

---

# Relations de causalité entre l'économie souterraine et les variables macroéconomiques: application sur la Roumanie

**Tudorel ANDREI**

*Académie des Etudes Economiques de Bucarest*

---

## **Introduction**

Les transformations politiques et économiques qui ont eu lieu après 1989 ont déterminé des changements majeurs dans la régulation des activités économiques dans les pays de l'Europe de l'Est. Des taxes et des impôts plus élevés, mais aussi la législation dans ces pays, en changement continu, ont déterminé certains entrepreneurs de transférer leurs activités économiques dans la zone non officielle. Grâce au transfert des activités officielles dans la zone non officielle, les agents économique, en échange de l'acceptation des risques, sont exemptés de payer des impôts ou d'éviter un certain nombre d'obstacles bureaucratiques. Dans ces conditions, la taille de l'économie informelle a augmenté à plus de 30% dans la plupart des pays en transition (Schneider, 2005).

En Roumanie, la taille de l'économie souterraine, définie comme un pourcentage du Produit Intérieur Brut, est plus de 20% si elle est évaluée par la consommation d'énergie (Enste et Schneider, 2000) et plus de 45% si l'évaluation est réalisée par la méthode monétaire (French, Balaita et Ticsa, 1999). L'Institut National de la Statistique évalue l'économie informelle par la méthodologie des Comptes Nationaux, et sa valeur est d'environ 25-28% de l'économie formelle, calculée sur la base de PIB.

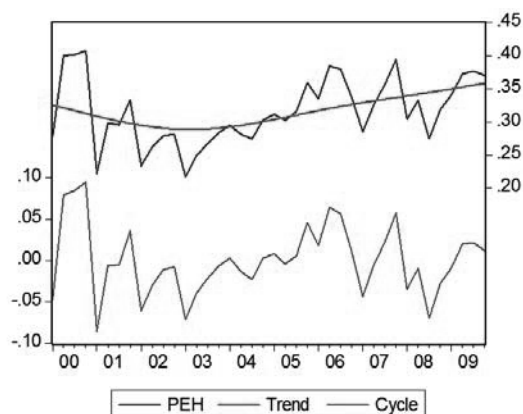
## **L'estimation de l'économie informelle**

Dans cette étude on estime l'économie souterraine à l'aide de la méthode monétaire présentée par Cagan (1958) et Ahumada (2008). Les résultats sont utilisés pour identifier les relations de causalité entre l'économie informelle et autres variables économiques.



**L'évolution du poids des transactions en numéraire dans l'économie informelle dans le total des transactions en numéraire dans l'économie**

**Figure 1**



**La courbe de Phillips**

Le marché du travail est en équilibre si le chômage résiduel correspond à une situation stable. En termes macro-économiques ce fait correspond à la situation dans laquelle le salaire réel est constant.

Pour calculer le taux de chômage d'équilibre on part de la courbe de Phillips. Dans ce cas, on suppose que, dans une économie, il y a une dépendance linéaire négative entre le taux d'inflation et le taux de chômage. On note par:  $s_t$  le taux d'inflation,  $E(s_t|I_{t-1})$  le taux d'inflation anticipée en fonction des informations disponibles à un certain moment,  $u_t$  le taux de chômage et  $u^*$  le taux de chômage naturel. Dans ces conditions, le modèle économétrique est défini ainsi:

$$s_t - E(s_t|I_{t-1}) = a(u_t - u^*) \tag{1}$$

Si on considère le cas particulier où le taux d'inflation pendant une période est égal au taux d'inflation de la période précédente, dans ce cas,  $E(s_t|I_{t-1}) = s_{t-1} \Rightarrow$  le modèle [1] est défini par la relation suivante:

$$\Delta s_t = b + c \cdot u_t + \varepsilon_t \tag{2}$$

Où  $\varepsilon_t$  est une variable résiduelle ayant la moyenne nulle, étant homoscedastique et en respectant l'hypothèse de non corrélation.

Des problèmes importants concernant l'estimation de ce modèle sont liés à l'utilisation correcte des séries de données pour les deux variables.

Pour estimer la courbe de Philips pour la Roumanie ont été prises en compte les caractéristiques suivantes des séries de données pour les deux variables utilisées: les données utilisées sont trimestrielles pour la période T1 1998 - T4 2009 ; les séries sont corrigées des variations saisonnières par la méthode Census XI ; pour l'entière série des données on a retenu la composante à longue terme, qui a été estimée par le filtre de Hodrick-Prescot ; les valeurs aberrantes de la série de données ont été éliminés ; pour l'estimation des paramètres a été appliquée la méthode des moindres carrés généralisée parce que on a prise en compte de la présence de la hétéroscédasticité. L'estimation des paramètres du modèle [2] a été réalisée par la méthode des moindres carrés et par la méthode des variables instrumentales. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 1.

### Les paramètres du modèle de la courbe Philips

Tableau 1.

	MCO	IV
b - coefficient	0.08663	0.111402
- écart standard	0.009022	0.011072
c - coefficient	-0.020405	-0.023685
- écart standard	0.001151	0.001425
R <sup>2</sup>	0.87	0.84

$$\alpha = 0.00$$

Pour déterminer si le taux de chômage est corrélé avec la série des résidus on applique le test de Hausman. Sous l'hypothèse nulle on considère une covariance nulle entre la série du taux de chômage et le résidu. Sous l'hypothèse nulle, l'estimateur des MCO et du IV sont convergents, mais l'estimateur des MCO est plus précis. Sous l'hypothèse alternative, l'estimateur des MCO est biaisé et non convergent, alors que l'estimateur du IV est convergent. On vérifie si l'écart entre les deux variantes des estimateurs est significatif. La valeur de la statistique de test est  $H = 14.75$  qui est supérieur à 9.21 (la valeur correspond au  $\alpha = 0.01$  et au  $p = 2$ ). Dans ces conditions, l'hypothèse alternative est acceptée, alors les estimateurs obtenus par IV.

Les données présentées dans le tableau ci-dessus permettent une évaluation du taux de chômage naturel de 4.70%.

Parce que l'économie souterraine de la Roumanie est élevée, selon les calculs effectués, on considère que cela peut influencer dans une large mesure l'évolution de l'inflation dans l'économie. Dans ces conditions, nous introduisons dans l'équation de la courbe Phillips  $rh$ , en obtenant la relation ci-dessous:

$$\Delta s_t = b + c \cdot u_t + drh_t + \varepsilon_t \quad [3]$$

L'estimation des paramètres a été réalisée par les MCO et par DMC. Pour le second cas, l'indice de prix des produits industriels et le taux de l'économie informelle non corrigé des variations saisonnières ont été utilisés comme variables instrumentales. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 2.

**Les paramètres du modèle de la courbe Philips pour la troisième variante**

**Tableau 2**

	OLS	IV
b - coefficient	-0.1935	-0.2036
- écart standard	0.0069	0.01471
c - coefficient	-0.0166	-0.0163
- écart standard.	0.0002	0.0004
d - coefficient	0.7926	0.8171
- écart standard	0.0180	0.0382
R <sup>2</sup>	0.93	0.92

$\alpha = 0.00$

En appliquant le test d'Hausman on obtient que le modèle estimé par IV est préféré celui estimé par MCO. Les résultats du tableau mettent en évidence la relation négative entre l'inflation et le chômage, mais aussi la relation positive entre l'inflation et la taille de l'économie souterraine. Cela peut être une autre explication de la taille élevée de l'inflation en Roumanie pendant les derniers dix années par rapport aux autres pays européens.

**4. L'analyse de la stationnarité pour certaines séries économiques**

Pour l'analyse de la stationnarité on a utilisé les tests ADF et PP. Les résultats sont présentés dans le tableau 3 pour les catégories suivantes de variables: les employés, le salaire mensuel brut, le salaire mensuel net, le taux de chômage, le taux d'inflation (mesurée par l'IPC et l'IPP), le taux de change, le taux d'intérêt.

Pour chaque variable on a estimé le modèle:

$$\Delta X_t = a_0 + a_1 t + a_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^K b_i \Delta X_{t-i}$$

Pour déterminer l'ordre d'intégration de chaque série a été utilisée la procédure en trois étapes: M<sub>3</sub> (le modèle ci-dessus), M<sub>2</sub> (le modèle à terme constant) et M<sub>1</sub> (le modèle sans terme constant et sans tendance). Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 2.

## Les tests ADF et PP

**Tableau 3**

Variable	Le test ADF			Le test PP		
	Type de modèle	L	t et $\alpha$	Type de modèle	L	t et $\alpha$
Ls_ap	M <sub>3</sub>	0	-2.11 (0.526)	M <sub>3</sub>	0	-2.016 (0.578)
$\Delta$ Ls_ap	M <sub>2</sub>	0	-6.215 (0.00)	M <sub>2</sub>	0	-6.167 (0.000)
Ls_id	M <sub>3</sub>	1	-2.547 (0.305)	M <sub>1</sub>	0	-6.346 (0.000)
$\Delta$ Ls_id	M <sub>2</sub>	0	-2.644 (0.090)	-		
Ls_to	M <sub>2</sub>	9	-2.880 (0.338)	M <sub>2</sub>	0	-2.436 (0.138)
$\Delta$ Ls_to	M <sub>1</sub>	8	-1.640 (0.094)	M <sub>1</sub>	0	-4.286 (0.000)
Lcb_ap	M <sub>1</sub>	1	2.52 (0.996)	M <sub>3</sub>	0	-2.700 (0.841)
$\Delta$ cb_ap	M <sub>2</sub>	0	-10.31 (0.00)	M <sub>2</sub>	0	-10.15 (0.000)
Lcb_to	M <sub>3</sub>	2	-3.178 (0.100)	M <sub>3</sub>	0	-2.048 (0.561)
$\Delta$ Lcb_to	M <sub>2</sub>	1	-3.138 (0.03)	M <sub>2</sub>	0	-7.627 (0.000)
Lcb_id	M <sub>3</sub>	0	-2.115 (0.525)	M <sub>1</sub>	0	-6.346 (0.000)
$\Delta$ Lcb_id	M <sub>2</sub>	0	-6.170 (0.000)	M <sub>2</sub>	0	-6.170 (0.000)
Lcn_ap	M <sub>1</sub>	1	2.27 (0.994)	M <sub>3</sub>	0	-2.091 (0.538)
$\Delta$ Lcn_ap	M <sub>2</sub>	0	-9.96 (0.00)	M <sub>2</sub>	0	-9.930 (0.000)
Lcn_to	M <sub>3</sub>	2	-1.92 (0.630)	M <sub>3</sub>	0	-1.900 (0.637)
$\Delta$ Lcn_to	M <sub>2</sub>	1	-7.850 (0.000)	M <sub>2</sub>	0	-7.880 (0.000)
Lcn_id	M <sub>3</sub>	0	-1.980 (0.598)	M <sub>1</sub>	0	-1.980 (0.598)
$\Delta$ Lcn_id	M <sub>3</sub>	0	-6.510 (0.000)	M <sub>2</sub>	0	-6.510 (0.000)
Lr_pc	M <sub>3</sub>	2	-2.590 (0.190)	M <sub>3</sub>	0	-5.450 (0.000)
Lr_pp	M <sub>3</sub>	0	-3.830 (0.023)	M <sub>3</sub>	0	-3.540 (0.046)
Lr_s	-	-	-0.342 (0.557)	-	-	-0.343 (0.556)
$\Delta$ Lr_s	M <sub>1</sub>	0	-4.890 (0.000)	M <sub>1</sub>	0	-4.930 (0.000)
$\Delta$ Lr_w	M <sub>2</sub>	0	-8.156 (0.000)	M <sub>2</sub>	0	-11.780 (0.000)
$\Delta$ Lr_eur	M <sub>2</sub>	0	-5.995 (0.000)	M <sub>2</sub>	0	-5.130 (0.000)
$\Delta$ Lr_d	M <sub>3</sub>	1	-2.950 (0.158)	M <sub>1</sub>	0	-1.890 (0.056)

## 5. L'analyse de la causalité entre les variables économiques

Ensuite on analyse les relations de causalité qui existent entre les variables provenant du secteur public et les variables qui caractérisent l'économie nationale dans l'ensemble. Premièrement sont présentés les résultats concernant l'analyse de la causalité de type Engle-Granger.

Le salaire brut dans l'économie a déterminé causal l'évolution du salaire brut dans le domaine de la santé (la valeur de la statistique de test est 10.95 (0.00)), de l'éducation (13.08 (0.00)), de l'industrie (17.7 (0.00)) et des constructions (10.9 (0.00)). En revanche, le salaire dans le domaine de l'administration n'est pas en relation de causalité de type Engle-Granger avec salaire brut au niveau national (1.144 (0.00)). Dans le tableau ci-dessous ont été déterminées les relations de causalité Engle-Granger entre le salaire brut dans le domaine de l'administration publique et dans autres secteurs d'activité.

### La relation de causalité entre le salaire brut dans le domaine de l'administration publique et dans autres secteurs

Tableau 4

L'hypothèse nulle	Statistique F et le taux de signification	Type de causalité
La relation de causalité entre l'adm pb. et les secteurs productifs		
Lcb_Ap ne détermine pas causal Lcb_Cs	7.736 (0.000)	<i>Lcb_Ap → Lcb_Cs</i>
Lcb_Cs ne détermine pas causal Lcb_Ap	0.405 (0.670)	
Lcb_Id ne détermine pas causal Lcb_Ap	0.370 (0.692)	<i>Lcb_Ap → Lcb_Id</i>
Lcb_Ap ne détermine pas causal Lcb_Id	7.969 (0.001)	
La relation de causalité entre l'adm pb. et autres secteurs publiques		
Lcb_In ne détermine pas causal Lcb_Ap	0.087 (0.917)	<i>Lcb_Ap → Lcb_In</i>
Lcb_Ap ne détermine pas causal Lcb_In	3.470 (0.040)	
Lcb_Sa ne détermine pas causal Lcb_Ap	1.924 (0.158)	<i>Lcb_Ap → Lcb_Sa</i>
Lcb_Ap ne détermine pas causal Lcb_Sa	8.008 (0.001)	
La relation de causalité entre l'adm pb. et le salaire brut dans l'économie		
Lcb_To ne détermine pas causal Lcb_Ap	0.275 (0.761)	<i>Lcb_Ap → Lcb_To</i>
Lcb_Ap ne détermine pas causal Lcb_To	6.211 (0.004)	

Le salaire net dans l'économie a déterminé causal l'évolution du salaire net dans les constructions (3.78 (0.03)) et l'éducation (3.14 (0.05)). En échange, dans l'industrie il y a une relation réciproque (8.72 (0.00) pour celle directe et 3.62 (0.04) pour l'inverse) et dans la santé (10.4 (0.00) et 4.97 (0.01)). Dans le tableau ci-dessous, ont été déterminées les relations de causalité Engle-Granger entre le salaire net dans l'administration publique et dans autres secteurs d'activité.

**La relation de causalité entre le salaire net dans le domaine de l'administration publique et dans autres secteurs**

**Tableau 5**

L'hypothèse nulle	Statistique F et le taux de signification	Type de causalité
La relation de causalité entre l'adm pb. et les secteurs productifs		
Lcn_Ap ne détermine pas causal Lcn_Cs	6.443 (0.004)	<i>Lcn_Ap → Lcn_Cs</i>
Lcn_Cs ne détermine pas causal Lcn_Ap	0.672 (0.516)	
Lcn_Id ne détermine pas causal Lcn_Ap	0.450 (0.640)	<i>Lcn_Ap → Lcn_Id</i>
Lcn_Ap ne détermine pas causal Lcn_Id	6.629 (0.003)	
La relation de causalité entre l'adm pb. et autres secteurs publiques		
Lcn_In ne détermine pas causal Lcn_Ap	0.010 (0.905)	<i>Lcn_Ap → Lcn_In</i>
Lcn_Ap ne détermine pas causal Lcn_In	2.972 (0.060)	
Lcn_Sa ne détermine pas causal Lcn_Ap	2.027 (0.144)	<i>Lcn_Ap → Lcn_Sa</i>
Lcn_Ap ne détermine pas causal Lcn_Sa	7.274 (0.002)	
La relation de causalité entre l'adm pb. et le salaire net dans l'économie		
Lcn_To ne détermine pas causal Lcn_Ap	0.169 (0.845)	<i>Lcn_Ap → Lcn_To</i>
Lcn_Ap ne détermine pas causal Lcn_To	4.637 (0.015)	

Il faut remarquer qu'il n'y a pas aucune relation de causalité entre l'indice de la productivité du travail dans l'industrie et les variables macroéconomiques importantes comme : le salaire brut dans l'économie et l'industrie, le salaire net dans l'économie et l'industrie. Dans le tableau suivant sont présentés les plus importants résultats concernant la relation de causalité qui existe entre le taux d'inflation (mesurée par l'IPC et l'IPP), et du chômage et autres variables macroéconomiques.

**La relation de causalité entre diverses variables macroéconomiques**

**Tableau 6**

L'hypothèse nulle	Statistique F et le taux de signification	Type de causalité
La relation de causalité entre le taux d'inflation et autres variables		
Lr_Pc ne détermine pas causal Lcn_To	4.937 (0.012)	<i>Lr_Pc → Lcn_To</i>
Lcn_To ne détermine pas causal Lr_Pc	0.714 (0.496)	
Lr_Pc ne détermine pas causal Lcn_Id	5.032 (0.011)	<i>Lr_Pc → Lcn_Id</i>
Lcn_Id ne détermine pas causal Lr_Pc	0.428 (0.654)	
Lr_Pc ne détermine pas causal Lr_Eur	0.667 (0.518)	<i>Lr_Eur → Lr_Pc</i>
Lr_Eur ne détermine pas causal Lr_Pc	6.372 (0.004)	
Lr_Pp ne détermine pas causal Lr_Eur	1.146 (0.328)	<i>Lr_Eur → Lr_Pp</i>
Lr_Eur ne détermine pas causal Lr_Pp	5.184 (0.010)	
Lr_Pc ne détermine pas causal Lr_Pp	4.361 (0.019)	<i>Lr_Pc → Lr_Pp</i>
Lr_Pp ne détermine pas causal Lr_Pc	0.497 (0.019)	
La relation de causalité entre le taux d'inflation et autres variables		
Lr_s ne détermine pas causal Lcn_To	9.940 (0.000)	<i>Lr_s → Lcn_To</i>
Lcn_To ne détermine pas causal Lr_s	1.346 (0.271)	
Lr_S ne détermine pas causal Lr_W	3.779 (0.031)	<i>Lr_s → Lr_W</i>
Lr_W ne détermine pas causal Lr_S	1.630 (0.208)	
Lr_S ne détermine pas causal Lr_Pp	3.443 (0.041)	<i>Lr_s → Lr_Pp</i>
Lr_Pp ne détermine pas causal Lr_S	0.200 (0.819)	



## 6. Les implications de l'économie informelle sur la politique salariale

Dans le tableau suivant sont présentés les résultats de l'application des tests pour l'analyse de la causalité Engle-Granger entre la taille de l'économie souterraine et les différentes variables macroéconomiques.

### La relation de causalité entre diverses variables macroéconomiques

Tableau 7

L'hypothèse nulle	Statistique F et le taux de signification	Type de causalité
La relation de causalité entre l'économie informelle et les salaires		
Lcb_Id ne détermine pas causal rh	3.330 (0.048)	$Lcb\_Id \leftrightarrow rh$
rh ne détermine pas causal rh	4.483 (0.019)	
Lcb_To ne détermine pas causal rh	2.942 (0.067)	$Lcb\_To \leftrightarrow rh$
rh n ne détermine pas causal Lcb_To	2.711 (0.081)	
Lcn_Ap ne détermine pas causal rh	3.335 (0.048)	$Lcn\_Ap \rightarrow rh$
rh ne détermine pas causal Lcn_Ap	0.546 (0.584)	
La relation de causalité entre l'économie informelle et autres variables macroéconomiques		
Lr_s ne détermine pas causal rh	6.386 (0.004)	$Lr\_s \rightarrow rh$
rh ne détermine pas causal Lr_s	0.200 (0.888)	
Lr_Pc ne détermine pas causal rh	6.037 (0.005)	$Lr\_Pc \leftrightarrow rh$
rh ne détermine pas causal Lr_Pc	3.431 (0.044)	
Lr_Pp ne détermine pas causal rh	6.592 (0.001)	$Lr\_Pp \rightarrow rh$
rh ne détermine pas causal Lr_Pp	2.349 (0.111)	

On détermine d'abord les paramètres des modèles de régression qui estiment l'économie souterraine en fonction de l'évolution du nombre des employés dans différents secteurs d'activité. Dans le tableau 8 sont présentés les résultats obtenus après l'estimation des paramètres par la méthode des moindres carrés ordinaires et par la méthode des variables instrumentales. La variable explicative de chaque modèle est  $\ln(rh)$ , où  $x$  est le nombre d'employés dans l'industrie, l'administration publique, les constructions et dans l'ensemble de l'économie. Toutes les séries de données sont corrigées des variations saisonnières par la méthode Census X12.

**Modèles de régression pour l'analyse de l' *rh* en fonction  
du nombre des employés**

**Tableau 8**

	Equation 1		Equation 2		Equation 3		Equation 4	
	MCO	DMC	MCO	DMC	MCO	DMC	MCO	DMC
c	4.339* (1.336)	4.231* (2.324)	-3.466* (0.507)	-2.965* (0.757)	-4.338* (1.082)	-3.976* (1.265)	-19.746* (5.459)	-16.901* (6.807)
Ls_I D	-0.741* (0.161)	-0.727* (0.313)	-	-	-	-	-	-
Ls_A P	-	-	0.446* (0.098)	0.349* (0.147)	-	-	-	-
Ls_C S	-	-	-	-	0.544* (0.185)	0.481* (0.217)	-	-
Ls_T O	-	-	-	-	-	-	2.206* (0.649)	1.868* (0.808)
R <sup>2</sup>	0.261	0.260	0.304	0.290	0.189	0.187	0.258	0.252

Les résultats présentés ci-dessus mettent en évidence une relation inverse entre la taille de l'économie informelle et le nombre d'employés dans l'industrie et une relation directe entre cela et le nombre d'employés dans les constructions et l'administration publique. Pour les quatre modèles ont été comparées les estimations obtenues par les deux méthodes en utilisant le test d'Hausman. Dans tous les cas ont été obtenus des différences significatives entre les résultats fournies par les deux méthodes. Le test appliqué indique une forte dépendance dans le cas de l'application des MCO entre la variable explicative et la série des résidus. Dans ces conditions, les estimations obtenues à l'aide de DMC sont préférés.

### 7. Conclusions

Dans le cas de la Roumanie, la taille de l'économie informelle est élevée, cela ayant des valeurs de plus de 30% du PIB. Il est difficile à expliquer l'augmentation de sa taille depuis 2005, dans les conditions dans lesquelles on a passé au taux d'imposition unique de 16%. L'introduction de la variable qui mesure la taille de l'économie informelle dans le modèle qui estime la courbe de Philips a souligné le fait que cela influence dans une mesure significative la taille de l'inflation. L'analyse de la causalité met en évidence le manque de la causalité entre la productivité du travail dans l'industrie et les principales variables macroéconomiques comme le salaire brut dans l'économie et de l'industrie, le salaire net dans l'économie et dans l'industrie.