

Le chômage en Algérie : une analyse macroéconomique appliquée

Dr. BOUSSAFI Kamel*

المستخلص:

نجد في أدبيات الاقتصاد الكلي للبطالة، توافق شبه كلي عن الدور الظرفي للصدمة الاسمية في إبعاد كل من التشغيل والعرض عن توجيههما العام للأمد الطويل. إلا أن ما يلاحظ عن مجمل الدراسات النظرية والتطبيقية في موضوع البطالة وغيرها من الظواهر الاقتصادية الكلية أن تقتصر على النموذج الغربي للاقتصاد دون سواه. لذلك رأينا من الطبيعي أن نتساءل عن دور هذه الصدمات في الدول الانتقالية.

النتيجة عند دراسة حالة الجزائر، هو أن التعديل الهيكلي وما نتج عنه من صدمات حقيقية أثر فعلا على قرارات الأعوان الاقتصادية.

Résumé:

Une partie importante des théories sur le chômage, expliquent pourquoi, dans certaines conditions, les chocs nominaux (de demande globale) peuvent temporairement éloigner l'emploi, la production et le chômage de leurs valeurs de long terme. Car si le schéma proposé se réfère au modèle économique occidentale, " ou se situe dans ce cas la place des économies en transition"?

Nous pensons que la manière la plus simple de se rendre compte de l'existence ou non de relation entre

choc nominal et choc réel dans les pays en transition, est d'expliquer le chômage en fonction des variables qui estiment les différents facteurs d'influence et qui sont mis en relief par les théories du chômage. La conclusion est que le facteur nominal devient significative à partir du moment où les résultats engendrés par le programme de l'ajustement structurel commencent à peser sur les décisions des agents économiques.

* Maître de conférences à l'École Supérieure de Commerce d'Alger – Algérie.

Introduction

Une partie importante des théories sur le chômage, expliquent pourquoi, dans certaines conditions, les chocs nominaux (de demande globale) peuvent temporairement éloigner l'emploi, la production et le chômage de leurs valeurs de long terme. Nombreux, sont ceux qui trouvent que l'explication keynésienne traditionnelle de la courbe de Phillips est fondée sur des principes microéconomiques erronés **Friedman** (1968, 1983) **Alphandéry** (1976) et **Edmund S. Phelps** (1967,1968) et par conséquent ne peut pas être prise en compte. Au contraire, les développements monétaristes et nouveaux classiques, fondés sur la décision optimale des agents, permettent de comprendre ces fluctuations dans un cadre très proche du modèle néoclassique (avec équilibre sur le marché du travail).

Les explications monétariste et nouvelle classique arrivent à la conclusion que la production à un moment donné peut s'éloigner de sa valeur de long terme si le niveau général des prix s'éloigne de sa valeur anticipée (ou de long terme).

Cependant, leurs explications sous-jacentes, diffèrent, notamment sur les hypothèses supplémentaires sur la structure de l'information et la formation des anticipations: Friedman privilégie les échanges centralisés et les anticipations adaptatives, Lucas préfère les anticipations rationnelles, mais dans une perspective d'information imparfaite. Chacun modifie légèrement le modèle néoclassique traditionnel, qui suppose l'échange centralisé et les anticipations exactes.

Si le schéma proposé que ce soit par les keynésiens ou par les néoclassiques avait comme référence de départ le modèle économique occidentale, la question légitime qui se pose donc et que tente cette étude d'y répondre : "**ou se situe dans ce schéma la place des économies en transition**"?

Plusieurs questions sous-jacentes à cette problématique peuvent être posées :

- les individus dans les pays en transition suivent-ils le même schéma d'anticipation que ceux des pays développés;
- pourrions-nous faire des anticipations rationnelles pendant que la structure de l'économie est en perpétuel changement;

- la structure d'information d'une telle économie est -elle complète pour qu'elle soit plus proche du modèle néoclassique. C'est-à-dire, les contacts entre tous les offreurs et demandeurs d'un bien quelconque sont -ils bien établis;
- enfin, les chocs nominaux ont-ils des effets réels dans les pays en transition.

Hypothèse, consiste à dire que lorsque l'économie algérienne, deviendra une économie de marché authentique, les individus formuleront probablement des anticipations rationnelles, ce qui contraindra davantage le champs d'application des politiques économiques visant à réduire le chômage.

1- Le Chômage conjoncturel dans l'économie en transition

En termes d'expression algébrique, il est facile de remarquer que la courbe d'offre de Lucas¹,

$$Y_t = Y_n + \left(\frac{1}{\beta}\right)(P_t^a - P_{t-1})$$

Ressemble dans sa formulation à la courbe de Phillips augmentée des anticipations selon Friedman et Phelps :

$$\dot{P} = \dot{P}^a + \beta(Y - Y_n)$$

Cependant, sur les hypothèses supplémentaires sur la structure de l'information et la formation des anticipations: Friedman privilégie les échanges centralisés et les anticipations adaptatives, Lucas préfère les anticipations rationnelles, mais dans une perspective d'information imparfaite. Chacun modifie légèrement le modèle néoclassique traditionnel, qui suppose l'échange centralisé et les anticipations exactes.

¹ كمال بوصافي : " حدود البطالة الظرفية و البطالة البنوية في الجزائر خلال المرحلة الانتقالية " أطروحة مقدمة للحصول على شهادة دكتوراه الدولة في العلوم الاقتصادية، جامعة الجزائر 2006، ص 99-100.

Où se place l'économie en transition ? Deux remarques permettent d'y répondre.

En premier lieu, dans cette période de changements fréquents et multiples, où le modèle même de la future économie de marché est en train de se constituer, il semble plus crédible de supposer que les individus forment les anticipations du niveau général des prix en considérant en priorité ses réalisations passées. C'est une raison de supposer que le mécanisme adaptatif est le mieux adapté pour rendre compte de la situation existante au début de la transition.

Comment les agents pourraient faire des prévisions « rationnelles » (au sens défini ci-dessus), quand la structure même de l'économie est en train de changer ? Il leur est impossible de connaître « le vrai modèle » : variables pertinentes et relations économiques (des variables clefs pour la prévision ne sont pas encore publiques). De plus, le manque d'expérience leur interdit de connaître la loi de distribution des variables pertinentes pour la prévision, donc ils ne peuvent pas évaluer « l'incertitude ».

En second lieu, la structure d'information d'une telle économie est loin de l'information complète du modèle néoclassique. Aujourd'hui, dans les économies en transition les contacts entre tous les offreurs et demandeurs d'un bien quelconque ne sont pas toujours établis ; il suffit de voir le poids faible des échanges qui se font par l'intermédiaire de la bourse pour se rendre compte de l'irréalisme de l'hypothèse de l'échange centralisé.

Par conséquent, l'économie en transition remplit les deux conditions selon lesquelles le choc nominal peut avoir des effets réels, au moins dans le court terme. Le tableau ci-après nous permet de positionner le cadre conceptuel de l'analyse des fluctuations de l'emploi dans le cadre des économies en transition.

Le choc nominal a-t-il des effets réels ?

	Anticipations adaptative	Anticipations rationnelles
Information parfaite (échanges centralisés)	Oui Monétaristes	Non Rationalistes
Information imparfaite (échange décentralisés)	Oui Économie en transition	Oui Monetary Business Cycles

Une particularité de l'économie en transition est la transformation au cours du temps de son mode de fonctionnement : non seulement le marché va assurer la coordination des décisions, mais les individus vont également apprendre comment formuler des prévisions correctes dans le nouvel environnement. Autrement dit, l'hypothèse d'un changement de la manière dont les gens forment leurs anticipations serait vraisemblable. Par hypothèse, si nous prenons le cas l'économie algérienne, économie en transition, lorsque celle-ci deviendra une économie de marché authentique, les individus formuleront probablement des anticipations rationnelles, comme les agents des économies occidentales.

Quelle serait la principale conséquence de ce changement ? Comme Friedman (1967) le suggère et Lucas (1972) l'explique, l'hypothèse des anticipations adaptatives implique une certaine persistance de l'effet des chocs nominaux sur la production (durant la période d'ajustement des anticipations). Il serait donc possible de concevoir une politique (par exemple une règle d'évolution de la masse monétaire) pour atteindre un objectif donné de politique économique, fondé sur un certain arbitrage entre inflation et augmentation de la production. Avec des anticipations rationnelles, toute politique (en tant que règle de décision du gouvernement) sera prise en compte par les agents, qui adapteront leur comportement au modèle d'économie en question (modèle qui contient également la règle de décision). Dans ces circonstances, les seules influences sur l'emploi proviendront de la composante non anticipée de l'inflation, qui est par définition, une variable stochastique d'espérance nulle.

Ainsi, la persistance actuelle des effets réels de l'inflation dans les économies en transitions va diminuer : au bout du compte (une fois la transformation de mécanisme de formation des anticipations achevée) une expansion monétaire systématique se transmettra presque instantanément en inflation.

2- La modélisation du chômage dans une économie en transition (le cas algérien)

Nous pensons que la manière la plus simple de se rendre compte de l'existence ou non de relation entre choc nominal et choc réel dans les pays en transition, est de formuler un modèle économétrique du chômage. De manière générale, un objectif important d'une démarche économétrique est d'évaluer la contribution des différentes sources du chômage au chômage total. La manière traditionnelle de résoudre ce problème est de construire une équation du chômage à la manière de Barro(1977) ou de Lilien (1982), qui explique le chômage en fonction des variables qui estiment les différents facteurs d'influence et qui sont mis en relief par les théories du chômage.

Le fait que la transition est un processus très complexe rend inapplicable la méthode habituelle. La principale difficulté que nous envisageons provient de l'effet multiple ou croisé des réformes et de l'interdépendance des facteurs. Par exemple, la réglementation sur le salaire minimum est en principal un facteur déterminant du chômage structurel. Mais, en fixant un seuil inférieur à la distribution des salaires à travers les branches, elle diminue également la motivation des ouvriers à changer d'emploi en conformité avec les nouvelles demandes relatives, freinant ainsi la restructuration de production. Il faut ajouter aussi que pour financer une augmentation du salaire minimum, les gouvernements seraient tentés à créer de la monnaie, avec les effets pervers connus sur la stabilité des prix.

Dans ce contexte, la manière la plus adéquate de s'intéresser au fonctionnement d'une économie en transition en général, et au chômage en particulier, nous paraît l'auto-régression vectorielle (VAR)². En dépit du caractère empirique de cette démarche, elle nous permettra toutefois de tirer des conclusions quant à la pertinence des théories du chômage.

² Un modèle VAR est un système d'équation qui expriment chaque variable comme une fonction linéaire de ses propres valeurs passées et des valeurs passées des toutes les autres variables. En supposant que X est le vecteur 1xk des variables et que p est le nombre de retards significatifs, le système s'écrit sous la matricielle ;

$$X_t = \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + \varepsilon_t \text{ avec } A_i \text{ un vecteur } k \times k \text{ des coefficients à estimer}$$

La référence est l'article de Sims(1980) : macroeconomics and reality. Econometrica V° 48 , n° 1 , 1-48.

Il faut signaler dès le début que nous sommes conscients des limites d'une telle analyse : la qualité des données des statistiques algériennes n'est pas toujours satisfaisante et les séries sont trop courtes. De plus, le choix des variables agrégées considérées comme pertinentes est d'une certaine manière subjectif (mais la théorie macroéconomique nous sert toutefois de guide). Ces défections, à ne pas ignorer, pourront néanmoins être levées par un approfondissement de l'analyse, lorsqu'une expérience plus riche sur la transition sera acquise. Nous retenons la méthode VAR, qui nous semble la plus adéquate pour étudier les environnements fluctuants et complexes.

Le choix des variables composant le modèle VAR

1. Le chômage

Le chômage (**nu**) sera pris en compte en tant que variable représentative. Il s'agit du niveau de chômage et non pas le taux de chômage

2. L'inflation

La croissance des prix reflète l'impact de la demande globale. En conformité avec les théories énoncées dans le paragraphe précédent, la composante non anticipée de l'inflation a pu avoir un impact favorable sur l'emploi et la production. Cependant, il est fort difficile d'estimer la composante non anticipée de l'inflation. Les modèles théoriques habituels sont peu utiles lorsqu'il s'agit de formuler des prévisions sur le niveau général des prix en condition d'une déréglementation graduelle de ceux-ci (le caractère arbitraire de la déréglementation est un facteur important d'incertitude, qui joue sur la manière dont les individus forment leurs anticipations).

Faute d'une meilleure théorie sur les anticipations, nous allons supposer le plus simple mécanisme de formation des anticipations sur l'inflation : l'inflation anticipée est égale à l'inflation effective dans la période précédente.

$$P_t^a = P_{t-1}$$

Ainsi, l'erreur d'anticipation (**pa**) est tout simplement la différence première de l'inflation entre deux périodes, $pa = d(P)$.

3. La restructuration de la production

La mise en place des réformes (notamment de la libéralisation des prix) devrait entraîner la restructuration de l'économie et le redéploiement des ressources. Théoriquement le redéploiement du travail est accompagné d'une certaine variété de chômage, appelé « chômage de restructuration ». Le gouvernement a néanmoins cherché, par des mesures administratives, à limiter l'ampleur du processus de restructuration ; il a surtout voulu empêcher les licenciements dans les entreprises sans demande pour leur production. Une clause obligatoire est introduite dans tous les contrats de privatisation (sous le programme de privatisation pilote) la sauvegarde de tous les emplois sur les périodes allant de 2 à 5 ans. La politique de restructuration des entreprises qui prend de l'ampleur à partir de 1993, n'est qu'une forme d'intervention directe de l'Etat, avec pour conséquence le blocage de la réallocation des ressources.

Pour estimer l'importance de la restructuration durant une période, nous allons construire un indice de l'ajustement structurel, (**ias**), la variable estimative la plus utilisée est « la variation de la croissance intersectorielle de l'emploi » Lilien(1982). Comme les données mensuelles de l'emploi par branches ne sont pas disponibles, nous allons calculer la variance de la croissance intersectorielle de la production industrielle :

$$ias_t = \sum_{k=1}^n e_i (\Delta g_{it} - \Delta g_t)$$

Ou e_i est l'emploi relatif dans la branche i en (1989), g_t l'indice total de la production industrielle et $g_{i,t}$ l'indice de la production dans la branche i , Δ est l'opérateur différence. Les données brutes se trouvent dans l'annexe3...

4. Les rigidités institutionnelles sur le marché du travail

La thèse implique l'existence dans le modèle du chômage structurel d'un taux de chômage engendré par la structure institutionnelle spécifique du marché du travail dans les économies en transition, taux de chômage qui est indépendant des facteurs nominaux. Le modèle implique une augmentation du chômage lorsque le pouvoir de négociation du syndicat diminue, lorsque l'indemnité de chômage s'accroît et lorsque le salaire minimum réel s'accroît.

En ce qui concerne le pouvoir de négociation des syndicats, plusieurs réformes visant à le réduire ont été adoptées en Algérie, mais il est difficile de trouver une variable qui puisse l'estimer. Par exemple, la loi de 90-11 du 21 avril 1990 renforce le pouvoir du manager, affaibli auparavant par un manque d'autorité formelle (par exemple, la loi stipule le droit du manager de « sélectionner, embaucher et licencier les employés »). Si l'application était immédiate, une simple variable muette pouvait rendre compte de son effet sur le chômage.

En ce qui concerne l'indemnité de chômage, des difficultés apparaissent également. En 1992 l'aide aux chômeurs a subi une augmentation importante : la durée d'attribution de l'indemnité fut prolongée de 36 mois ; période jugée suffisante pour trouver un emploi. Cependant, nous ne disposons pas de la série de l'indemnité moyenne de chômage (ou du taux de remplacement).

La seule variable qui nous permettra de tenir compte de l'influence des rigidités institutionnelles est le salaire réel minimum légal, (smrl). Le salaire minimum a un effet négatif sur l'emploi dans le secteur privé ; il peut avoir un effet négatif indirect sur l'emploi dans le secteur des entreprises publiques réformées, sachant que le salaire minimum légal est la base de calcul pour l'indemnité de chômage des jeunes et pour l'allocation de soutien. A l'équilibre, l'effet pervers du salaire minimum sur le chômage est certain comme le stipule la théorie.

Un modèle économétrique de l'économie Algérienne

Tenant compte des commentaires précédents, il convenait d'estimer le modèle :

$$VAR\{nu_{t-i}, ias_{t-i}, smrl_{t-i}, pa_{t-i}\}$$

Ou U est le nombre de chômeurs, P est le taux d'inflation (différence première est donc une estimation brute de sa composante non anticipée), IAS est la variance intersectorielle de la croissance de la production industrielle (l'indice de restructuration de la production) et SMRL est le salaire réel minimum (en pourcentage de sa valeur en 1990). Les retards « i » à prendre en compte vont de 1 à p.

Il faut signaler que vue l'indisponibilité des données sur des périodes trimestrielles, nous sommes contraints de transformer les observations

annuelles en observations trimestrielles en utilisant la technique de l'interpolation linéaire ³

$$X_{t+1}^i = \left[\left(\left(\frac{X_{t+1}}{X_t} \right)^{\left(\frac{1}{4} \right)^i} \right) \right] + X_t$$

X_t est l'observation de la période t de la série annuelle, X_{t+1} est l'observation de la période t+1 de la série annuelle, X_{t+1}^i est l'observation du trimestre i de période t+1 de la série annuelle ; (i= 1,2,3,4)

Cependant, pour qu'un tel modèle puisse être correctement estimé, il faut que les séries soient stationnaires⁴. Appliquant le test de Dickey et Fuller aux quatre séries envisagées⁵, nous pouvons constater que seules les séries **pa** et **smrl** sont stationnaires. la différence première suffit pour supprimer la racine unitaire de nu et ias, tel que les « test statistic » illustrés dans le tableau ci-après nous permettent de remarquer.

Les résultats du test de Dickey et Fuller

d(nu)	pa=d(Pt)	dias	Smrl	Seuil de Mackinnon : $\alpha = 5\%$	nu	ias
-12,434	-4,729	-5,814	-3,194	-2,950	-1,026	-0,717

Par conséquent, malgré la perte d'information économique impliquée par cette opération, nous avons préféré le modèle

$$VAR\{d(nu_{t-i}), d(ias_{t-i}), smrl_{t-i}, pa_{t-i}\}$$

Où i = (1,2,...,p).

Les principales conclusions de l'analyse porteront donc sur la variation du chômage et pas sur le niveau du chômage. Il sera toutefois possible d'utiliser le modèle ainsi estimé pour simuler la série du chômage total et du chômage « naturel ».

Nous avons choisi p= 7, étant donné que la régression n'est devenue significative qu'à partir de ce niveau de retard.

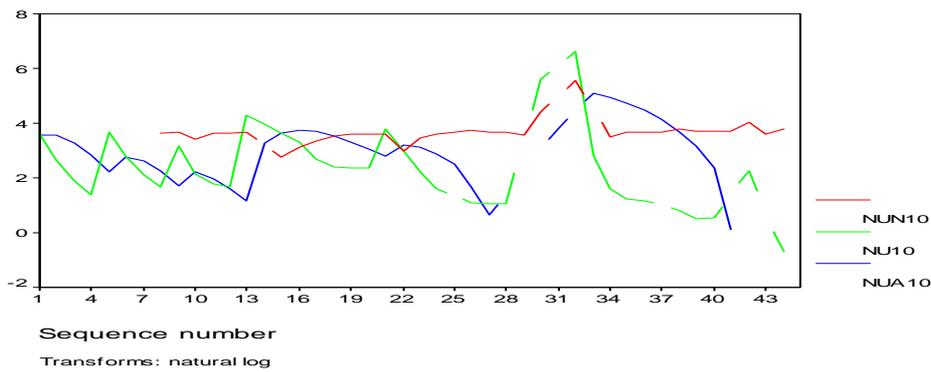
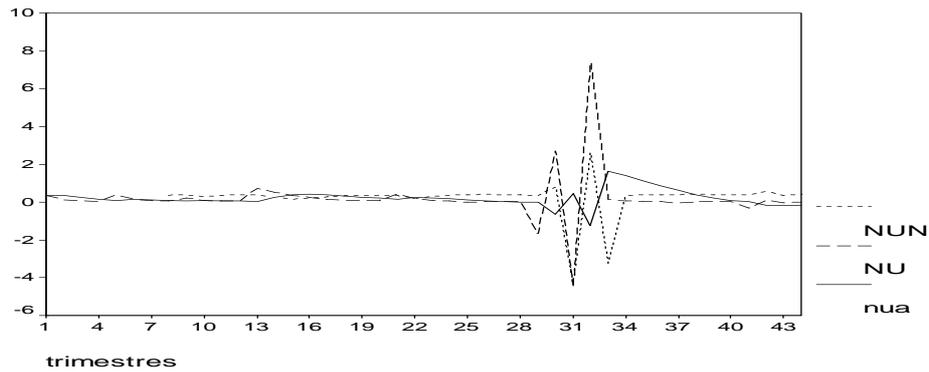
³ Vedrenne,A : « Un indicateur de politique monétaire à développer : l'indice agrégé du prix des actifs », Banque de France .

⁴ Il convient de mentionner la mise en garde de Nelson et Plosser (1982) sur la présence d'une racine unitaire dans la plupart des séries macroéconomiques.

⁵ La commande dfuller du logiciel stata 8

L'équation du chômage objet de l'analyse est présentée en annexe 01⁶

Pour avoir une image plus claire du rôle des facteurs nominaux et réels dans la production du chômage effectif, nous allons tracer dans un seul plan la série du chômage effectif **nu**, la série du chômage naturel **nun**(valeurs représentant la tendance de la régression estimée ci-dessus annexe 2) et la série du chômage ajusté **nua**(calculée à partir des techniques de l'ajustement des séries chronologiques avec fluctuation et tendance). Comme le montre le graphique ci-après



⁶ Les sorties sont celles du logiciel Stata

Conclusion

Une première réflexion s'impose :

- la variable de l'ajustement structurel a une influence significative sur la variation du chômage. Il s'agit donc d'une preuve que l'hypothèse du choc réel est vraie, c'est un argument en faveur de l'hypothèse que dans l'économie algérienne la restructuration a vraiment commencée. Effet négatif de celle-ci sur la variation du chômage ne devient consistant qu'à partir du quatrième trimestre ;
- Le salaire minimum réel a une influence significative positif sur la croissance du chômage (cinq trimestre après) ;
- L'inflation non anticipée a un effet négatif sur la croissance du chômage (un trimestre après) son effet devient non significative dès que s'éloignera dans le temps.

Les conclusions de cette analyse sont intéressante : si le facteur nominal n'a eu qu'un effet de réduction du chômage faible ($\pi < \pi^e$) au moment ou les réformes ont commencé, celle-ci devient plus significative à partir du 34 trimestre, c'est-à-dire à partir du moment ou les résultats engendrés par le programme de l'ajustement structurel commençaient à peser sur les décisions des agents économiques. Ainsi, la progression de la masse monétaire a crée à court terme un effet d'illusion sur les agents permettant une réduction du chômage.

Annexe 01

Source	SS	df	MS	Number of obs =	37
				F(28, 8)	= 5.80
Model	81.0135576	28	2.89334134	Prob > F	= 0.0071
Residual	3.99105564	8	.498881955	R-squared	= 0.9530
				Adj R-squared	= 0.7887
Total	85.0046132	36	2.36123926	Root MSE	= .70632
dnu	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]
dnulag	-.8857093	.1319943	-6.71	0.000	-1.190089 - .58133
dnu2lag	-.8467012	.1649655	-5.13	0.001	-1.227112 - .46629
dnu3lag	-.7533184	.1469607	-5.13	0.001	-1.09221 - .4144264
dnu4lag	-.5919349	.1316281	-4.50	0.002	-.8954699 - .2883999
dnu5lag	-.5755434	.1453725	-3.96	0.004	-.910773 - .2403138
dnu6lag	-.5220906	.1406613	-3.71	0.006	-.8464563 - .197725
dnu7lag	-.300079	.1061729	-2.83	0.022	-.5449142 - .0552438
dpalag	-.0487483	.0201372	-2.42	0.042	-.0951847 - .002312
dpa2lag	-.0218161	.0241551	-0.90	0.393	-.0775179 .0338856
dpa3lag	-.0390262	.0252059	-1.55	0.160	-.0971512 .0190988
dpa4lag	.6757064	.5261386	1.28	0.235	-.5375713 1.888984
dpa5lag	-2.004042	1.535661	-1.31	0.228	-5.545284 1.537199
dpa6lag	-.1236092	1.790071	-0.07	0.947	-4.251521 4.004302
dpa7lag	-.9851463	1.72048	-0.57	0.583	-4.952581 2.982288
smrl1lag	-.0005298	.010461	-0.05	0.961	-.024653 .0235933
smrl2lag	.0106142	.01082	0.98	0.355	-.0143368 .0355651
smrl3lag	-.0231303	.015583	-1.48	0.176	-.0590649 .0128042
smrl4lag	-.0359262	.0156316	-2.30	0.051	-.0719727 .0001204
smrl5lag	.0214369	.0191843	1.12	0.296	-.0228022 .065676
smrl6lag	-.0138124	.028647	-0.48	0.643	-.0798724 .0522476
smrl7lag	-.064633	.0227821	-2.84	0.022	-.1171686 - .0120974
diaslag	-.0009247	.000409	-2.26	0.054	-.0018678 .0000184
dias2lag	-.0008462	.0004461	-1.90	0.094	-.0018749 .0001826
dias3lag	-.0001215	.0003209	-0.38	0.715	-.0008615 .0006186
dias4lag	-.0009182	.0002176	-4.22	0.003	-.00142 - .0004164
dias5lag	-.0013716	.0002052	-6.68	0.000	-.0018448 - .0008984

dias6lag	-.0005293	.0002552	-2.07	0.072	-.0011178	.0000592
dias7lag	-.0019388	.0002677	-7.24	0.000	-.0025561	-.0013215
_cons	4.052869	.5757611	7.04	0.000	2.725161	5.380576

Annexe 2

Casewise Diagnostics

Case Number	Status	Std. Residual	NU	Predicted Value	Residual
1	M	,	,36	,	,
2	M	,	,14	,	,
3	M	,	,07	,	,
4	M	,	,04	,	,
5	M	,	,39	,	,
6	M	,	,16	,	,
7	M	,	,08	,	,
8		-,277	,05	,3745	-,3211
9		-,133	,23	,3888	-,1544
10		-,184	,09	,2999	-,2139
11		-,270	,06	,3729	-,3138
12		-,286	,05	,3861	-,3319
13		,298	,73	,3883	,3458
14		,403	,52	5,428E-02	,4680
15		,187	,38	,1583	,2167
16		,035	,27	,2315	4,111E-02
17		-,117	,15	,2819	-,1354
18		-,203	,11	,3439	-,2351
19		-,220	,11	,3624	-,2551
20		-,220	,11	,3631	-,2558
21		,067	,44	,3631	7,744E-02
22		-,003	,20	,1993	-2,9845E-03
23		-,195	,09	,3193	-,2264
24		-,276	,05	,3697	-,3206
25		-,349	-,01	,3913	-,4049
26		-,337	,03	,4221	-,3918
27		-,320	,03	,4005	-,3721
28		-,316	,03	,3952	-,3666
29		-1,727	-1,65	,3504	-2,0048
30		1,639	2,72	,8139	1,9024
31		-,176	-4,49	-4,2894	-,2041
32		4,114	7,40	2,6230	4,7766
33		2,917	,17	-3,2210	3,3863
34		-,245	,05	,3337	-,2841
35		-,307	,03	,3906	-,3565
36		-,316	,03	,3994	-,3673

37		-,393	-,06	,3989	-,4559
38		-,363	,02	,4441	-,4217
39		-,333	,02	,4037	-,3871
40		-,336	,02	,4076	-,3906
41		-,627	-,32	,4072	-,7284
42		-,412	,09	,5734	-,4785
43		-,349	-,04	,3689	-,4056
44		-,368	,00	,4327	-,4277

a Missing Case

b Dependent Variable: NU

Bibliographie

- Abraham-Frois, G et Larbre F., « La macroéconomie après Lucas : textes choisis », Economica, Paris, 1998.
- Adam C., ET Coe, D .T. « A system approach to estimating the natural rate of unemployment and potential output for the United States ». IMF Staff Papers, June 1990.
- Arthuis Patrick Muet Pierre Alain., « Théories du chômage », Economica, Paris, 1995
- Barro, R.J. (1977b), 'Long-Term Contracting, Sticky Prices and Monetary Policy', *Journal of Monetary Economics*, July.
- Beaud Michel et Dostaler Gilles., « La pensée économique depuis Lucas », édition du Seuil, Paris, 1993
- BESSE. P , « Pratique de la modélisation statistique » ; Publication du Laboratoire de statistique et de probabilité ; Université Paul Sabatier . Toulouse III, version 200
- Brian Snowdon et Howard R. Vane., « Modern Macroeconomics: Its Origins, Development and Current State », Edward Elgar Publishing Limited, Cheltenham, UK. , 2005
- Dévoluy M ., « Théories macroéconomiques, fondements et controverses », A. Colin, collection U, 1998,
- DOR.E. «Econométrie » ; coll., Synthex ; édition Pearson Education France ; Paris , 2003
- DOZ C., RABAULT G., SOBCZAK N « Décomposition tendance – cycle : estimation par des méthodes statistiques univariées », Economie et Prévision, n°120, 1994.
- Durand. A « Détermination d'une mesure de croissance potentielle pour le Luxembourg : application de la méthodologie des VAR

structurels » ; cellule de recherche en économie appliquée , document de travail n° 02-4

- Friedman, M. (1968a), 'The Role of Monetary Policy', *American Economic Review*, March.
- Friedman, M. (1968b), 'Money: Quantity Theory', in D. Sills (ed.), *The International Encyclopedia of the Social Sciences*, New York: Macmillan Free Press.
- Friedman, M. (1983), 'A Monetarist Reflects', *The Economist*, 4 June.
- Hargreaves Heap, « La nouvelle macroéconomie keynésienne » ; trad. FR A. Collin , collection U 1998
- Hénin. P.Y., Jobert.T., « La persistance du chômage, caractérisation et mesure », Rapport d'Etude pour le Commissariat au plan, Convention n°18, 1990, document n°2
- Hodrick, K R.J. et Prescott E.C.. « . Postwar U.S. Business Cycles : An,Empirical Investigation. » *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1-16. 1997
- King R., Rebelo S., « Low frequency filtering and real business cycles », *Journal of Economic Dynamics and Control* n°17. 1993
- Lilien, D.M. (1982), 'Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment', *Journal of Political Economy*, August
- Lucas, R.E. Jr (1972b), 'Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis', in O. Eckstein (ed.)
- Mantoussé Marc et autres. « Macroéconomie », Bréal, Paris, 1999
- Phelps Edmund., « Nouvelle microéconomie de l'inflation et de la théorie de l'emploi » 1969
- Phelps Edmund, , « Past and prospective causes of high Unemployment »: comments for the economic symposium, Federal Reserve Bank of Kansas, Wyoming, august 25-27. 1994
- Phelps Edmund S., « Seven schools thought », 2ème éd / Oxford University Press / 1990
- Phelps, E.S. (1967), 'Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time', *Economica*, August.
- Phelps, E.S. (1968), 'Money Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium',
- *Journal of Political Economy*, August
- PORET P. « Les salaires dans les grand pas de l'OCDE au cours des années quatre vingt », *Economie et Statistiques* n°235 septembre. 1990
- Sims, « Macroeconomics and reality » ; *Econometrica* n° 48 , 1980.