
L'économetrie des series macroeconomiques et financieres de la Republique de Moldova

Prof. dr. Ion PÂRȚACHI
ASE Chișinău

Sommaire

Dans cet article, basé sur les données mensuelles pour les années 1995-2010 on examinera l'effet de divers agrégats monétaires sur l'indice du prix de consommation en Moldavie. La croissance de l'inflation en Moldavie est causée par de graves (d'impressionnants), afflux de fonds de l'étranger. A l'aide de l'analyse de cointégration et du modèle vectoriel à mécanisme de correction de l'équilibre seront étudiés les aspects à long et à court terme de la relation entre la croissance de la masse monétaire et la hausse des prix. On étudiera également la possibilité d'utiliser le modèle de correction de l'équilibre pour prédire le niveau de l'inflation dans la mise en œuvre de la politique monétaire.

Bien que l'économie moldave et en forte croissance, dans les dernières années (croissance moyenne du PIB de 4-6% par an), cette croissance a été incapable de soulever l'économie au niveau des années'90. On estime que, au début de 2010, le volume du PIB n'était que de 49% du niveau enregistré au début de la période de la *Perestroïka*. Une inflation élevée ne permet pas à l'économie de développer des perspectives à long terme. Il est difficile d'enrayer la hausse des prix provoquée par les flux des revenus des citoyens moldaves travaillant à l'étranger. Selon les données des cinq dernières années, l'envoi de fonds des Moldaves travaillant à l'étranger a contribué à la reprise économique. En 2009, leur volume a atteint un quart (3,78%) du PIB selon les chiffres officiels, et encore plus selon les informations non officielles. Les transferts ont également contribué à accroître les revenus, qui ont conduit à une augmentation du volume du commerce en détail (8,1% en termes réels en

janvier-septembre 2010) et de la consommation privée. Tous ces facteurs ont entraîné une explosion de la consommation.

Analyse théorique. Hypothèses à priori.

Notre analyse empirique est fondé sur les hypothèses théoriques suivantes : il y a un équilibre du niveau du prix pour lequel la demande et l'offre monétaires sont égales.

La cointégration entre P_t et M_t suppose la présence de la causalité et l'existence du modèle correspondant au mécanisme de correction de l'équilibre ([1], pag. 290; [3], pag. 273; [4], pag. 283). Ce fait ne permet pas, dans les limites de l'analyse de cointégration, de mettre en évidence une relation de longue durée entre les indicateurs monétaires et l'indice des prix de consommation. Ainsi, le modèle théorique $P_t - f(M_t) = \varepsilon_t$ peut être apprécié à l'aide de l'autoregression vectorielle cointégrée, nous permettant de tenir compte de l'existence de la relation de longue durée entre les indicateurs analysés et de découvrir la dynamique à court terme entre ces indicateurs et le mécanisme de correction de l'équilibre.

On peut analyser le système suivant pour les variables P_t et M_t :

$$P_t = \alpha_{11}M_t + \alpha_{12}P_{t-1} + \alpha_{13}M_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$M_t = \alpha_{21}P_t + \alpha_{22}M_{t-1} + \alpha_{23}P_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

L'exogénéité des variables est d'une grande importance pour le système proposé. Le type d'exogénéité de la variable dépend des valeurs des paramètres de l'équation.

Le contrôle empirique de l'hypothèse sur la nature monétaire de l'inflation consiste à tester la causalité de longue durée selon Granger ([3], pag. 292). Dans le cas où $\alpha_{13} \neq 0$, on a une causalité à court terme selon Granger. Si $\alpha_{11} \neq 0$, $\alpha_{13} \neq 0$, l'argent influence les prix aussi à court, qu'à long terme.

La caractéristique des données utilisées.

Dans cet article nous utilisons les variables suivantes (sans correction de saisonnalité):

CPI – l'indice des prix de consommation;

M0 – l'argent en circulation;

DEPF – les dépôts en devise étrangère;

TDEP – les dépôts à vue en lei;

CDEP – les dépôts à terme en lei;

M2 (M1 + les dépôts à vue en titres en lei moldaves).

L'analyse se réalise en base des données mensuelles sur la période 1995- 2004. Les séries temporelles utilisées sont présentées sous forme logarithmique (logarithmes naturels) : $\ln\text{CPI}$, $\ln\text{M0}$, $\ln\text{M2}$, ... – les niveaux logarithmiques des variables, et $\Delta\ln\text{CPI}=\ln\text{CPI}_t - \ln\text{CPI}_{t-1}$, $\Delta\ln\text{M0}$, ... – les différences premières logarithmiques des variables, représentant les approximations des rythmes de croissance.

Pour caractériser le niveau de liaison entre les variables nous utilisons le coefficient paire de corrélation.

Une valeur élevée de ce coefficient peut être déterminée par une forte liaison entre les variables étudiées, l'existence d'une troisième variable ayant une influence plus grande sur les deux premières ou l'existence d'un trend croissant causant une forte corrélation [2].

Après la transformation, la dynamique les indicateurs analysés est caractérisée par une variation permanente par rapport à la moyenne, fait permettant supposer la stationarité des séries étudiées (ces variations se remarquent seulement aux 3^{ième} et 4^{ième} trimestre 1998).

L'analyse de la causalité.

L'analyse de la regression et de la corrélation permet de déterminer la valeur quantitative des liaisons de facteurs qui influencent le niveau des prix. Elle ne permet pas de déterminer la direction des relations causales recherchées.

Le test Granger est très sensible par rapport au nombre des retards (lags) m dans l'équation de regression, pour cela c'est rationnel de réaliser ce test pour différentes valeurs du paramètre m .

Le test Granger pour la dépendance de causalité

Tab.1

m=2	m=3	m=4	m=5	m=6
LnDepfor →LnCPI	LnDepfor→LnCPI*	LnDepfor→LnCPI*	LnDepfor→LnCPI*	LnDepfor→LnCPI*
LNDepfor→LnH	LnDepfor→LnH	LnDepfor →LnH	LnDepfor→LnH	LnDepfor→LnH
LnDepfor LnM0	LnDepfor→LnM0	LnDepfor→LnM0	LnDepfor→LnM0	LnDepfor→LnM0
LnDepfor→LnM1	LnDepfor→LnM1	LnDepfor→LnM1	LnDepfor→LnM1	LnDepfor→LnM1
LnDepfor→LnM2	LnDepfor→LnM2	LnDepfor→LnM2	LnDepfor→LnM2*	LnDepfor→LnM2
LnH→LnCPI	LnH→LnCPI	LnH et LnCPI (il n'y a pas de liaison)	LnH et LnCPI (il n'y a pas de liaison)	LnH et LnCPI (il n'y a pas de liaison)
LnH→LnM0	LnH→LnM0 (il n'y a pas de liaison)	LnH→LnM0	LnH→LnM0	LnH et LnM0(il n'y a pas de liaison)
LnH→LnM1	LnH→LnM1 (il n'y a pas de liaison)	LnH→LnM1	LnH→LnM1	LnH→LnM1
LnH si LnM2 (il n'y a pas de liaison)	LnH→LnM2 (il n'y a pas de liaison)	LnH→LnM2	LnH→LnM2 (il n'y a pas de liaison)	LnH→LnM2 (il n'y a pas de liaison)
LnM1→LnM2	LnM1 et LnM2 (il n'y a pas de liaison)	LnM1 et LnM2 (il n'y a pas de liaison)	LnM2→LnM1	LnM2→LnM1*
LnM0→LnCPI (il n'y a pas de liaison)	LnM0→LnCPI (il n'y a pas de liaison)	LnM0 et LnCPI (il n'y a pas de liaison)	LnM0 si LnCPI (il n'y a pas de liaison)	LnM0 et LnCPI (il n'y a pas de liaison)
LnM2→LnM0	LnM2→LnM0	LnM0 et LnM1 (il n'y a pas de liaison)	LnM2 et LnM0 (il n'y a pas de liaison)	LnM2 et LnM0 (il n'y a pas de liaison)
LnM1 et LnCPI (il n'y a pas de liaison)	LnM1 et LnCPI (il n'y a pas de liaison)	LnCPI→LnM1	LnCPI→LnM1	LnCPI→LnM1
LnM2 et LnCPI lipsa legaturii	LnM2 et LnCPI lipsa legaturii	LnCPI→LnM2*	LnCPI→LnM2	LnCPI→LnM2
LnM2→LnM1	LnM2→LnM1	LnM1 et LnM2 (il n'y a pas de liaison)	LnM1 et LnM2 (il n'y a pas de liaison)	LnM1→LnM2

* - level of significance 0.1

Selon le tab.1 on peut conclure que : La modification de l'indicateur monétaire M0, ayant lieu dans le passé, n'a pas d'influence sur l'indice des prix de consommation, c'est-à-dire le croissance de la quantité de l'argent dans la circulation est absorbée par le rythme croissant de l'inflation. Ainsi, en 2004 la croissance en moyenne du CPI était 12,5%, et en 2000 – 31%. Les

indicateurs M2 et CPI sont dans une interdépendance dynamique (à partir du quatrième mois). Cela reflète le fait que le CPI croissant influence la croissance de M2, mais, en même temps, la croissance des dépôts en devise étrangère et les dépôts à vue en lei ont aussi une influence sur la croissance du CPI.

L'analyse de la cointégration.

L'analyse régressionnelle de cointégration ne permet pas de déterminer les caractéristiques qualitatives des facteurs qui influencent le niveau des prix. Mais, pour obtenir des valeurs non-biaisées des coefficients dans le modèle il faut utiliser en qualité des données initiales des séries temporelles stationnaires (stables).

Déjà, l'analyse visuelle permet de faire certaines conclusions sur l'instabilité / la non-stationnarité des variables. Elles sont instables, ont une dynamique assez compliquée, et possèdent des soi-disants sursauts (valeurs brusquement accentuées). Une des causes de la formation de ces sursauts est la croissance brusque des prix et du cours de change, issue de la crise financière russe d'août 1998.

Nous vérifions l'hypothèse de l'instabilité des données, en utilisant certaines méthodes économétriques.

D'abord, nous faisons et analysons les graphes d'autocorrélation (la corrélogramme) et la fonction d'autocorrélation pour la série chronologique.

Les coefficients dans la corrélogramme et dans la fonction d'autocorrélation dans le cas d'une série stationnaire doivent décroître rapidement avec la croissance t après les premières valeurs [1]. Les séries chronologiques analysées ne sont pas stationnaires, et leurs différences premières peuvent être attribuées aux stationnaires.

La deuxième méthode de vérification de la stationnarité est le test de présence de racine unitaire – le test Dickey-Fuller (DF) et le test Dickey-Fuller Augmenté (ADF) (2), le deuxième étant plus puissant ([2], pag. 28-32; [3], pag. 148-149; [5], pag. 250).

En utilisant le test ADF, nous obtenons les résultats suivants (voir tab.2).

D'après le test ADF à peu près tous les niveaux des variables étudiées sont non-stationnaires. Il y a des doutes concernant les différences premières de la variable $\ln M2$ – d'après le test F3 elle est stationnaire, mais d'après les autres tests elle est non-stationnaire.

Le passage aux premières différences logarithmiques nous donne des résultats identiques, ce qui est montré par le fait que les différences premières logarithmiques assurent la stationnarité des variables. Les séries

sont intégrées en premier degré, I(1). Ces variables peuvent être cointégrées, mais le déplacement structurelle dans la dynamique de ces variables rend l'application du test ADF assez problématique.

**Les résultats des tests ADF en présence
de la racine unitaire et de la stationnarité**

Tab.2

Les variables	Le test ADF*		
	L'intercept (le test F ₁)	Le trend et l'intercept (le test F ₂)	Le test F ₃
LnCPI	-6.4990	-6.4424	0.2225
LnH	-1.2707	-2.8522	4.0136
LnM0	-1.3739	-3.6930	4.4250
LnM1	-1.5010	-2.8759	4.6974
LnDepfor	-13.7737	-13.9316	-11.6999
LnM2	-1.0749	-1.5947	6.1808
d(LnCPI)	-10.1346	-10.1288	-10.1574
d(ln H)	-14.9427	-14.9770	-13.5754
d(LnM0)	-14.5513	-14.5889	-2.3447
d(ln(M1))	-14.0067	-14.0741	-2.3992
d(ln(Depfor))	-13.7737	-13.9316	-11.6999
d(ln(M2))	-11.8709	-11.8873	-3.6508
Le suil de signification	Les significations critiques		
5%	-2, 8865	-3, 4481	-1, 9428

Pour contrôler la cointégration des variables nous analysons le test Johansen ([4], pag. 292).

L'analyse de la cointégration des liaisons avec chaque indicateur à part est conditionnée par une dynamique différente de la structure des retards / lags. La longueur optimale de la variable lag est déterminée selon le critère Akaike.

Le test Johansen : les variables lnCPI et lnDEPF

Tab.3

Le test à la présence de la cointégration						
L'hypothèse nulle H_0	La valeur propre	λ_{trace}	P-valeur, 95%	La valeur propre	λ_{max}	P-valeur, 95%
Lag = 3, la constant en VAR						
$r=0$	0, 178	28, 003	0, 003	0, 178	22, 721	0, 003
$r \leq 1$	0, 044	5, 281	0, 254	0, 044	5, 281	0, 254

Les coefficients standards de l'équation de cointégration			
	β		α
LNCPI	1, 000	-0, 365	-0, 026
DLNDEPF	-0, 392	1, 000	-0, 182

Le test Johansen : les variables lnCPI et lnTDEP

Le test à la présence de la cointégration						
L'hypothèse nulle, H_0	La valeur propre	λ_{trace}	P-valeur, 95%	La valeur propre	λ_{max}	P-valeur, 95%
Lag = 3, la constanta en VAR						
$r=0$	0, 239	35, 487	0, 000	0, 239	31, 620	0, 000
$r \leq 1$	0, 033	3, 867	0, 432	0, 033	3, 867	0, 432

Les coefficients standards de l'équation de cointégration			
	β		α
LNCPI	1, 000	-0, 663	0, 014
DLNTEP	-0. 315	1, 000	0, 0. 25

Dans tous les tests réalisées, l'hypothèse concernant l'existence d'un vecteur cointégré ne peut pas être rejetée au seuil de significaton de 5%. Les coefficients de la relation inverse α , aussi, sont statistiquement significatifs au seuil de 5%.

L'analyse réalisée montre l'existence des relations statistiques de longue durée entre les indicateurs analysés. Les vecteurs cointégrés obtenus caractérisent les paramètres de cette relation (voir tab.4).

Les vecteurs cointégrés

Tab.4

Le vecteur cointégré	Les coefficients de la relation inverse
$ECM_{DEPF} = \text{LnCPI}_t - 12.8155\text{LnDEPF}_t$	0.0012
$ECM_{M1} = \text{LnCPI}_t - 13.5953\text{LnM1}_t$	0,0018
$ECM_{M2} = \text{LnCPI}_t - 11.5236\text{LnM2}_t$	0,0016
$ECM_H = \text{LnCPI}_t - 11.8034\text{LnH}_t$	-0.0008

Le développement et la combinaison d'une bonne théorie et de certaines spécifications institutionnelles avec des méthodes statistiques flexibles demande un travail intense des macroéconomistes.

Bibliographie:

1. Айвазян С. А., Мхитарян В. С. (2001) *Прикладная статистика. Основы эконометрики*, 2-е издание, М. : Юнити-Дана, - 432 с.
2. Аистов А. В., Максимов А. Г. (2000) *Введение в эконометрику*. Ч. II. Дополнительные главы. Нижний Новгород: НФ ГУ-ВШЭ. -39 с.
3. Bourbonnais R. (2009) *Économétrie*, Paris, Dunod, 373 pages.
4. Bourbonnais R., Terraza M. (2008) *Analyse de séries temporelles en économie*, Paris, Dunod, 318 pages.
5. Lardic S., Mignon V. (2002) *Econometrie des series temporelles macroeconomiques et financières*, Paris, Economica, 428 pages.
6. Pârțachi, I., Șișcan N. "Cercetarea econometrică a indicatorilor monetari ai Republicii Moldova", Culegerea "Probleme actuale de statistică. Statistica în serviciul dezvoltării economico-sociale", -Ed. Junimea, Iași, 2004, -p. 345-357
7. <http://ksghome.harvard.edu/~JStock.Academic.Ksg/index.htm>
8. <http://www.wws.princeton.edu/~mwatson/index.html>