386	0.096612	-1.142569	0.2632
C	0.317654	0.285100	1.114184	0.2750
R-squared	0.046121	Mean dependent var		-0.005575
Adjusted R-squared	0.010792	S.D. dependent var		0.191534
S.E. of regression	0.190498	Akaike info criterion		-0.411878
Sum squared resid	0.979816	Schwarz criterion		-0.317582
Log likelihood	7.972229	F-statistic		1.305465
Durbin-Watson stat	1.468592	Prob(F-statistic)		0.263248

Modèle 1

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: LOGU has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.404057	0.5288
Test critical values:		
1% level	-2.650145	
5% level	-1.953381	
10% level	-1.609798	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGU)
Method: Least Squares
Date: 08/07/11 Time: 14:40
Sample (adjusted): 1982 2009
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGU(-1)	-0.004965	0.012287	-0.404057	0.6895
D(LOGU(-1))	0.214387	0.191177	1.121407	0.2724
R-squared	0.048878	Mean dependent var		-0.009262
Adjusted R-squared	0.012296	S.D. dependent var		0.193998
S.E. of regression	0.192802	Akaike info criterion		-0.385559
Sum squared resid	0.966486	Schwarz criterion		-0.290402
Log likelihood	7.397828	Durbin-Watson stat		1.998368

Phillips-Perron

Null Hypothesis: LOGU has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.301813	0.5682
Test critical values:		
1% level	-2.647120	
5% level	-1.952910	
10% level	-1.610011	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.035340
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.041805

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGU)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:27
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGU(-1)	-0.003574	0.012039	-0.296881	0.7687
R-squared	0.002263	Mean dependent var		-0.005575
Adjusted R-squared	0.002263	S.D. dependent var		0.191534
S.E. of regression	0.191317	Akaike info criterion		-0.435891
Sum squared resid	1.024866	Schwarz criterion		-0.388743
Log likelihood	7.320420	Durbin-Watson stat		1.558963

En difference première

Modèle 3

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: D(LOGU) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.821705	0.0035
Test critical values:		
1% level	-4.356068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGU,2)
Method: Least Squares
Date: 08/07/11 Time: 14:41
Sample (adjusted): 1984 2009
Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGU(-1))	-1.465006	0.303836	-4.821705	0.0001
D(LOGU(-1),2)	0.546903	0.246002	2.223163	0.0373
D(LOGU(-2),2)	0.546566	0.192883	2.833662	0.0099
C	0.183879	0.091440	2.010920	0.0573
@TREND(1980)	-0.011965	0.005155	-2.321052	0.0304

R-squared	0.597356	Mean dependent var	-0.006021
Adjusted R-squared	0.520662	S.D. dependent var	0.253102
S.E. of regression	0.175233	Akaike info criterion	-0.474357
Sum squared resid	0.644840	Schwarz criterion	-0.232415
Log likelihood	11.16664	F-statistic	7.788820
Durbin-Watson stat	1.339609	Prob(F-statistic)	0.000517

Phillips-Perron

Null Hypothesis: D(LOGU) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 27 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.026970	0.0002
Test critical values:		
1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	
10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.032151
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.003946

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGU,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:28
 Sample (adjusted): 1982 2009
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGU(-1))	-0.876171	0.198468	-4.414673	0.0002
C	0.092333	0.080852	1.142007	0.2643
@TREND(1980)	-0.006538	0.004684	-1.395846	0.1750
R-squared	0.438069	Mean dependent var		-0.007145
Adjusted R-squared	0.393115	S.D. dependent var		0.243585
S.E. of regression	0.189760	Akaike info criterion		-0.385157
Sum squared resid	0.900221	Schwarz criterion		-0.242421
Log likelihood	8.392197	F-statistic		9.744736
Durbin-Watson stat	1.976907	Prob(F-statistic)		0.000743

Modèle 2

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: D(LOGU) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.113851	0.0036
Test critical values: 1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGU,2)
Method: Least Squares
Date: 08/07/11 Time: 14:44
Sample (adjusted): 1982 2009
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGU(-1))	-0.787898	0.191523	-4.113851	0.0003
C	-0.008813	0.036512	-0.241382	0.8112
R-squared	0.394275	Mean dependent var		-0.007145
Adjusted R-squared	0.370978	S.D. dependent var		0.243585
S.E. of regression	0.193190	Akaike info criterion		-0.381538
Sum squared resid	0.970380	Schwarz criterion		-0.286380
Log likelihood	7.341531	F-statistic		16.92377
Durbin-Watson stat	1.995765	Prob(F-statistic)		0.000347

Phillips-Perron

Null Hypothesis: D(LOGU) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 10 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.069308	0.0040
Test critical values:		
1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.034656
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.031581

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGU,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:29
 Sample (adjusted): 1982 2009
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGU(-1))	-0.787898	0.191523	-4.113851	0.0003
C	-0.008813	0.036512	-0.241382	0.8112
R-squared	0.394275	Mean dependent var		-0.007145
Adjusted R-squared	0.370978	S.D. dependent var		0.243585
S.E. of regression	0.193190	Akaike info criterion		-0.381538
Sum squared resid	0.970380	Schwarz criterion		-0.286380
Log likelihood	7.341531	F-statistic		16.92377
Durbin-Watson stat	1.995765	Prob(F-statistic)		0.000347

Modèle 1

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: D(LOGU) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.185057	0.0002
Test critical values:		
1% level	-2.650145	
5% level	-1.953381	
10% level	-1.609798	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGU,2)

Method: Least Squares

Date: 08/07/11 Time: 14:46

Sample (adjusted): 1982 2009

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGU(-1))	-0.787385	0.188142	-4.185057	0.0003
R-squared	0.392918	Mean dependent var		-0.007145
Adjusted R-squared	0.392918	S.D. dependent var		0.243585
S.E. of regression	0.189791	Akaike info criterion		-0.450728
Sum squared resid	0.972554	Schwarz criterion		-0.403149
Log likelihood	7.310193	Durbin-Watson stat		1.992312

Phillips-Perron

Null Hypothesis: D(LOGU) has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 10 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.141063	0.0002
Test critical values:		
1% level	-2.650145	
5% level	-1.953381	
10% level	-1.609798	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.034734
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.031444

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGU,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:29
 Sample (adjusted): 1982 2009
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGU(-1))	-0.787385	0.188142	-4.185057	0.0003
R-squared	0.392918	Mean dependent var		-0.007145
Adjusted R-squared	0.392918	S.D. dependent var		0.243585
S.E. of regression	0.189791	Akaike info criterion		-0.450728
Sum squared resid	0.972554	Schwarz criterion		-0.403149
Log likelihood	7.310193	Durbin-Watson stat		1.992312

La série lnPT

Augmented Dickey-Fuller

En niveau

Modèle 3

Null Hypothesis: LNPT has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.733614	0.2315
Test critical values:		
1% level	-4.309824	
5% level	-3.574244	
10% level	-3.221728	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNPT)
 Method: Least Squares
 Date: 01/22/12 Time: 14:39
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPT(-1)	-0.470706	0.172192	-2.733614	0.0111
C	4.377890	1.608433	2.721835	0.0114
@TREND(1980)	-0.006084	0.002674	-2.275253	0.0314
R-squared	0.227243	Mean dependent var		-0.011293
Adjusted R-squared	0.167801	S.D. dependent var		0.057837
S.E. of regression	0.052762	Akaike info criterion		-2.948368
Sum squared resid	0.072379	Schwarz criterion		-2.806923
Log likelihood	45.75133	F-statistic		3.822891
Durbin-Watson stat	1.741585	Prob(F-statistic)		0.035039

En différence première

Modèle 3

Null Hypothesis: D(LNPT) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.868223	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.339330	
5% level	-3.587527	
10% level	-3.229230	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNPT,2)
 Method: Least Squares
 Date: 01/22/12 Time: 14:41
 Sample (adjusted): 1983 2009
 Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNPT(-1))	-1.697065	0.247089	-6.868223	0.0000
D(LNPT(-1),2)	0.581783	0.169229	3.437837	0.0022
C	-0.043020	0.023160	-1.857489	0.0761
@TREND(1980)	0.001457	0.001276	1.141693	0.2653
R-squared	0.696742	Mean dependent var		-0.001255
Adjusted R-squared	0.657187	S.D. dependent var		0.087267
S.E. of regression	0.051095	Akaike info criterion		-2.974308
Sum squared resid	0.060046	Schwarz criterion		-2.782333
Log likelihood	44.15316	F-statistic		17.61438
Durbin-Watson stat	2.115100	Prob(F-statistic)		0.000004

Modèle 2

Null Hypothesis: D(LNPT) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.731732	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.699871	
5% level	-2.976263	
10% level	-2.627420	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNPT,2)

Method: Least Squares

Date: 01/22/12 Time: 14:42

Sample (adjusted): 1983 2009

Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNPT(-1))	-1.655945	0.245991	-6.731732	0.0000
D(LNPT(-1),2)	0.558458	0.169050	3.303502	0.0030
C	-0.019267	0.010240	-1.881508	0.0721
R-squared	0.679556	Mean dependent var		-0.001255
Adjusted R-squared	0.652852	S.D. dependent var		0.087267
S.E. of regression	0.051417	Akaike info criterion		-2.993258
Sum squared resid	0.063449	Schwarz criterion		-2.849276
Log likelihood	43.40898	F-statistic		25.44806
Durbin-Watson stat	2.035841	Prob(F-statistic)		0.000001

Modèle 1

Null Hypothesis: D(LNPT) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.159964	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.653401	
5% level	-1.953858	
10% level	-1.609571	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNPT,2)

Method: Least Squares

Date: 01/22/12 Time: 14:43

Sample (adjusted): 1983 2009

Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNPT(-1))	-1.536952	0.249507	-6.159964	0.0000
D(LNPT(-1),2)	0.501325	0.174545	2.872186	0.0082
R-squared	0.632290	Mean dependent var		-0.001255
Adjusted R-squared	0.617581	S.D. dependent var		0.087267
S.E. of regression	0.053966	Akaike info criterion		-2.929744
Sum squared resid	0.072808	Schwarz criterion		-2.833756
Log likelihood	41.55154	Durbin-Watson stat		1.897470

Phillips-Perron

En niveau

Null Hypothesis: D(LNPT) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 17 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-8.644145	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	
10% level	-3.225334	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)		0.003310
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.000409

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNPT,2)
 Method: Least Squares
 Date: 01/22/12 Time: 14:45
 Sample (adjusted): 1982 2009
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNPT(-1))	-1.068471	0.199566	-5.353976	0.0000
C	-0.021266	0.025212	-0.843503	0.4069
@TREND(1980)	0.000591	0.001429	0.413551	0.6827
R-squared	0.534148	Mean dependent var		-0.000154
Adjusted R-squared	0.496880	S.D. dependent var		0.085834
S.E. of regression	0.060883	Akaike info criterion		-2.658781
Sum squared resid	0.092667	Schwarz criterion		-2.516044
Log likelihood	40.22293	F-statistic		14.33257
Durbin-Watson stat	2.067888	Prob(F-statistic)		0.000071

Modèle 2

Null Hypothesis: D(LNPT) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 23 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-8.454499	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.003332
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000463

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNPT,2)
 Method: Least Squares
 Date: 01/22/12 Time: 14:46
 Sample (adjusted): 1982 2009
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNPT(-1))	-1.061961	0.195747	-5.425176	0.0000
C	-0.012035	0.011531	-1.043719	0.3062
R-squared	0.530961	Mean dependent var		-0.000154
Adjusted R-squared	0.512921	S.D. dependent var		0.085834
S.E. of regression	0.059904	Akaike info criterion		-2.723391
Sum squared resid	0.093301	Schwarz criterion		-2.628234
Log likelihood	40.12748	F-statistic		29.43253
Durbin-Watson stat	2.059020	Prob(F-statistic)		0.000011

Modèle 1

Null Hypothesis: D(LNPT) has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 15 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.354791	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.650145	
5% level	-1.953381	
10% level	-1.609798	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.003472
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.002741

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LNPT,2)

Method: Least Squares

Date: 01/22/12 Time: 14:47

Sample (adjusted): 1982 2009

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNPT(-1))	-1.023158	0.192502	-5.315062	0.0000
R-squared	0.511310	Mean dependent var		-0.000154
Adjusted R-squared	0.511310	S.D. dependent var		0.085834
S.E. of regression	0.060003	Akaike info criterion		-2.753776
Sum squared resid	0.097210	Schwarz criterion		-2.706197
Log likelihood	39.55286	Durbin-Watson stat		2.012631

La série (logINF)

Augmented Dickey-Fuller

A niveau

Modèle 3

Null Hypothesis: LOGINF has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.506835	0.3227
Test critical values:		
1% level	-4.309824	
5% level	-3.574244	
10% level	-3.221728	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGINF)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/11 Time: 14:55
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGINF(-1)	-0.395580	0.157801	-2.506835	0.0188
C	1.094710	0.534654	2.047511	0.0508
@TREND(1980)	-0.023963	0.019429	-1.233318	0.2285
R-squared	0.194863	Mean dependent var		-0.017446
Adjusted R-squared	0.132929	S.D. dependent var		0.801191
S.E. of regression	0.746042	Akaike info criterion		2.349628
Sum squared resid	14.47105	Schwarz criterion		2.491072
Log likelihood	-31.06961	F-statistic		3.146318
Durbin-Watson stat	2.235850	Prob(F-statistic)		0.059746

Phillips-Perron

Null Hypothesis: LOGINF has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.584651	0.2892
Test critical values:		
1% level	-4.309824	
5% level	-3.574244	
10% level	-3.221728	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.499002
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.542101

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGINF)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:36
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGINF(-1)	-0.395580	0.157801	-2.506835	0.0188
C	1.094710	0.534654	2.047511	0.0508
@TREND(1980)	-0.023963	0.019429	-1.233318	0.2285
R-squared	0.194863	Mean dependent var		-0.017446
Adjusted R-squared	0.132929	S.D. dependent var		0.801191
S.E. of regression	0.746042	Akaike info criterion		2.349628
Sum squared resid	14.47105	Schwarz criterion		2.491072
Log likelihood	-31.06961	F-statistic		3.146318
Durbin-Watson stat	2.235850	Prob(F-statistic)		0.059746

Augmented Dickey-Fuller

Modèle 2

Null Hypothesis: LOGINF has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.163612	0.2230
Test critical values: 1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGINF)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/11 Time: 14:58
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGINF(-1)	-0.293762	0.135774	-2.163612	0.0395
C	0.541528	0.293783	1.843290	0.0763
R-squared	0.147760	Mean dependent var		-0.017446
Adjusted R-squared	0.116196	S.D. dependent var		0.801191
S.E. of regression	0.753207	Akaike info criterion		2.337518
Sum squared resid	15.31765	Schwarz criterion		2.431814
Log likelihood	-31.89401	F-statistic		4.681219
Durbin-Watson stat	2.357007	Prob(F-statistic)		0.039509

Phillips-Perron

Null Hypothesis: LOGINF has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.178231	0.2179
Test critical values:		
1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.528195
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.537665

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGINF)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:37
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGINF(-1)	-0.293762	0.135774	-2.163612	0.0395
C	0.541528	0.293783	1.843290	0.0763
R-squared	0.147760	Mean dependent var		-0.017446
Adjusted R-squared	0.116196	S.D. dependent var		0.801191
S.E. of regression	0.753207	Akaike info criterion		2.337518
Sum squared resid	15.31765	Schwarz criterion		2.431814
Log likelihood	-31.89401	F-statistic		4.681219
Durbin-Watson stat	2.357007	Prob(F-statistic)		0.039509

Augmented Dickey-Fuller

Modèle 1

Null Hypothesis: LOGINF has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.093888	0.2418
Test critical values: 1% level	-2.647120	
5% level	-1.952910	
10% level	-1.610011	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGINF)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/11 Time: 14:58
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGINF(-1)	-0.073675	0.067351	-1.093888	0.2833
R-squared	0.040513	Mean dependent var		-0.017446
Adjusted R-squared	0.040513	S.D. dependent var		0.801191
S.E. of regression	0.784794	Akaike info criterion		2.387083
Sum squared resid	17.24525	Schwarz criterion		2.434231
Log likelihood	-33.61271	Durbin-Watson stat		2.636183

Phillips-Perron

Null Hypothesis: LOGINF has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.971001	0.2888
Test critical values:		
1% level	-2.647120	
5% level	-1.952910	
10% level	-1.610011	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.594664
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.426196

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LOGINF)

Method: Least Squares

Date: 08/10/11 Time: 23:37

Sample (adjusted): 1981 2009

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGINF(-1)	-0.073675	0.067351	-1.093888	0.2833
R-squared	0.040513	Mean dependent var		-0.017446
Adjusted R-squared	0.040513	S.D. dependent var		0.801191
S.E. of regression	0.784794	Akaike info criterion		2.387083
Sum squared resid	17.24525	Schwarz criterion		2.434231
Log likelihood	-33.61271	Durbin-Watson stat		2.636183

En différence 1ere

Augmented Dickey-Fuller

Modèle 3

Null Hypothesis: D(LOGINF) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.433246	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	
10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGINF,2)

Method: Least Squares

Date: 08/07/11 Time: 15:00

Sample (adjusted): 1982 2009

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGINF(-1))	-1.371915	0.184565	-7.433246	0.0000
C	-0.122111	0.319286	-0.382450	0.7054
@TREND(1980)	0.005066	0.018266	0.277316	0.7838
R-squared	0.688868	Mean dependent var		-0.006223
Adjusted R-squared	0.663977	S.D. dependent var		1.346887
S.E. of regression	0.780756	Akaike info criterion		2.443849
Sum squared resid	15.23951	Schwarz criterion		2.586586
Log likelihood	-31.21389	F-statistic		27.67588
Durbin-Watson stat	1.971685	Prob(F-statistic)		0.000000

Phillips-Perron

Null Hypothesis: D(LOGINF) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-7.386946	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	
10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.544268
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.564967

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LOGINF,2)

Method: Least Squares

Date: 08/10/11 Time: 23:38

Sample (adjusted): 1982 2009

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGINF(-1))	-1.371915	0.184565	-7.433246	0.0000
C	-0.122111	0.319286	-0.382450	0.7054
@TREND(1980)	0.005066	0.018266	0.277316	0.7838
R-squared	0.688868	Mean dependent var		-0.006223
Adjusted R-squared	0.663977	S.D. dependent var		1.346887
S.E. of regression	0.780756	Akaike info criterion		2.443849
Sum squared resid	15.23951	Schwarz criterion		2.586586
Log likelihood	-31.21389	F-statistic		27.67588
Durbin-Watson stat	1.971685	Prob(F-statistic)		0.000000

Modèle 2

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: D(LOGINF) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.570307	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGINF,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/11 Time: 15:01
 Sample (adjusted): 1982 2009
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGINF(-1))	-1.372168	0.181257	-7.570307	0.0000
C	-0.043602	0.144990	-0.300722	0.7660
R-squared	0.687911	Mean dependent var		-0.006223
Adjusted R-squared	0.675907	S.D. dependent var		1.346887
S.E. of regression	0.766771	Akaike info criterion		2.375492
Sum squared resid	15.28638	Schwarz criterion		2.470650
Log likelihood	-31.25689	F-statistic		57.30955
Durbin-Watson stat	1.965777	Prob(F-statistic)		0.000000

Phillips-Perron

Null Hypothesis: D(LOGINF) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-7.527677	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.545942
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.564013

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGINF,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:39
 Sample (adjusted): 1982 2009
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGINF(-1))	-1.372168	0.181257	-7.570307	0.0000
C	-0.043602	0.144990	-0.300722	0.7660
R-squared	0.687911	Mean dependent var		-0.006223
Adjusted R-squared	0.675907	S.D. dependent var		1.346887
S.E. of regression	0.766771	Akaike info criterion		2.375492
Sum squared resid	15.28638	Schwarz criterion		2.470650
Log likelihood	-31.25689	F-statistic		57.30955
Durbin-Watson stat	1.965777	Prob(F-statistic)		0.000000

Modèle 1

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: D(LOGINF) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.695180	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.650145	
5% level	-1.953381	
10% level	-1.609798	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGINF,2)

Method: Least Squares

Date: 08/07/11 Time: 15:02

Sample (adjusted): 1982 2009

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGINF(-1))	-1.370312	0.178074	-7.695180	0.0000
R-squared	0.686825	Mean dependent var		-0.006223
Adjusted R-squared	0.686825	S.D. dependent var		1.346887
S.E. of regression	0.753745	Akaike info criterion		2.307536
Sum squared resid	15.33955	Schwarz criterion		2.355115
Log likelihood	-31.30550	Durbin-Watson stat		1.962426

Phillips-Perron

Null Hypothesis: D(LOGINF) has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-7.646510	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.650145	
5% level	-1.953381	
10% level	-1.609798	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.547841
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.567724

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LOGINF,2)

Method: Least Squares

Date: 08/10/11 Time: 23:39

Sample (adjusted): 1982 2009

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGINF(-1))	-1.370312	0.178074	-7.695180	0.0000
R-squared	0.686825	Mean dependent var		-0.006223
Adjusted R-squared	0.686825	S.D. dependent var		1.346887
S.E. of regression	0.753745	Akaike info criterion		2.307536
Sum squared resid	15.33955	Schwarz criterion		2.355115
Log likelihood	-31.30550	Durbin-Watson stat		1.962426

La série taux d'escompte (logESC)

En niveau

Modèle 3

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: LOGESC has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.040377	0.0003
Test critical values:		
1% level	-4.394309	
5% level	-3.612199	
10% level	-3.243079	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGESC)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/11 Time: 15:05
 Sample (adjusted): 1986 2009
 Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGESC(-1)	-0.445460	0.073747	-6.040377	0.0000
D(LOGESC(-1))	-0.306120	0.138307	-2.213335	0.0418
D(LOGESC(-2))	-0.039111	0.134114	-0.291623	0.7743
D(LOGESC(-3))	0.302600	0.136291	2.220253	0.0412
D(LOGESC(-4))	0.619335	0.145262	4.263562	0.0006
D(LOGESC(-5))	0.593691	0.160546	3.697953	0.0020
C	1.005933	0.168466	5.971121	0.0000
@TREND(1980)	-0.008606	0.006165	-1.395899	0.1818
R-squared	0.777967	Mean dependent var		0.015612
Adjusted R-squared	0.680827	S.D. dependent var		0.248015
S.E. of regression	0.140117	Akaike info criterion		-0.831477
Sum squared resid	0.314124	Schwarz criterion		-0.438793
Log likelihood	17.97773	F-statistic		8.008748
Durbin-Watson stat	2.145225	Prob(F-statistic)		0.000303

Phillips-Perron

Null Hypothesis: LOGESC has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.001485	0.9283
Test critical values:		
1% level	-4.309824	
5% level	-3.574244	
10% level	-3.221728	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.042433
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.042116

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGESC)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:40
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGESC(-1)	-0.071433	0.071076	-1.005026	0.3241
C	0.246331	0.137321	1.793841	0.0845
@TREND(1980)	-0.007139	0.004948	-1.442717	0.1610
R-squared	0.130825	Mean dependent var		0.012920
Adjusted R-squared	0.063966	S.D. dependent var		0.224863
S.E. of regression	0.217552	Akaike info criterion		-0.115060
Sum squared resid	1.230551	Schwarz criterion		0.026384
Log likelihood	4.668372	F-statistic		1.956715
Durbin-Watson stat	2.012162	Prob(F-statistic)		0.161582

Modèle 2

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: LOGESC has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.134313	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.737853	
5% level	-2.991878	
10% level	-2.635542	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGESC)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/11 Time: 15:07
 Sample (adjusted): 1986 2009
 Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGESC(-1)	-0.460107	0.075006	-6.134313	0.0000
D(LOGESC(-1))	-0.251807	0.136374	-1.846448	0.0823
D(LOGESC(-2))	0.036517	0.126059	0.289680	0.7756
D(LOGESC(-3))	0.387453	0.125341	3.091200	0.0066
D(LOGESC(-4))	0.697104	0.137846	5.057122	0.0001
D(LOGESC(-5))	0.652739	0.159135	4.101796	0.0007
C	0.878052	0.145270	6.044261	0.0000
R-squared	0.750927	Mean dependent var		0.015612
Adjusted R-squared	0.663018	S.D. dependent var		0.248015
S.E. of regression	0.143973	Akaike info criterion		-0.799891
Sum squared resid	0.352379	Schwarz criterion		-0.456292
Log likelihood	16.59869	F-statistic		8.542164
Durbin-Watson stat	2.056412	Prob(F-statistic)		0.000223

Phillips-Perron

Null Hypothesis: LOGESC has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.452338	0.5429
Test critical values:		
1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.045830
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.063600

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGESC)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:41
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGESC(-1)	-0.093871	0.070729	-1.327195	0.1956
C	0.178922	0.131688	1.358684	0.1855
R-squared	0.061243	Mean dependent var		0.012920
Adjusted R-squared	0.026475	S.D. dependent var		0.224863
S.E. of regression	0.221866	Akaike info criterion		-0.107014
Sum squared resid	1.329063	Schwarz criterion		-0.012717
Log likelihood	3.551697	F-statistic		1.761445
Durbin-Watson stat	1.820768	Prob(F-statistic)		0.195559

Modèle 1

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: LOGESC has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 7 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.561001	0.4625
Test critical values: 1% level	-2.674290	
5% level	-1.957204	
10% level	-1.608175	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGESC)
Method: Least Squares
Date: 08/07/11 Time: 15:11
Sample (adjusted): 1988 2009
Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGESC(-1)	-0.010149	0.018090	-0.561001	0.5837
D(LOGESC(-1))	-0.388902	0.215458	-1.805003	0.0926
D(LOGESC(-2))	0.222675	0.151567	1.469147	0.1639
D(LOGESC(-3))	0.516249	0.157162	3.284815	0.0054
D(LOGESC(-4))	0.570544	0.158107	3.608597	0.0028
D(LOGESC(-5))	0.239682	0.164705	1.455222	0.1677
D(LOGESC(-6))	-0.433845	0.156460	-2.772879	0.0150
D(LOGESC(-7))	-0.489110	0.184010	-2.658065	0.0187
R-squared	0.660388	Mean dependent var		-0.010143
Adjusted R-squared	0.490581	S.D. dependent var		0.224768
S.E. of regression	0.160425	Akaike info criterion		-0.546689
Sum squared resid	0.360308	Schwarz criterion		-0.149947
Log likelihood	14.01358	Durbin-Watson stat		1.868032

Phillips-Perron

Null Hypothesis: LOGESC has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.196507	0.6068
Test critical values:		
1% level	-2.647120	
5% level	-1.952910	
10% level	-1.610011	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.048963
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.066245

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGESC)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:41
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGESC(-1)	-0.002597	0.022460	-0.115624	0.9088
R-squared	-0.002941	Mean dependent var		0.012920
Adjusted R-squared	-0.002941	S.D. dependent var		0.224863
S.E. of regression	0.225193	Akaike info criterion		-0.109844
Sum squared resid	1.419933	Schwarz criterion		-0.062696
Log likelihood	2.592736	Durbin-Watson stat		1.866217

En différence 1ere

Modèle 3

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: D(LOGESC) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 6 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.044404	0.5463
Test critical values:		
1% level	-4.440739	
5% level	-3.632896	
10% level	-3.254671	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGESC,2)

Method: Least Squares

Date: 08/07/11 Time: 15:12

Sample (adjusted): 1988 2009

Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGESC(-1))	-0.973471	0.476164	-2.044404	0.0617
D(LOGESC(-1),2)	-0.418731	0.466621	-0.897369	0.3858
D(LOGESC(-2),2)	-0.224309	0.422775	-0.530563	0.6047
D(LOGESC(-3),2)	0.254305	0.367533	0.691923	0.5012
D(LOGESC(-4),2)	0.778698	0.308594	2.523370	0.0254
D(LOGESC(-5),2)	0.972037	0.258361	3.762326	0.0024
D(LOGESC(-6),2)	0.504975	0.189555	2.664009	0.0195
C	0.074943	0.196295	0.381785	0.7088
@TREND(1980)	-0.004669	0.010072	-0.463590	0.6506
R-squared	0.815652	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.702208	S.D. dependent var		0.304097
S.E. of regression	0.165947	Akaike info criterion		-0.462211
Sum squared resid	0.357998	Schwarz criterion		-0.015876
Log likelihood	14.08432	F-statistic		7.189872
Durbin-Watson stat	1.908004	Prob(F-statistic)		0.001011

Phillips-Perron

Null Hypothesis: D(LOGESC) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.280686	0.0011
Test critical values:		
1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	
10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.044860
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.043442

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGESC,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:42
 Sample (adjusted): 1982 2009
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGESC(-1))	-1.051694	0.199190	-5.279848	0.0000
C	0.164601	0.096624	1.703521	0.1009
@TREND(1980)	-0.009711	0.005545	-1.751515	0.0921
R-squared	0.527216	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.489394	S.D. dependent var		0.313687
S.E. of regression	0.224151	Akaike info criterion		-0.052040
Sum squared resid	1.256088	Schwarz criterion		0.090696
Log likelihood	3.728559	F-statistic		13.93916
Durbin-Watson stat	2.006677	Prob(F-statistic)		0.000086

Modele 2

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: D(LOGESC) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 6 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.908073	0.0605
Test critical values: 1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGESC,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/11 Time: 15:13
 Sample (adjusted): 1988 2009
 Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGESC(-1))	-0.795445	0.273530	-2.908073	0.0115
D(LOGESC(-1),2)	-0.591426	0.273017	-2.166259	0.0480
D(LOGESC(-2),2)	-0.363501	0.289174	-1.257034	0.2293
D(LOGESC(-3),2)	0.154892	0.289999	0.534113	0.6016
D(LOGESC(-4),2)	0.720274	0.273676	2.631846	0.0197
D(LOGESC(-5),2)	0.947546	0.245708	3.856384	0.0017
D(LOGESC(-6),2)	0.498635	0.183683	2.714648	0.0168
C	-0.014519	0.034929	-0.415654	0.6840
R-squared	0.812605	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.718907	S.D. dependent var		0.304097
S.E. of regression	0.161227	Akaike info criterion		-0.536723
Sum squared resid	0.363917	Schwarz criterion		-0.139981
Log likelihood	13.90396	F-statistic		8.672634
Durbin-Watson stat	1.873507	Prob(F-statistic)		0.000351

Phillips-Perron

Null Hypothesis: D(LOGESC) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.859258	0.0005
Test critical values:		
1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.050365
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.060543

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGESC,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:42
 Sample (adjusted): 1982 2009
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGESC(-1))	-0.938400	0.195744	-4.794026	0.0001
C	0.012558	0.044091	0.284813	0.7780
R-squared	0.469200	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.448785	S.D. dependent var		0.313687
S.E. of regression	0.232894	Akaike info criterion		-0.007721
Sum squared resid	1.410225	Schwarz criterion		0.087436
Log likelihood	2.108096	F-statistic		22.98268
Durbin-Watson stat	2.014362	Prob(F-statistic)		0.000058

Modèle 1

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: D(LOGESC) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 6 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.050732	0.0040
Test critical values: 1% level	-2.674290	
5% level	-1.957204	
10% level	-1.608175	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGESC,2)

Method: Least Squares

Date: 08/07/11 Time: 15:14

Sample (adjusted): 1988 2009

Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGESC(-1))	-0.806960	0.264513	-3.050732	0.0081
D(LOGESC(-1),2)	-0.572887	0.261817	-2.188121	0.0449
D(LOGESC(-2),2)	-0.345194	0.277807	-1.242566	0.2331
D(LOGESC(-3),2)	0.171743	0.279121	0.615299	0.5476
D(LOGESC(-4),2)	0.733360	0.264257	2.775181	0.0142
D(LOGESC(-5),2)	0.955470	0.238117	4.012609	0.0011
D(LOGESC(-6),2)	0.501810	0.178392	2.812968	0.0131
R-squared	0.810292	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.734409	S.D. dependent var		0.304097
S.E. of regression	0.156718	Akaike info criterion		-0.615367
Sum squared resid	0.368407	Schwarz criterion		-0.268217
Log likelihood	13.76904	Durbin-Watson stat		1.868014

Phillips-Perron

Null Hypothesis: D(LOGESC) has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.928366	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.650145	
5% level	-1.953381	
10% level	-1.609798	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.050522
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.060831

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGESC,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:43
 Sample (adjusted): 1982 2009
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGESC(-1))	-0.935088	0.192044	-4.869130	0.0000
R-squared	0.467544	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.467544	S.D. dependent var		0.313687
S.E. of regression	0.228896	Akaike info criterion		-0.076035
Sum squared resid	1.414625	Schwarz criterion		-0.028456
Log likelihood	2.064484	Durbin-Watson stat		2.015491

La série taux de change (logTCH)

En niveau

Modèle 3

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: LOGTCH has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.182838	0.9903
Test critical values:		
1% level	-4.309824	
5% level	-3.574244	
10% level	-3.221728	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGTCH)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/11 Time: 15:16
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTCH(-1)	-0.013904	0.076047	-0.182838	0.8563
C	0.187891	0.103982	1.806959	0.0824
@TREND(1980)	-0.002891	0.010823	-0.267115	0.7915
R-squared	0.061787	Mean dependent var		0.101475
Adjusted R-squared	-0.010384	S.D. dependent var		0.164416
S.E. of regression	0.165267	Akaike info criterion		-0.664807
Sum squared resid	0.710146	Schwarz criterion		-0.523363
Log likelihood	12.63970	F-statistic		0.856124
Durbin-Watson stat	1.290708	Prob(F-statistic)		0.436436

Phillips-Perron

Null Hypothesis: LOGTCH has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.922626	0.9396
Test critical values:		
1% level	-4.309824	
5% level	-3.574244	
10% level	-3.221728	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.024488
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.051616

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGTCH)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:44
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTCH(-1)	-0.013904	0.076047	-0.182838	0.8563
C	0.187891	0.103982	1.806959	0.0824
@TREND(1980)	-0.002891	0.010823	-0.267115	0.7915
R-squared	0.061787	Mean dependent var		0.101475
Adjusted R-squared	-0.010384	S.D. dependent var		0.164416
S.E. of regression	0.165267	Akaike info criterion		-0.664807
Sum squared resid	0.710146	Schwarz criterion		-0.523363
Log likelihood	12.63970	F-statistic		0.856124
Durbin-Watson stat	1.290708	Prob(F-statistic)		0.436436

Modele 2

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: LOGTCH has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.303589	0.6142
Test critical values: 1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGTCH)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/11 Time: 15:17
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTCH(-1)	-0.033016	0.025327	-1.303589	0.2034
C	0.203699	0.084016	2.424534	0.0223
R-squared	0.059212	Mean dependent var		0.101475
Adjusted R-squared	0.024368	S.D. dependent var		0.164416
S.E. of regression	0.162400	Akaike info criterion		-0.731032
Sum squared resid	0.712095	Schwarz criterion		-0.636736
Log likelihood	12.59997	F-statistic		1.699345
Durbin-Watson stat	1.262912	Prob(F-statistic)		0.203380

Phillips-Perron

Null Hypothesis: LOGTCH has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.166498	0.6749
Test critical values:		
1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.024555
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.053176

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGTCH)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:45
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTCH(-1)	-0.033016	0.025327	-1.303589	0.2034
C	0.203699	0.084016	2.424534	0.0223
R-squared	0.059212	Mean dependent var		0.101475
Adjusted R-squared	0.024368	S.D. dependent var		0.164416
S.E. of regression	0.162400	Akaike info criterion		-0.731032
Sum squared resid	0.712095	Schwarz criterion		-0.636736
Log likelihood	12.59997	F-statistic		1.699345
Durbin-Watson stat	1.262912	Prob(F-statistic)		0.203380

Modèle 1

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: LOGTCH has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.162943	0.9328
Test critical values:		
1% level	-2.650145	
5% level	-1.953381	
10% level	-1.609798	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGTCH)
Method: Least Squares
Date: 08/07/11 Time: 15:18
Sample (adjusted): 1982 2009
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTCH(-1)	0.011921	0.010251	1.162943	0.2554
D(LOGTCH(-1))	0.459074	0.178916	2.565861	0.0164
R-squared	0.093260	Mean dependent var		0.100883
Adjusted R-squared	0.058386	S.D. dependent var		0.167401
S.E. of regression	0.162441	Akaike info criterion		-0.728254
Sum squared resid	0.686064	Schwarz criterion		-0.633097
Log likelihood	12.19556	Durbin-Watson stat		2.093186

Phillips-Perron

Null Hypothesis: LOGTCH has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	1.416132	0.9574
Test critical values:		
1% level	-2.647120	
5% level	-1.952910	
10% level	-1.610011	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.029901
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.075612

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGTCH)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:45
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTCH(-1)	0.024298	0.009851	2.466505	0.0200
R-squared	-0.145614	Mean dependent var		0.101475
Adjusted R-squared	-0.145614	S.D. dependent var		0.164416
S.E. of regression	0.175980	Akaike info criterion		-0.603020
Sum squared resid	0.867130	Schwarz criterion		-0.555872
Log likelihood	9.743787	Durbin-Watson stat		1.097911

En différence première

Modèle 3

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: D(LOGTCH) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.482350	0.0609
Test critical values:		
1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	
10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGTCH,2)
Method: Least Squares
Date: 08/07/11 Time: 15:20
Sample (adjusted): 1982 2009
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGTCH(-1))	-0.656814	0.188612	-3.482350	0.0018
C	0.117290	0.073465	1.596549	0.1229
@TREND(1980)	-0.003292	0.003838	-0.857774	0.3992
R-squared	0.326721	Mean dependent var		-1.16E-05
Adjusted R-squared	0.272859	S.D. dependent var		0.185477
S.E. of regression	0.158161	Akaike info criterion		-0.749450
Sum squared resid	0.625372	Schwarz criterion		-0.606714
Log likelihood	13.49230	F-statistic		6.065867
Durbin-Watson stat	2.016254	Prob(F-statistic)		0.007119

Phillips-Perron

Null Hypothesis: D(LOGTCH) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.521784	0.0563
Test critical values:		
1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	
10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.022335
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.023499

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LOGTCH,2)

Method: Least Squares

Date: 08/10/11 Time: 23:46

Sample (adjusted): 1982 2009

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGTCH(-1))	-0.656814	0.188612	-3.482350	0.0018
C	0.117290	0.073465	1.596549	0.1229
@TREND(1980)	-0.003292	0.003838	-0.857774	0.3992
R-squared	0.326721	Mean dependent var		-1.16E-05
Adjusted R-squared	0.272859	S.D. dependent var		0.185477
S.E. of regression	0.158161	Akaike info criterion		-0.749450
Sum squared resid	0.625372	Schwarz criterion		-0.606714
Log likelihood	13.49230	F-statistic		6.065867
Durbin-Watson stat	2.016254	Prob(F-statistic)		0.007119

Modele 2

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: D(LOGTCH) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.393075	0.0199
Test critical values:		
1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGTCH,2)
Method: Least Squares
Date: 08/07/11 Time: 15:21
Sample (adjusted): 1982 2009
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGTCH(-1))	-0.613805	0.180899	-3.393075	0.0022
C	0.061918	0.034892	1.774569	0.0877
R-squared	0.306906	Mean dependent var		-1.16E-05
Adjusted R-squared	0.280249	S.D. dependent var		0.185477
S.E. of regression	0.157355	Akaike info criterion		-0.791872
Sum squared resid	0.643778	Schwarz criterion		-0.696715
Log likelihood	13.08621	F-statistic		11.51296
Durbin-Watson stat	2.045008	Prob(F-statistic)		0.002223

Phillips-Perron

Null Hypothesis: D(LOGTCH) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.446468	0.0176
Test critical values:		
1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.022992
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.024636

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LOGTCH,2)

Method: Least Squares

Date: 08/10/11 Time: 23:46

Sample (adjusted): 1982 2009

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGTCH(-1))	-0.613805	0.180899	-3.393075	0.0022
C	0.061918	0.034892	1.774569	0.0877
R-squared	0.306906	Mean dependent var		-1.16E-05
Adjusted R-squared	0.280249	S.D. dependent var		0.185477
S.E. of regression	0.157355	Akaike info criterion		-0.791872
Sum squared resid	0.643778	Schwarz criterion		-0.696715
Log likelihood	13.08621	F-statistic		11.51296
Durbin-Watson stat	2.045008	Prob(F-statistic)		0.002223

Modele 1

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: D(LOGTCH) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.783382	0.0072
Test critical values: 1% level	-2.650145	
5% level	-1.953381	
10% level	-1.609798	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGTCH,2)

Method: Least Squares

Date: 08/07/11 Time: 15:22

Sample (adjusted): 1982 2009

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGTCH(-1))	-0.445882	0.160194	-2.783382	0.0097
R-squared	0.222959	Mean dependent var		-1.16E-05
Adjusted R-squared	0.222959	S.D. dependent var		0.185477
S.E. of regression	0.163498	Akaike info criterion		-0.748974
Sum squared resid	0.721751	Schwarz criterion		-0.701395
Log likelihood	11.48563	Durbin-Watson stat		2.174651

Phillips-Perron

Null Hypothesis: D(LOGTCH) has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.855502	0.0060
Test critical values:		
1% level	-2.650145	
5% level	-1.953381	
10% level	-1.609798	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.025777
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.028086

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LOGTCH,2)

Method: Least Squares

Date: 08/10/11 Time: 23:47

Sample (adjusted): 1982 2009

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGTCH(-1))	-0.445882	0.160194	-2.783382	0.0097
R-squared	0.222959	Mean dependent var		-1.16E-05
Adjusted R-squared	0.222959	S.D. dependent var		0.185477
S.E. of regression	0.163498	Akaike info criterion		-0.748974
Sum squared resid	0.721751	Schwarz criterion		-0.701395
Log likelihood	11.48563	Durbin-Watson stat		2.174651

La série des importations (logIMP)

En niveau

Modele 3

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: LOGIMP has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.030762	0.9946
Test critical values:		
1% level	-4.339330	
5% level	-3.587527	
10% level	-3.229230	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGIMP)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/11 Time: 15:24
 Sample (adjusted): 1983 2009
 Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGIMP(-1)	0.003076	0.100006	0.030762	0.9757
D(LOGIMP(-1))	0.136212	0.208059	0.654679	0.5195
D(LOGIMP(-2))	-0.350280	0.203030	-1.725264	0.0985
C	-0.178715	2.358771	-0.075766	0.9403
@TREND(1980)	0.007167	0.003172	2.259593	0.0341

R-squared	0.302057	Mean dependent var	0.006774
Adjusted R-squared	0.175158	S.D. dependent var	0.121635
S.E. of regression	0.110470	Akaike info criterion	-1.402569
Sum squared resid	0.268480	Schwarz criterion	-1.162599
Log likelihood	23.93468	F-statistic	2.380299
Durbin-Watson stat	1.859021	Prob(F-statistic)	0.082750

Phillips-Perron

Null Hypothesis: LOGIMP has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.110811	0.9921
Test critical values:		
1% level	-4.309824	
5% level	-3.574244	
10% level	-3.221728	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.012547
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.010747

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LOGIMP)

Method: Least Squares

Date: 08/10/11 Time: 23:48

Sample (adjusted): 1981 2009

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGIMP(-1)	-0.025805	0.091349	-0.282490	0.7798
C	0.551144	2.150198	0.256323	0.7997
@TREND(1980)	0.004299	0.002695	1.594971	0.1228
R-squared	0.102780	Mean dependent var		0.010923
Adjusted R-squared	0.033764	S.D. dependent var		0.120349
S.E. of regression	0.118300	Akaike info criterion		-1.333493
Sum squared resid	0.363866	Schwarz criterion		-1.192049
Log likelihood	22.33565	F-statistic		1.489207
Durbin-Watson stat	1.608983	Prob(F-statistic)		0.244165

Modele 2

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: LOGIMP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.641078	0.8461
Test critical values: 1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGIMP)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/11 Time: 15:25
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGIMP(-1)	-0.058662	0.091505	-0.641078	0.5269
C	1.385564	2.144384	0.646136	0.5236
R-squared	0.014993	Mean dependent var		0.010923
Adjusted R-squared	-0.021488	S.D. dependent var		0.120349
S.E. of regression	0.121635	Akaike info criterion		-1.309111
Sum squared resid	0.399467	Schwarz criterion		-1.214815
Log likelihood	20.98211	F-statistic		0.410981
Durbin-Watson stat	1.417834	Prob(F-statistic)		0.526877

Phillips-Perron

Null Hypothesis: LOGIMP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.843727	0.7913
Test critical values:		
1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.013775
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.016946

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGIMP)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:49
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGIMP(-1)	-0.058662	0.091505	-0.641078	0.5269
C	1.385564	2.144384	0.646136	0.5236
R-squared	0.014993	Mean dependent var		0.010923
Adjusted R-squared	-0.021488	S.D. dependent var		0.120349
S.E. of regression	0.121635	Akaike info criterion		-1.309111
Sum squared resid	0.399467	Schwarz criterion		-1.214815
Log likelihood	20.98211	F-statistic		0.410981
Durbin-Watson stat	1.417834	Prob(F-statistic)		0.526877

Modele 1

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: LOGIMP has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.481851	0.8130
Test critical values: 1% level	-2.647120	
5% level	-1.952910	
10% level	-1.610011	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGIMP)
Method: Least Squares
Date: 08/07/11 Time: 15:26
Sample (adjusted): 1981 2009
Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGIMP(-1)	0.000460	0.000954	0.481851	0.6337
R-squared	-0.000238	Mean dependent var		0.010923
Adjusted R-squared	-0.000238	S.D. dependent var		0.120349
S.E. of regression	0.120363	Akaike info criterion		-1.362732
Sum squared resid	0.405644	Schwarz criterion		-1.315584
Log likelihood	20.75961	Durbin-Watson stat		1.480317

Phillips-Perron

Null Hypothesis: LOGIMP has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 0 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	0.481851	0.8130
Test critical values:		
1% level	-2.647120	
5% level	-1.952910	
10% level	-1.610011	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.013988
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.013988

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGIMP)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:49
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGIMP(-1)	0.000460	0.000954	0.481851	0.6337
R-squared	-0.000238	Mean dependent var		0.010923
Adjusted R-squared	-0.000238	S.D. dependent var		0.120349
S.E. of regression	0.120363	Akaike info criterion		-1.362732
Sum squared resid	0.405644	Schwarz criterion		-1.315584
Log likelihood	20.75961	Durbin-Watson stat		1.480317

En difference premiere

Modèle 3

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: D(LOGIMP) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.848141	0.0031
Test critical values:		
1% level	-4.339330	
5% level	-3.587527	
10% level	-3.229230	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGIMP,2)
Method: Least Squares
Date: 08/07/11 Time: 15:27
Sample (adjusted): 1983 2009
Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGIMP(-1))	-1.209723	0.249523	-4.848141	0.0001
D(LOGIMP(-1),2)	0.347791	0.182131	1.909567	0.0687
C	-0.106172	0.051106	-2.077458	0.0491
@TREND(1980)	0.007135	0.002927	2.437439	0.0229
R-squared	0.529661	Mean dependent var		0.006343
Adjusted R-squared	0.468312	S.D. dependent var		0.148174
S.E. of regression	0.108044	Akaike info criterion		-1.476600
Sum squared resid	0.268491	Schwarz criterion		-1.284624
Log likelihood	23.93410	F-statistic		8.633620
Durbin-Watson stat	1.857208	Prob(F-statistic)		0.000508

Phillips-Perron

Null Hypothesis: D(LOGIMP) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 20 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-7.352605	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	
10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.011170
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001328

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LOGIMP,2)

Method: Least Squares

Date: 08/10/11 Time: 23:49

Sample (adjusted): 1982 2009

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGIMP(-1))	-0.882170	0.187064	-4.715877	0.0001
C	-0.081988	0.046822	-1.751074	0.0922
@TREND(1980)	0.005627	0.002713	2.074153	0.0485
R-squared	0.478924	Mean dependent var		0.000111
Adjusted R-squared	0.437238	S.D. dependent var		0.149097
S.E. of regression	0.111849	Akaike info criterion		-1.442384
Sum squared resid	0.312753	Schwarz criterion		-1.299647
Log likelihood	23.19337	F-statistic		11.48883
Durbin-Watson stat	1.942566	Prob(F-statistic)		0.000289

La série (LogTE)

En niveau
Augmented Dickey-Fuller
Modele 3

Null Hypothesis: LNTE has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.520242	0.7989
Test critical values: 1% level	-4.309824	
5% level	-3.574244	
10% level	-3.221728	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNTE)
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/12 Time: 17:36
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNTE(-1)	-0.136102	0.089527	-1.520242	0.1405
C	0.499988	0.413309	1.209719	0.2373
@TREND(1980)	0.008092	0.005017	1.613094	0.1188
R-squared	0.149798	Mean dependent var		-0.001541
Adjusted R-squared	0.084398	S.D. dependent var		0.235587
S.E. of regression	0.225427	Akaike info criterion		-0.043948
Sum squared resid	1.321245	Schwarz criterion		0.097497
Log likelihood	3.637244	F-statistic		2.290481
Durbin-Watson stat	1.879189	Prob(F-statistic)		0.121280

Modèle 2

Null Hypothesis: LNTE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.366765	0.5844
Test critical values: 1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNTE)
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/12 Time: 17:37
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNTE(-1)	-0.125607	0.091901	-1.366765	0.1830
C	0.573336	0.422813	1.356005	0.1863
R-squared	0.064710	Mean dependent var		-0.001541
Adjusted R-squared	0.030069	S.D. dependent var		0.235587
S.E. of regression	0.232018	Akaike info criterion		-0.017531
Sum squared resid	1.453475	Schwarz criterion		0.076766
Log likelihood	2.254195	F-statistic		1.868046
Durbin-Watson stat	1.718295	Prob(F-statistic)		0.182973

Modèle 1

Null Hypothesis: LNTE has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.172304	0.6154
Test critical values:		
1% level	-2.647120	
5% level	-1.952910	
10% level	-1.610011	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNTE)

Method: Least Squares

Date: 05/26/12 Time: 17:38

Sample (adjusted): 1981 2009

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNTE(-1)	-0.001638	0.009504	-0.172304	0.8644
R-squared	0.001015	Mean dependent var		-0.001541
Adjusted R-squared	0.001015	S.D. dependent var		0.235587
S.E. of regression	0.235468	Akaike info criterion		-0.020613
Sum squared resid	1.552459	Schwarz criterion		0.026535
Log likelihood	1.298891	Durbin-Watson stat		1.808742

En difference première

Modèle 3

Null Hypothesis: D(LNTE) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.875798	0.0275
Test critical values: 1% level	-4.339330	
5% level	-3.587527	
10% level	-3.229230	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNTE,2)
Method: Least Squares
Date: 05/26/12 Time: 17:38
Sample (adjusted): 1983 2009
Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNTE(-1))	-1.294626	0.334028	-3.875798	0.0008
D(LNTE(-1),2)	0.164261	0.223836	0.733847	0.4705
C	-0.205662	0.123489	-1.665425	0.1094
@TREND(1980)	0.012878	0.007225	1.782411	0.0879
R-squared	0.514510	Mean dependent var		-0.008414
Adjusted R-squared	0.451185	S.D. dependent var		0.323329
S.E. of regression	0.239529	Akaike info criterion		0.115667
Sum squared resid	1.319603	Schwarz criterion		0.307643
Log likelihood	2.438491	F-statistic		8.124930
Durbin-Watson stat	1.822096	Prob(F-statistic)		0.000723

Modèle 2

Null Hypothesis: D(LNTE) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.332218	0.0232
Test critical values:		
1% level	-3.699871	
5% level	-2.976263	
10% level	-2.627420	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNTE,2)

Method: Least Squares

Date: 05/26/12 Time: 17:39

Sample (adjusted): 1983 2009

Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNTE(-1))	-0.955682	0.286800	-3.332218	0.0028
D(LNTE(-1),2)	0.020197	0.217995	0.092648	0.9270
C	-0.001483	0.048170	-0.030787	0.9757
R-squared	0.447449	Mean dependent var		-0.008414
Adjusted R-squared	0.401403	S.D. dependent var		0.323329
S.E. of regression	0.250157	Akaike info criterion		0.170980
Sum squared resid	1.501880	Schwarz criterion		0.314962
Log likelihood	0.691772	F-statistic		9.717451
Durbin-Watson stat	1.883887	Prob(F-statistic)		0.000810

Modèle 1

Null Hypothesis: D(LNTE) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.755252	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.650145	
5% level	-1.953381	
10% level	-1.609798	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNTE,2)

Method: Least Squares

Date: 05/26/12 Time: 17:40

Sample (adjusted): 1982 2009

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNTE(-1))	-0.955404	0.200916	-4.755252	0.0001
R-squared	0.453825	Mean dependent var		-0.018969
Adjusted R-squared	0.453825	S.D. dependent var		0.322164
S.E. of regression	0.238091	Akaike info criterion		0.002731
Sum squared resid	1.530554	Schwarz criterion		0.050309
Log likelihood	0.961772	Durbin-Watson stat		1.845377

Phillips-Perron

Modèle 3

Null Hypothesis: LNTE has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.355908	0.8526
Test critical values: 1% level	-4.309824	
5% level	-3.574244	
10% level	-3.221728	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.045560
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.029979

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNTE)
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/12 Time: 17:40
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNTE(-1)	-0.136102	0.089527	-1.520242	0.1405
C	0.499988	0.413309	1.209719	0.2373
@TREND(1980)	0.008092	0.005017	1.613094	0.1188
R-squared	0.149798	Mean dependent var		-0.001541
Adjusted R-squared	0.084398	S.D. dependent var		0.235587
S.E. of regression	0.225427	Akaike info criterion		-0.043948
Sum squared resid	1.321245	Schwarz criterion		0.097497
Log likelihood	3.637244	F-statistic		2.290481
Durbin-Watson stat	1.879189	Prob(F-statistic)		0.121280

Modèle 2

Null Hypothesis: LNTE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.425334	0.5561
Test critical values:		
1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.050120
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.055095

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNTE)
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/12 Time: 17:41
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNTE(-1)	-0.125607	0.091901	-1.366765	0.1830
C	0.573336	0.422813	1.356005	0.1863
R-squared	0.064710	Mean dependent var		-0.001541
Adjusted R-squared	0.030069	S.D. dependent var		0.235587
S.E. of regression	0.232018	Akaike info criterion		-0.017531
Sum squared resid	1.453475	Schwarz criterion		0.076766
Log likelihood	2.254195	F-statistic		1.868046
Durbin-Watson stat	1.718295	Prob(F-statistic)		0.182973

Modèle 1

Null Hypothesis: LNTE has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 0 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.172304	0.6154
Test critical values:		
1% level	-2.647120	
5% level	-1.952910	
10% level	-1.610011	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.053533
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.053533

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNTE)
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/12 Time: 17:41
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNTE(-1)	-0.001638	0.009504	-0.172304	0.8644
R-squared	0.001015	Mean dependent var		-0.001541
Adjusted R-squared	0.001015	S.D. dependent var		0.235587
S.E. of regression	0.235468	Akaike info criterion		-0.020613
Sum squared resid	1.552459	Schwarz criterion		0.026535
Log likelihood	1.298891	Durbin-Watson stat		1.808742

En difference première

Phillips-Perron Modèle 3

Null Hypothesis: D(LNTE) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 11 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.747818	0.0003
Test critical values:		
1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	
10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.048235
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.015014

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LNTE,2)
Method: Least Squares
Date: 05/26/12 Time: 17:42
Sample (adjusted): 1982 2009
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNTE(-1))	-1.115563	0.215694	-5.171970	0.0000
C	-0.173546	0.101491	-1.709965	0.0997
@TREND(1980)	0.010853	0.005971	1.817557	0.0811

R-squared	0.518043	Mean dependent var	-0.018969
Adjusted R-squared	0.479487	S.D. dependent var	0.322164
S.E. of regression	0.232430	Akaike info criterion	0.020503
Sum squared resid	1.350594	Schwarz criterion	0.163239
Log likelihood	2.712963	F-statistic	13.43593
Durbin-Watson stat	1.852092	Prob(F-statistic)	0.000109

Modèle 2

Null Hypothesis: D(LNTE) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 0 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.652979	0.0009
Test critical values:		
1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.054609
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.054609

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNTE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/12 Time: 17:42
 Sample (adjusted): 1982 2009
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNTE(-1))	-0.953622	0.204949	-4.652979	0.0001
C	-0.007309	0.045898	-0.159249	0.8747
R-squared	0.454357	Mean dependent var		-0.018969
Adjusted R-squared	0.433371	S.D. dependent var		0.322164
S.E. of regression	0.242508	Akaike info criterion		0.073184
Sum squared resid	1.529062	Schwarz criterion		0.168342
Log likelihood	0.975421	F-statistic		21.65021
Durbin-Watson stat	1.850036	Prob(F-statistic)		0.000084

Modèle 1

Null Hypothesis: D(LNTE) has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 0 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.755252	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.650145	
5% level	-1.953381	
10% level	-1.609798	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.054663
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.054663

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNTE,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/12 Time: 17:43
 Sample (adjusted): 1982 2009
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNTE(-1))	-0.955404	0.200916	-4.755252	0.0001
R-squared	0.453825	Mean dependent var		-0.018969
Adjusted R-squared	0.453825	S.D. dependent var		0.322164
S.E. of regression	0.238091	Akaike info criterion		0.002731
Sum squared resid	1.530554	Schwarz criterion		0.050309
Log likelihood	0.961772	Durbin-Watson stat		1.845377

La série des dépenses nationales brutes (logDNB)

En niveau

Modele 3

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: LOGDNB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.080229	0.9953
Test critical values:		
1% level	-4.339330	
5% level	-3.587527	
10% level	-3.229230	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGDNB)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 15:04
 Sample (adjusted): 1983 2009
 Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDNB(-1)	0.006666	0.083081	0.080229	0.9368
D(LOGDNB(-1))	0.323117	0.211414	1.528360	0.1407
D(LOGDNB(-2))	-0.266018	0.209048	-1.272524	0.2165
C	-0.192935	2.032112	-0.094943	0.9252
@TREND(1980)	0.002874	0.001456	1.973790	0.0611
R-squared	0.328692	Mean dependent var		0.017318
Adjusted R-squared	0.206636	S.D. dependent var		0.055469
S.E. of regression	0.049407	Akaike info criterion		-3.011883
Sum squared resid	0.053703	Schwarz criterion		-2.771913
Log likelihood	45.66042	F-statistic		2.692957
Durbin-Watson stat	1.744558	Prob(F-statistic)		0.057593

Phillips-Perron

Null Hypothesis: LOGDNB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 0 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	0.084230	0.9955
Test critical values: 1% level	-4.309824	
5% level	-3.574244	
10% level	-3.221728	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.002599
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.002599

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGDNB)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:59
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDNB (-1)	0.006459	0.076687	0.084230	0.9335
C	-0.170601	1.874463	-0.091013	0.9282
@TREND(1980)	0.002109	0.001398	1.508511	0.1435
R-squared	0.112766	Mean dependent var		0.019827
Adjusted R-squared	0.044517	S.D. dependent var		0.055085
S.E. of regression	0.053845	Akaike info criterion		-2.907722
Sum squared resid	0.075381	Schwarz criterion		-2.766278
Log likelihood	45.16198	F-statistic		1.652279
Durbin-Watson stat	1.338372	Prob(F-statistic)		0.211104

Modele 2

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: LOGDNB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.991228	0.9953
Test critical values: 1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGDNB)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 15:06
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDNB (-1)	0.066494	0.067082	0.991228	0.3304
C	-1.614831	1.649156	-0.979186	0.3362
R-squared	0.035112	Mean dependent var		0.019827
Adjusted R-squared	-0.000624	S.D. dependent var		0.055085
S.E. of regression	0.055102	Akaike info criterion		-2.892785
Sum squared resid	0.081979	Schwarz criterion		-2.798489
Log likelihood	43.94538	F-statistic		0.982533
Durbin-Watson stat	1.307574	Prob(F-statistic)		0.330375

Phillips-Perron

Null Hypothesis: LOGDNB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	0.600590	0.9873
Test critical values:		
1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.002827
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.003733

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGDNB)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:59
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDNB (-1)	0.066494	0.067082	0.991228	0.3304
C	-1.614831	1.649156	-0.979186	0.3362
R-squared	0.035112	Mean dependent var		0.019827
Adjusted R-squared	-0.000624	S.D. dependent var		0.055085
S.E. of regression	0.055102	Akaike info criterion		-2.892785
Sum squared resid	0.081979	Schwarz criterion		-2.798489
Log likelihood	43.94538	F-statistic		0.982533
Durbin-Watson stat	1.307574	Prob(F-statistic)		0.330375

Modèle 1

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: LOGDNB has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 7 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.496060	0.9953
Test critical values:		
1% level	-2.674290	
5% level	-1.957204	
10% level	-1.608175	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGDN)
Method: Least Squares
Date: 08/10/11 Time: 15:07
Sample (adjusted): 1988 2009
Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDNB(-1)	0.000714	0.000286	2.496060	0.0257
D(LOGDNB (-1))	0.230978	0.187067	1.234738	0.2373
D(LOGDNB (-2))	-0.187330	0.193525	-0.967989	0.3495
D(LOGDNB (-3))	0.272495	0.201647	1.351344	0.1980
D(LOGDNB (-4))	0.361008	0.215199	1.677556	0.1156
D(LOGDNB (-5))	-0.062578	0.179189	-0.349227	0.7321
D(LOGDNB (-6))	0.407621	0.165969	2.456003	0.0277
D(LOGDNB (-7))	-0.229427	0.134296	-1.708364	0.1096
R-squared	0.658928	Mean dependent var		0.025422
Adjusted R-squared	0.488393	S.D. dependent var		0.042874
S.E. of regression	0.030667	Akaike info criterion		-3.855994
Sum squared resid	0.013166	Schwarz criterion		-3.459251
Log likelihood	50.41593	Durbin-Watson stat		2.337829

Phillips-Perron

Null Hypothesis: LOGDNB has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	1.535235	0.9661
Test critical values:		
1% level	-2.647120	
5% level	-1.952910	
10% level	-1.610011	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.002927
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.004682

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGDNB)
 Method: Least Squares
 Date: 08/11/11 Time: 00:00
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGDNB(-1)	0.000809	0.000416	1.945251	0.0618
R-squared	0.000848	Mean dependent var		0.019827
Adjusted R-squared	0.000848	S.D. dependent var		0.055085
S.E. of regression	0.055062	Akaike info criterion		-2.926855
Sum squared resid	0.084890	Schwarz criterion		-2.879707
Log likelihood	43.43940	Durbin-Watson stat		1.179690

En difference première

Modèle 3

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: D(LOGDNB) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.052763	0.0188
Test critical values:		
1% level	-4.339330	
5% level	-3.587527	
10% level	-3.229230	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LOGDNB,2)
Method: Least Squares
Date: 08/10/11 Time: 15:08
Sample (adjusted): 1983 2009
Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGDNB(-1))	-0.931898	0.229941	-4.052763	0.0005
D(LOGDNB(-1),2)	0.258987	0.185645	1.395065	0.1763
C	-0.029910	0.021991	-1.360083	0.1870
@TREND(1980)	0.002918	0.001321	2.208864	0.0374
R-squared	0.434009	Mean dependent var		0.002354
Adjusted R-squared	0.360184	S.D. dependent var		0.060418
S.E. of regression	0.048328	Akaike info criterion		-3.085665
Sum squared resid	0.053718	Schwarz criterion		-2.893689
Log likelihood	45.65647	F-statistic		5.878897
Durbin-Watson stat	1.743493	Prob(F-statistic)		0.003925

Phillips-Perron

Null Hypothesis: D(LOGDNB) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 27 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.895454	0.0002
Test critical values: 1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	
10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.002091
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000250

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGDNB,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/11/11 Time: 00:00
 Sample (adjusted): 1982 2009
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGDNB(-1))	-0.729594	0.177611	-4.107827	0.0004
C	-0.025256	0.019907	-1.268720	0.2162
@TREND(1980)	0.002442	0.001182	2.065138	0.0494
R-squared	0.414809	Mean dependent var		-0.000256
Adjusted R-squared	0.367994	S.D. dependent var		0.060876
S.E. of regression	0.048396	Akaike info criterion		-3.117847
Sum squared resid	0.058554	Schwarz criterion		-2.975110
Log likelihood	46.64985	F-statistic		8.860552
Durbin-Watson stat	1.875313	Prob(F-statistic)		0.001234

La série des cotisations sociales log(CS)

En Niveau Modèle 3 Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: LNCS has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.947643	0.6042
Test critical values: 1% level	-4.309824	
5% level	-3.574244	
10% level	-3.221728	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNCS)
Method: Least Squares
Date: 05/26/12 Time: 17:53
Sample (adjusted): 1981 2009
Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCS(-1)	-0.286434	0.147067	-1.947643	0.0623
C	2.999422	1.383435	2.168098	0.0395
@TREND(1980)	0.083834	0.047635	1.759933	0.0902
R-squared	0.132489	Mean dependent var		0.258205
Adjusted R-squared	0.065758	S.D. dependent var		0.603239
S.E. of regression	0.583068	Akaike info criterion		1.856671
Sum squared resid	8.839172	Schwarz criterion		1.998115
Log likelihood	-23.92173	F-statistic		1.985409
Durbin-Watson stat	2.223824	Prob(F-statistic)		0.157606

Modèle 2

Null Hypothesis: LNCS has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.900274	0.7736
Test critical values: 1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNCS)

Method: Least Squares

Date: 05/26/12 Time: 17:54

Sample (adjusted): 1981 2009

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCS(-1)	-0.037341	0.041477	-0.900274	0.3759
C	0.779493	0.589841	1.321531	0.1974
R-squared	0.029143	Mean dependent var		0.258205
Adjusted R-squared	-0.006814	S.D. dependent var		0.603239
S.E. of regression	0.605291	Akaike info criterion		1.900257
Sum squared resid	9.892178	Schwarz criterion		1.994553
Log likelihood	-25.55372	F-statistic		0.810494
Durbin-Watson stat	2.567848	Prob(F-statistic)		0.375934

Modèle 1

Null Hypothesis: LNCS has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.056324	0.9885
Test critical values:		
1% level	-2.647120	
5% level	-1.952910	
10% level	-1.610011	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNCS)

Method: Least Squares

Date: 05/26/12 Time: 17:54

Sample (adjusted): 1981 2009

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCS(-1)	0.016468	0.008008	2.056324	0.0492
R-squared	-0.033655	Mean dependent var		0.258205
Adjusted R-squared	-0.033655	S.D. dependent var		0.603239
S.E. of regression	0.613306	Akaike info criterion		1.893968
Sum squared resid	10.53203	Schwarz criterion		1.941116
Log likelihood	-26.46254	Durbin-Watson stat		2.545385

En différence première
Augmented Dickey-Fuller
Modèle 3

Null Hypothesis: D(LNCS) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.833223	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	
10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNCS,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/12 Time: 17:55
 Sample (adjusted): 1982 2009
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCS(-1))	-1.302181	0.190566	-6.833223	0.0000
C	0.458633	0.256676	1.786820	0.0861
@TREND(1980)	-0.007835	0.014229	-0.550639	0.5868
R-squared	0.651297	Mean dependent var		-0.001628
Adjusted R-squared	0.623401	S.D. dependent var		0.988267
S.E. of regression	0.606476	Akaike info criterion		1.938655
Sum squared resid	9.195339	Schwarz criterion		2.081391
Log likelihood	-24.14117	F-statistic		23.34714
Durbin-Watson stat	2.025900	Prob(F-statistic)		0.000002

Modèle 2

Null Hypothesis: D(LNCS) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.904245	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNCS,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/12 Time: 17:55
 Sample (adjusted): 1982 2009
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCS(-1))	-1.294288	0.187463	-6.904245	0.0000
C	0.335136	0.123139	2.721601	0.0114
R-squared	0.647068	Mean dependent var		-0.001628
Adjusted R-squared	0.633494	S.D. dependent var		0.988267
S.E. of regression	0.598294	Akaike info criterion		1.879282
Sum squared resid	9.306861	Schwarz criterion		1.974439
Log likelihood	-24.30994	F-statistic		47.66859
Durbin-Watson stat	2.016674	Prob(F-statistic)		0.000000

Phillips-Perron

En niveau

Modèle 3

Null Hypothesis: LNCS has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.887739	0.6350
Test critical values:		
1% level	-4.309824	
5% level	-3.574244	
10% level	-3.221728	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.304799
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.287599

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LNCS)
Method: Least Squares
Date: 05/26/12 Time: 17:46
Sample (adjusted): 1981 2009
Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCS(-1)	-0.286434	0.147067	-1.947643	0.0623
C	2.999422	1.383435	2.168098	0.0395
@TREND(1980)	0.083834	0.047635	1.759933	0.0902
R-squared	0.132489	Mean dependent var		0.258205
Adjusted R-squared	0.065758	S.D. dependent var		0.603239
S.E. of regression	0.583068	Akaike info criterion		1.856671
Sum squared resid	8.839172	Schwarz criterion		1.998115
Log likelihood	-23.92173	F-statistic		1.985409
Durbin-Watson stat	2.223824	Prob(F-statistic)		0.157606

Modèle 2

Null Hypothesis: LNCS has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.865407	0.7846
Test critical values:		
1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.341110
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.225768

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNCS)
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/12 Time: 17:48
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCS(-1)	-0.037341	0.041477	-0.900274	0.3759
C	0.779493	0.589841	1.321531	0.1974
R-squared	0.029143	Mean dependent var		0.258205
Adjusted R-squared	-0.006814	S.D. dependent var		0.603239
S.E. of regression	0.605291	Akaike info criterion		1.900257
Sum squared resid	9.892178	Schwarz criterion		1.994553
Log likelihood	-25.55372	F-statistic		0.810494
Durbin-Watson stat	2.567848	Prob(F-statistic)		0.375934

Modèle 1

Null Hypothesis: LNCS has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	2.448864	0.9953
Test critical values:		
1% level	-2.647120	
5% level	-1.952910	
10% level	-1.610011	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.363174
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.263903

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(LNCS)

Method: Least Squares

Date: 05/26/12 Time: 17:49

Sample (adjusted): 1981 2009

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCS(-1)	0.016468	0.008008	2.056324	0.0492
R-squared	-0.033655	Mean dependent var		0.258205
Adjusted R-squared	-0.033655	S.D. dependent var		0.603239
S.E. of regression	0.613306	Akaike info criterion		1.893968
Sum squared resid	10.53203	Schwarz criterion		1.941116
Log likelihood	-26.46254	Durbin-Watson stat		2.545385

En différence première

Phillips-Perron

Modèle 3

Null Hypothesis: D(LNCS) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 0 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.833223	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	
10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.328405
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.328405

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LNCS,2)
Method: Least Squares
Date: 05/26/12 Time: 17:49
Sample (adjusted): 1982 2009
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCS(-1))	-1.302181	0.190566	-6.833223	0.0000
C	0.458633	0.256676	1.786820	0.0861
@TREND(1980)	-0.007835	0.014229	-0.550639	0.5868
R-squared	0.651297	Mean dependent var		-0.001628
Adjusted R-squared	0.623401	S.D. dependent var		0.988267
S.E. of regression	0.606476	Akaike info criterion		1.938655
Sum squared resid	9.195339	Schwarz criterion		2.081391
Log likelihood	-24.14117	F-statistic		23.34714
Durbin-Watson stat	2.025900	Prob(F-statistic)		0.000002

Modèle 2

Null Hypothesis: D(LNCS) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 0 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.904245	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.332388
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.332388

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(LNCS,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/12 Time: 17:50
 Sample (adjusted): 1982 2009
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNCS(-1))	-1.294288	0.187463	-6.904245	0.0000
C	0.335136	0.123139	2.721601	0.0114
R-squared	0.647068	Mean dependent var		-0.001628
Adjusted R-squared	0.633494	S.D. dependent var		0.988267
S.E. of regression	0.598294	Akaike info criterion		1.879282
Sum squared resid	9.306861	Schwarz criterion		1.974439
Log likelihood	-24.30994	F-statistic		47.66859
Durbin-Watson stat	2.016674	Prob(F-statistic)		0.000000

La variable muette la situation sécuritaire(SS)

En niveau

Modele 3

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: SS has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.232981	0.8843
Test critical values:		
1% level	-4.309824	
5% level	-3.574244	
10% level	-3.221728	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(SS)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/11 Time: 15:51
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SS(-1)	-0.130530	0.105865	-1.232981	0.2286
C	0.098963	0.102235	0.968004	0.3420
@TREND(1980)	-0.003297	0.006140	-0.536973	0.5959
R-squared	0.083397	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.012890	S.D. dependent var		0.267261
S.E. of regression	0.265533	Akaike info criterion		0.283544
Sum squared resid	1.833205	Schwarz criterion		0.424988
Log likelihood	-1.111383	F-statistic		1.182810
Durbin-Watson stat	1.915912	Prob(F-statistic)		0.322369

Phillips-Perron

Null Hypothesis: SS has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.265675	0.8765
Test critical values:		
1% level	-4.309824	
5% level	-3.574244	
10% level	-3.221728	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.063214
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.065714

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(SS)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:55
 Sample (adjusted): 1981 2009
 Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SS(-1)	-0.130530	0.105865	-1.232981	0.2286
C	0.098963	0.102235	0.968004	0.3420
@TREND(1980)	-0.003297	0.006140	-0.536973	0.5959
R-squared	0.083397	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.012890	S.D. dependent var		0.267261
S.E. of regression	0.265533	Akaike info criterion		0.283544
Sum squared resid	1.833205	Schwarz criterion		0.424988
Log likelihood	-1.111383	F-statistic		1.182810
Durbin-Watson stat	1.915912	Prob(F-statistic)		0.322369

Modèle 2

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: SS has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.460656	0.5388
Test critical values:		
1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SS)

Method: Least Squares

Date: 08/07/11 Time: 15:51

Sample (adjusted): 1981 2009

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SS(-1)	-0.146465	0.100273	-1.460656	0.1557
C	0.055556	0.061756	0.899591	0.3763
R-squared	0.073232	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.038908	S.D. dependent var		0.267261
S.E. of regression	0.262010	Akaike info criterion		0.225607
Sum squared resid	1.853535	Schwarz criterion		0.319903
Log likelihood	-1.271303	F-statistic		2.133515
Durbin-Watson stat	1.865109	Prob(F-statistic)		0.155650

Phillips-Perron

Modèle 2

Null Hypothesis: SS has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.541012	0.4991
Test critical values:		
1% level	-3.679322	
5% level	-2.967767	
10% level	-2.622989	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)		0.063915
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.071760

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(SS)

Method: Least Squares

Date: 08/10/11 Time: 23:56

Sample (adjusted): 1981 2009

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SS(-1)	-0.146465	0.100273	-1.460656	0.1557
C	0.055556	0.061756	0.899591	0.3763
R-squared	0.073232	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.038908	S.D. dependent var		0.267261
S.E. of regression	0.262010	Akaike info criterion		0.225607
Sum squared resid	1.853535	Schwarz criterion		0.319903
Log likelihood	-1.271303	F-statistic		2.133515
Durbin-Watson stat	1.865109	Prob(F-statistic)		0.155650

Modèle 1

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: SS has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.154701	0.2203
Test critical values:		
1% level	-2.647120	
5% level	-1.952910	
10% level	-1.610011	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SS)

Method: Least Squares

Date: 08/07/11 Time: 15:52

Sample (adjusted): 1981 2009

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SS(-1)	-0.090909	0.078730	-1.154701	0.2580
R-squared	0.045455	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.045455	S.D. dependent var		0.267261
S.E. of regression	0.261116	Akaike info criterion		0.186174
Sum squared resid	1.909091	Schwarz criterion		0.233322
Log likelihood	-1.699522	Durbin-Watson stat		1.913420

Modèle 1

Phillips-Perron

Null Hypothesis: SS has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.178032	0.2124
Test critical values:		
1% level	-2.647120	
5% level	-1.952910	
10% level	-1.610011	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.065831
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.068681

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(SS)

Method: Least Squares

Date: 08/10/11 Time: 23:56

Sample (adjusted): 1981 2009

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SS(-1)	-0.090909	0.078730	-1.154701	0.2580
R-squared	0.045455	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.045455	S.D. dependent var		0.267261
S.E. of regression	0.261116	Akaike info criterion		0.186174
Sum squared resid	1.909091	Schwarz criterion		0.233322
Log likelihood	-1.699522	Durbin-Watson stat		1.913420

En difference premiere

Modèle 3

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: D(SS) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.174278	0.0014
Test critical values:		
1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	
10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SS,2)

Method: Least Squares

Date: 08/07/11 Time: 15:52

Sample (adjusted): 1982 2009

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SS(-1))	-1.034249	0.199883	-5.174278	0.0000
C	0.096519	0.115182	0.837964	0.4100
@TREND(1980)	-0.006227	0.006613	-0.941582	0.3554
R-squared	0.517124	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.478494	S.D. dependent var		0.384900
S.E. of regression	0.277957	Akaike info criterion		0.378257
Sum squared resid	1.931503	Schwarz criterion		0.520993
Log likelihood	-2.295594	F-statistic		13.38658
Durbin-Watson stat	2.002971	Prob(F-statistic)		0.000112

Phillips-Perron

Null Hypothesis: D(SS) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.173050	0.0014
Test critical values:		
1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	
10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.068982
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.066462

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(SS,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:57
 Sample (adjusted): 1982 2009
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SS(-1))	-1.034249	0.199883	-5.174278	0.0000
C	0.096519	0.115182	0.837964	0.4100
@TREND(1980)	-0.006227	0.006613	-0.941582	0.3554
R-squared	0.517124	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.478494	S.D. dependent var		0.384900
S.E. of regression	0.277957	Akaike info criterion		0.378257
Sum squared resid	1.931503	Schwarz criterion		0.520993
Log likelihood	-2.295594	F-statistic		13.38658
Durbin-Watson stat	2.002971	Prob(F-statistic)		0.000112

Modèle 2

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: D(SS) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.099020	0.0003
Test critical values: 1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(SS,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/07/11 Time: 15:53
 Sample (adjusted): 1982 2009
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SS(-1))	-1.000000	0.196116	-5.099020	0.0000
C	0.000000	0.052414	0.000000	1.0000
R-squared	0.500000	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.480769	S.D. dependent var		0.384900
S.E. of regression	0.277350	Akaike info criterion		0.341677
Sum squared resid	2.000000	Schwarz criterion		0.436834
Log likelihood	-2.783476	F-statistic		26.00000
Durbin-Watson stat	2.000000	Prob(F-statistic)		0.000026

Phillips-Perron

Null Hypothesis: D(SS) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 0 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.099020	0.0003
Test critical values:		
1% level	-3.689194	
5% level	-2.971853	
10% level	-2.625121	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.071429
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.071429

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(SS,2)
 Method: Least Squares
 Date: 08/10/11 Time: 23:57
 Sample (adjusted): 1982 2009
 Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SS(-1))	-1.000000	0.196116	-5.099020	0.0000
C	0.000000	0.052414	0.000000	1.0000
R-squared	0.500000	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.480769	S.D. dependent var		0.384900
S.E. of regression	0.277350	Akaike info criterion		0.341677
Sum squared resid	2.000000	Schwarz criterion		0.436834
Log likelihood	-2.783476	F-statistic		26.00000
Durbin-Watson stat	2.000000	Prob(F-statistic)		0.000026

Modèle 1

Augmented Dickey-Fuller

Null Hypothesis: D(SS) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.196152	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.650145	
5% level	-1.953381	
10% level	-1.609798	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SS,2)

Method: Least Squares

Date: 08/07/11 Time: 15:54

Sample (adjusted): 1982 2009

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SS(-1))	-1.000000	0.192450	-5.196152	0.0000
R-squared	0.500000	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.500000	S.D. dependent var		0.384900
S.E. of regression	0.272166	Akaike info criterion		0.270248
Sum squared resid	2.000000	Schwarz criterion		0.317827
Log likelihood	-2.783476	Durbin-Watson stat		2.000000

Phillips-Perron

Null Hypothesis: D(SS) has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 0 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.196152	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.650145	
5% level	-1.953381	
10% level	-1.609798	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.071429
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.071429

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(SS,2)

Method: Least Squares

Date: 08/10/11 Time: 23:58

Sample (adjusted): 1982 2009

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SS(-1))	-1.000000	0.192450	-5.196152	0.0000
R-squared	0.500000	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.500000	S.D. dependent var		0.384900
S.E. of regression	0.272166	Akaike info criterion		0.270248
Sum squared resid	2.000000	Schwarz criterion		0.317827
Log likelihood	-2.783476	Durbin-Watson stat		2.000000

Résumé

Mots clés : marché du travail - chômage - réformes économiques – déterminants - chocs macroéconomiques- institutions – modèle – cointégration.

Cette étude montre l'existence une relation de cointégration au sens d'Engel et Granger, entre le taux de chômage et certaines variables d'ordre économiques et financières liées aux réformes économiques engagées en Algérie depuis la fin des années 80. Ces variables sont entre autres, les dépenses nationales brutes, le taux d'inflation, le taux de change et les termes de l'échange. Toutefois, il ressort de l'étude, que le taux de chômage en Algérie n'est pas corrélé avec la productivité du travail et les importations du fait que ces dernières variables n'ont pas d'influence significative sur le comportement du taux de chômage selon l'étude statistique et économétrique. Ceci explique le rôle primordial que joue le secteur des hydrocarbures dans la croissance de la productivité du travail, dans la couverture des importations et dans la constitution du système productif tout entier. .

Abstract

Keywords: labor market - unemployment - economic reforms - determinants - macroeconomic shocks-institutions – model - cointegration.

This study shows that there is a cointegration relationship in the sense of Engel and Granger, between the unemployment rate and some economic and financial variables related to economic reforms in Algeria. These variables are: the gross national expenditure, inflation, exchange rate and terms of trade. However, it is clear from the study as the unemployment rate in Algeria is not correlated with labor productivity and imports. This explains the role played by the hydrocarbon sector in the growth of labor productivity in the coverage of imports and the establishment of the production system as all.

ملخص

كلمات مفتاحية: سوق العمل – البطالة – اصلاحات اقتصادية – محددات – صدمات اقتصادية كلية – مؤسسات – نموذج – تكامل مشترك

تبين هذه الدراسة أن هناك علاقة التكامل المشترك بين معدل البطالة وبعض المتغيرات الاقتصادية والمالية الكلية والمتعلقة أساسا بالإصلاحات الاقتصادية في الجزائر منذ نهاية الثمانينيات. هذه المتغيرات هي الإنفاق القومي الإجمالي، ومعدل التضخم وسعر الصرف، ومعدلات التبادل التجاري. فقد أوضحت النتائج أن هناك علاقة سلبية مباشرة بين الاستثمار الداخلي والاستهلاك الحكومي ومعدلات البطالة مفسرة دور السياسة المالية المعتمدة من قبل الدولة في دفع عجلة النمو و بذلك خلق فرص العمل والحد من البطالة. بالإضافة إلى الأسعار في سوق السلع، برز سعر الصرف كمؤشر للبطالة. حيث يبدو ان كان له أثر اقتصادي إيجابي من حيث تحرير التجارة وقابلية تحويل الدينار على المعاملات الجارية، وبالتالي خلق فرص العمل وانخفاض معدل البطالة. كما توضح الدراسة انه لا توجد علاقة بين معدل البطالة في الجزائر مع إنتاجية العمل حسب التحليل الإحصائي و القياسي هذا ما يفسر الدور الذي يلعبه القطاع المحروقات في نمو إنتاجية العمل و في تغطية الواردات وتركيب النظام الإنتاجي ككل.