Une monnaie unique pour les pays du Maghreb Arabe, c'est possible ?

Dr BOUSSAFI Kamel

Maitre de conférences, à l'Ecole Supérieure de Commerce d'Alger, membre du laboratoire.

M. REBBAI Manaa

Chargé de Cours à l'Ecole Supérieure de Commerce d'Alger, membre du laboratoire.

Résumé:

L'évaluation du degré de rapprochement structurel des pays maghrébins est une première étape essentielle pour prévoir l'ampleur des éventuelles politiques nationales à mettre en œuvre face aux chocs de politique monétaire unique.

L'objectif de ce papier est précisément d'aborder cette question de la convergence réelle en prenant la relation de Gordon comme indicateur de la dispersion des économies maghrébines. Nous mesurons d'abord les coefficients de Gordon dans trois pays du Maghreb arabe à savoir (l'Algérie le Maroc et la Tunisie) faute de données pour les autres.

Ensuite, nous simulons l'impact d'une politique monétaire unique sur les de chômage conjoncturels nationaux à travers ses effets sur utilisant l'output gap et en coefficients de Gordon déjà estimés.Les résultats mettent en évidence des coefficients de Gordon différents selon les pays avec une lente convergence de la sensibilité du chômage conjoncturel l'activité aux fluctuations de économiaue.

Les simulations présentées montrent que si une politique monétaire unique, est engagée dès 2001, aurait quand même pu limiter les effets asymétriques. Toutefois, l'interprétation de ce type de simulations est par nature très délicate et de tels résultats ne font qu'apporter quelques éléments supplémentaires au débat et doivent être relativisés.

1-Intoduction

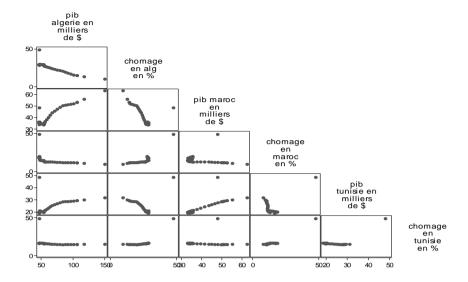
L'objectif de ce papier est d'aborder la question de la convergence réelle des pays du Maghreb Arabe en prenant la relation de Gordon comme indicateur de dispersion. Cette relation mesure en fait la sensibilité du chômage à une modification de l'output gap. Or, cette variable qui devrait être suivie par les autorités monétaires dans le cadre politique monétaire commune entre les pays du Maghreb arabe au sein de l'UMA. Elle est d'ailleurs fréquemment introduite dans l'estimation des fonctions de réactions des autorités monétaires de l'Union Européenne au travers notamment de la règle de Taylor. Dès lors, cette relation apparaît comme un indicateur pertinent pour mesurer la dispersion entre les pays de l'UMA et faire le point sur cette convergence réelle en essayant d'appréhender quels peuvent être, dans les structures actuelles, les effets asymétriques d'une politique monétaire unique.

Beaucoup de travaux ont cherché à mesurer cette relation sur données américaines (Gordon (1984)) ou sur les pays de l'OCDE (Lee(2000)).

La première section vise à mesurer les coefficients de Gordon dynamiques augmentés dans les principaux pays du Maghreb Arabe (Algérie, Maroc, Tunisie) faute de données pour la Lybie et la Mauritanie et à examiner leur évolution. Ceci doit permettre de savoir dans quelle mesure la préparation des économies maghrébine à la monnaie unique s'est ou non accompagnée d'une convergence de ces coefficients. Dans la seconde section, les simulations reproduisent l'impact d'une politique monétaire unique sur les taux de chômage conjoncturels nationaux à travers ses effets sur l'output gap et en utilisant les coefficients de Gordon estimés précédemment. Nous cherchons ainsi à mesurer la convergence des degrés de sensibilité du taux de conjoncturel des économies nationales aux mesures de régulation monétaire.

2- La relation de Gordon augmentée

Avant de calculer les coefficients de Gordon, nous pouvons dés lors avoir une idée sur les formes de corrélation qui existent entre les indicateurs par pays et entre les pays comme le montre la matrice de corrélation suivante :



L'introduction de variables explicatives décalées dans la relation standard permet d'obtenir une relation dynamique. Le coefficient de Gordon augmenté peut être estimé à partir de la méthode suivante R. J. Gordon (1984):

$$U_{t}^{c} = \sum_{i=1}^{k} b_{t-i} U_{t-i}^{c} + \sum_{i=0}^{k} c_{t-i} Y_{t-i}^{c} + \varepsilon_{t}$$

Il s'agit tout d'abord d'estimer le modèle suivant pour mesurer les effets retardés de la croissance de la production sur le taux de chômage.

$$U_t^c = U_t - U_t^T$$
 et $Y_t^c = \ln Y_t - \ln Y_t^T$

Avec.

 Y_t^T et U_t^T le PIB tendanciel et le taux de chômage tendanciel.

Nous estimons ensuite l'impact de l'évolution de Y_t^c et U_t^c à moyen terme :

$$lpha_{_{MT}} = rac{\displaystyle\sum_{i=0}^{2} c_{_{t-i}}}{1 - \displaystyle\sum_{i=1}^{1} b_{_{t-i}}}$$

Une monnaie unique pour les pays du Maghreb Arabe, c'est possible?

Les retards introduits permettent de supprimer l'auto corrélation des résidus. Le nombre de retards (k) est déterminé à partir des critères usuels (AIC, BIC, Ljung Box).

Le tableau 1 ci-dessous propose les 1 du coefficient de Gordon augmenté sur l'ensemble de la période allant de 1996 à 2005 et sur souspériodes :

Tableau I : Coefficients de Gordon augmenté (Périodes trimestrielles)					
$lpha_{ m MT}$	K	1996 - 2005	1996 - 2000	2001 - 1995	
Algérie	8	0,66	0,66	0,81	
Maroc	4	-0,92	-0,72	-1,04	
Tunisie	4	1,28	1,26	0,91	

Les résultats sur l'ensemble de la période montrent que les coefficients de long terme sont élevés en valeur absolue. De plus, nous retrouvons une forte relation inverse seulement pour le cas marocain entre la composante conjoncturelle du chômage et de la production. Ce qui signifie que le Maroc est le pays qui réagit le plus à l'activité réelle. Cette estimation stipule que, pour ce dernier, suite à une réduction d'un point de l'output gap, le taux de chômage conjoncturel serait réduit de plus de moitié dans ce pays. Par ailleurs, les coefficients mesurés sur sous périodes sont particulièrement différents : ils sont instables dans le temps.

Le coefficient en valeur positive, signifie que, suite à une hausse de l'activité, le taux de chômage augmente. Un tel résultat est déjà relevé par Blanchard (1989) qui y voit l'impact de chocs temporaires d'offre qui peuvent affecter la production en laissant le chômage inchangé, voire influencer ces deux variables dans le même sens.

Ce constat nous amène à préciser ces différences de sensibilité. Dans cette optique, nous représentons l'évolution temporelle du coefficient de Gordon augmenté dans chaque pays. Pour illustrer cela, nous réalisons des estimations glissantes sur des périodes de 5 ans de 1996 à 2005.

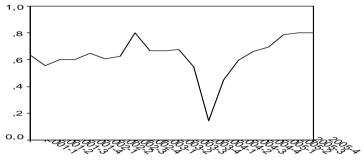
La première estimation correspond à la période 1996 :1 –2001 :1 et le coefficient obtenu est reporté graphiquement pour la date 2001 :1. La seconde estimation est celle allant de 1996 :2 à 2001 :2 et le résultat est noté en 2001:2....Les estimations glissantes nous permettent d'obtenir l'évolution du coefficient de Gordon à moyen terme.

Tableau II : Evolution du Coefficients de Gordon augmenté					
	Algérie	Maroc	Tunisie		
2001-1	0,634	-0,765	1,248		
2001-2	0,558	-0,788	1,182		
2001-3	0,603	-0,799	1,092		
2001-4	0,602	-0,844	1,100		
2002-1	0,648	-0,870	1,525		
2002-2	0,605	-0,896	1,312		
2002-3	0,623	-1,047	1,725		
2002-4	0,802	-1,344	2,756		
2003-1	0,666	-2,151	2,650		
2003-2	0,665	-10,847	1,821		
2003-3	0,678	-4,796	1,694		
2003-4	0,548	1,057	1,670		
2004-1	0,145	-1,803	1,512		
2004-2	0,451	-1,420	1,290		
2004-3	0,597	-1,213	1,110		
2004-4	0,661	-1,073	0,978		
2005-1	0,696	-1,023	0,890		
2005-2	0,789	-1,048	0,804		
2005-3	0,799	-1,023	0,794		
2005-4	0,800	-1,028	0,879		

Le coefficient de Gordon semble converger excepté la période (1998-2003), vers une fourchette [-0,7; -1,8], c'est-à-dire à un niveau assez élevé. La composante conjoncturelle du taux de chômage est ainsi plus sensible à l'activité réelle conjoncturelle au Maroc. Par contre, pour les deux autres pays l'évolution dans le même sens entre l'activité et le chômage conjoncturel semble aussi se confirmer, ce qui veut dire, que

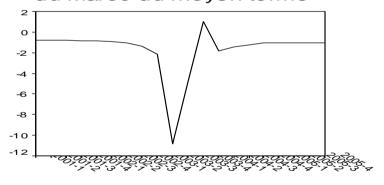
pour l'Algérie et la Tunisie l'évolution positive du produit réelle n'affecte en rien le taux de chômage¹.

Evolution duCoef de Gordon Augm de l'Algérie du moyen terme



т

Evolution duCoef de Gordon Augm du Maroc du moyen terme

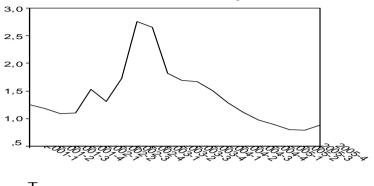


Т

Une monnaie unique pour les pays du Maghreb Arabe, c'est possible ?

¹ Ces chocs d'offre seraient négligés dans la littérature relative à la nouvelle macroéconomie keynésienne qui interprète tout choc comme un choc de demande.

Evolution duCoef de Gordon Augm de la Tunisie du moyen terme



3-Comparaison des impacts nationaux d'une politique monétaire unique

Cette seconde section vise à étudier dans quelle mesure une politique monétaire unique aurait accentué ou diminué les divergences existantes en terme de variations du chômage.

Nous supposons ici que les trois pays maghrébins ont formé une Union monétaire sur la période 2001-2005¹. L'impact d'un choc monétaire unique est alors évalué à partir de simulations contre factuelles de modèle simple, sur la période 2001-2005.

Ces simulations reproduisent les résultats qui auraient pu être obtenus par une politique monétaire unique en utilisant un taux d'augmentation de la masse monétaire comme instrument. L'objectif est ici est de comparer les conséquences macroéconomiques d'un choc monétaire commun.

L'objectif final que cherche cette politique monétaire commune à atteindre est de diminuer le taux de chômage considérablement en suivant une norme de croissance de l'agrégat monétaire (M1+ M3) de l'ordre de 1,5 % par trimestre.

Une monnaie unique pour les pays du Maghreb Arabe, c'est possible?

¹ Une telle méthode a été utilisée par Durand et Payelle (2000)

Pour ce faire la Banque centrale maghrébine doit surveiller, un ensemble d'indicateurs économiques à court terme parmi lesquels l'output gap et l'inflation jouent un rôle particulier.

L'analyse consiste en premier lieu à supposer que les autorités monétaires manipulent la masse monétaire dans l'union maghrébine en fonction de l'état de l'économie de l'union caractérisé par, l'écart d'inflation agrégé, l'écart de croissance de la même masse monétaire agrégé dans les périodes précédentes ainsi que l'output gap agrégé (voir en annexe I) la méthode de calcule des indicateurs agrégés¹. Les résultats figurent dans le tableau (annexe II) les coefficients ont bien le signe attendu seulement ne sont pas significatifs. Car, les variables qui expliquent les variations de la masse monétaire se limitent seulement à l'évolution de la masse monétaire dans les périodes précédentes.

Aussi, comme le montre le tableau III suivant, la variation de la masse monétaire n'explique en rien la variation de l'activité conjoncturelle au sein de l'union représentée ici par l'écart du PIB agrégé par rapport à la tendance.

Ceci nous fait déduire que la politique monétaire exercée par la variation de la masse monétaire par le biais d'une monnaie unique dans la conjoncture actuelle n'aura aucun effet sur l'activité économique.

Source	SS df	MS	Number of obs =	38
			F(3, 34)	= 54.15
Model	.00842803	8 3 .002809346	Prob > F	= 0.0000
Residual	.00176381	9 34 .000051877	R-squared	= 0.8269
			Adj R-squared	= 0.8117
Total	.01019185	7 37 .000275456	Root MSE	= .0072
var_gdpag	Coef.	Std. Err. t	P>t [95% Conf.	Interval]
var_gdpag1~g	.885286	.0720855 12.28	0.000 .7387905	1.031781
inflmag1lag	.0000851	.0012069 0.07	0.9440023676	.0025378
vmagrmag1lag	.0332458	.0368583 0.90	0.3730416594	.1081509
_cons	.0029122	.001722 1.69	0.1000005874	.0064119

¹ Cette méthode a bien sûr ses limites. La construction d'une union monétaire fictive nous permet cependant d'évaluer ensuite les effets d'un choc monétaire commun sur longue période.

De plus, cette spécification respecte bien la non autocorrélation, l'homocédasticité ainsi que la normalité des résidus. Le test d'erreur de spécification mis en œuvre (test reset) indique que tout se passe comme si la fonction de réaction était bien spécifiée.

Une monnaie unique pour les pays du Maghreb Arabe, c'est possible?

K. BOUSSAFI- M. REBBAI

66

-

Tableau III	Tabl	leau	III	:
-------------	------	------	-----	---

	Dickey-F	Number of obs			
	Interpolated Dickey-Fuller				
	Test	Test 1% Critical 5% Critical			
	Statistic	Value	Value	Value	
Z(t) 2.614	-1.61	9 -3.66	2 -2.964	-	
	* MacKinnon approximate p-value for $Z(t) = 0.4734$				

Portmanteau test	for white	no	ise
Portmanteau (Q)	statistic	=	122.5242
Prob > chi2(17)		=	0.0000

Il reste à savoir par un jeu de simulation si de l'output gap conjoncturel au niveau de l'union représenté par le résidu $Y_t^{c,sim}$ (résultat de l'estimation du tableau...), aura un effet sur le chômage conjoncturel simulé?

La technique de simulations contre factuelle a été utilisée par McCallum dans ses travaux sur les règles monétaires et a été reprise notamment par Durand et Payelle (2000).

Nous en déduisons alors les séries simulées du taux de chômage conjoncturel $U_t^{c,sim}$ dans chaque pays à partir de la formule suivante :

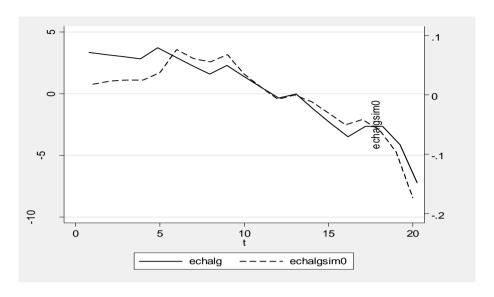
$$U_{t}^{c,sim} = \hat{\alpha} Y_{t}^{c,sim}$$

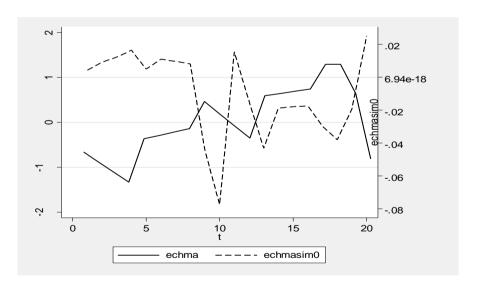
Les graphiques suivants représentent les évolutions effectives et simulées du taux de chômage conjoncturel dans les trois pays du Maghreb arabe.

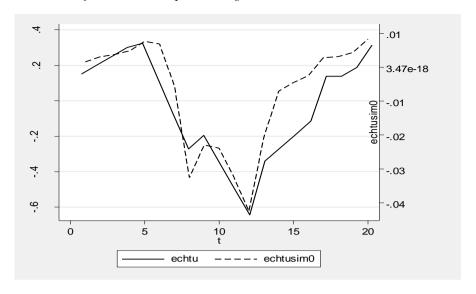
Echalg, Echma et Echtu représentent l'écart à la tendance respectif du taux de chômage constaté d'Algérie du Maroc et de la Tunisie.

Echalgsim Echmasim et Echtusim représentent l'écart à la tendance respectif du taux de chômage simulé d'Algérie du Maroc et de la Tunisie

l'écart à la tendance du taux de chômage d'Algérie simulé t, période trimestrielle de 2001 :1 à 2005 :4







Globalement, il semble que les coûts en termes de taux de chômage conjoncturel soient amoindris dans l'ensemble des pays concernés, particulièrement sur la dernière décennie. Ceci est confirmé par les mesures de l'écart-type du chômage conjoncturel, constaté et simulé, qui sont reportées dans le tableau IV.et qui montre que l'écart par rapport à la tendance est pratiquement divisé par cent pour l'Algérie et par dix pour le Maroc et la Tunisie. Il apparaît qu'une politique monétaire unique aurait conduit dans tous les cas à une variabilité moins forte du chômage conjoncturel dans chaque pays.

Tableau IV

Ecart type du chômage conjoncturel 2001-2005

	Constaté	Simulé
Algérie	3,0708	0,0609
Maroc	0,7644	0,0265
Tunisie	0,2909	0,0158

Conclusion

Quoi qu'il en soit, l'UMA est encore loin d'une réponse homogène de ses différentes économies à une variation de l'activité économique. En ce sens, la question du phasage conjoncturel reste à préciser.

Les simulations présentées montrent que si une politique monétaire unique, est engagée dès 2001, aurait quand même pu limiter les effets asymétriques. Toutefois, l'interprétation de ce type de simulations est par nature très délicate et de tels résultats ne font qu'apporter quelques éléments supplémentaires au débat et doivent être relativisés

BIBLIOGRAPHIE:

- 1. BLANCHARD O.J. (1989), "A Traditional interpretation of macroeconomic fluctuations", The American Economic Review, vol.79, n°5, December, 1146-1164.
- 2. DURAND J.-J., PAYELLE N. (2000), "Taux d'intérêt ou monnaie de base : quel instrument pour les banques centrales ?", 17èmes Journées Internationales d'Economie Monétaire et Bancaire, Lisbonne,7-9 juin.
- 3. GORDON R.J. (1984),"Unemployment and potential output in the 1980's", Brookings Papers on Economic Activity, 15, 537-564.
- 4. HUCHET M. (2003), "Does single monetary policy have asymmetric real effects in EMU?", Journal of policy modeling, 25, 151-178.
- 5. LEE J. (2000), "The robustness of Okun's Law: Evidence from OECD countries", Journal of Macroeconomics, vol. 22, n° 2, 331-356.
- 6. TAVERA C. (1999) La convergence des économies européennes, étude coordonnée,
 - 7. Economica, 294 pages.
 - 8. <u>www.ons.dz</u>
 - 9. www.statistiques-mondiales.com
 - 10. www.bkam.ma
 - 11. www.bct.gov.tn

ANNEXE I

Les séries de taux de chômage et de PIB réel sont issues de laborstat et du FMI sur la période 1996 -2005. Pour les transformer en données trimestrielles nous avons utilisé la méthode de l'interpolation linéaire suivante :

Revue des Reformes Economiques et Intégration en Economie Mondiale, ESC, n°5/2008

$$X_{t+1}^i = \left\lceil \left(\left(\frac{X_{t+1}}{X_t} \right)^{*(1/4)} \right)^{*i} \right\rceil * X_t$$

En supposons que la croissance de la valeur de la variable d'un trimestre à l'autre est constante.

Quelques valeurs manquantes de la variable chômage pour la Tunisie et le Maroc on été prise de la revue perspective (voir le site http://perspective.usherbrooke.ca/)

Les données sur la masse monétaire sont collectées des bases de données des Banques centrales d'Algérie, du Maroc et de la Tunisie.

Pour les rendre homogènes nous les avons converti en ppp exprimé en \$.

A partir des séries nationales, nous construisons des séries maghrébines agrégées. Par ailleurs, nous avons supposé que seulement trois pays appartiennent à la zone UMA pour des problèmes de disponibilité des données.

Nous supposons une Union composée de n pays, i =1,...,n et nous en déduisons le PIB réel total de l'union en milliards de \$ (PIBA) comme étant la somme des PIB réels en milliards de \$ de ces n pays :

$$PIB^A = \sum_{i=1}^n PIB$$

Nous calculons le poids du PIB de chaque pays i dans le PIB réel total de l'union :

$$p_i = \frac{PIB_i}{\sum PIB_i} \quad \text{avec} \quad \sum_{i=1}^n p_i = 1$$

Nous pouvons alors reconstruire les séries agrégées de la croissance du PIB, de l'inflation et de la croissance de la masse monétaire de la façon suivante :

$$\Delta pib^{A} = \sum p_{i} \Delta pib_{i}$$

$$\inf^{A} = \sum p_{i} \inf_{i}$$
$$\Delta m^{A} = \sum p_{i} \Delta m_{i}$$

Une monnaie unique pour les pays du Maghreb Arabe, c'est possible?

Ou $pib^A ti^A m^A$ représentent respectivement le PIB (en log) agrégé en milliards

De \$, le taux d'inflation agrégé et la masse monétaire agrégée en log en milliards de \$. Ces variables précédées d'un Δ représentent ces mêmes variables en taux de croissance.

ANNEXE II

Résultat de la régression multiple de la variable m^A en fonction des variables explicatives $pib^A ti^A$ retardées de 5 trimestres (soit une année)

			Number of
Source	SS df	MS	obs = 34
			F(14, 19) = 17.81
Model	.031403316	14 .002243094	Prob > F = 0.0000
Residual	.002393245	19 .00012596	R-squared $= 0.9292$
			Adj R-
			squared $= 0.8770$
Total	.033796561	33 .001024138	Root MSE $= .01122$
			P>t [95%
vmagrmag	Coef.	Std. Err. t	Conf. Interval]
		.3898986	0.789 -
var_gdpag2~g	.1056456	0.27	.7104216 .9217128
		.3768965	0.862 -
var_gdpag3~g	.0663946	0.18	.7224587 .855248
			0.816 -
var_gdpag4~g	0875953	0.24	.8666699 .6914794
		.3149512	0.122 -
var_gdpag1~g	.5102651	1.62	.1489354 1.169466
			0.155 -
inflmag1lag	0107249	1.48	.0258828 .0044331
		.0102302	0.744 -
inflmag2lag	.0033878	0.33	.0180243 .0247998
			0.839 -
inflmag3lag	0016678	.008118 -0.21	.018659 .0153233
inflmag4lag	(dropped)		
vmagrmag1lag	.7157321	.1007335	0.000 .9265697

Une monnaie unique pour les pays du Maghreb Arabe, c'est possible ?

		7.11	.5048945	
			0.001	-
vmagrmag2lag	2818675	.069754 -4.04	.4278642	1358707
			0.001	-
vmagrmag3lag	2946751	.070896 -4.16	.4430621	1462881
		.0760554	0.000	
vmagrmag4lag	.696076	9.15	.5368901	.8552619
			0.000	-
vmagrmaglag	9684219	.108486 -8.93	1.195486	7413581
		.2796242 -	0.857	-
var_gdpag5~g	0510813	0.18	.6363415	.5341789
		.0032298 -	0.992	-
inflmag5lag	0000341	0.01	.0067941	.0067259
		.0074513 -	0.130	-
_cons	0117819	1.58	.0273776	.0038138