

WWJMRD 2016; 2(7): 6-12  
www.wwjmr.com  
Impact Factor MJIF: 4.25  
e-ISSN: 2454-6615

**BADRY Hechmy**  
Department of Quantitative  
Methods, Faculty of Economic  
Sciences and Management of  
Tunis, University of Tunis el  
Manar, Tunisia

## Intermédiation Financière et Inégalité de Distribution des Revenus dans les Pays MENA

**BADRY Hechmy**

### Abstract

The objective of this article is to test the existence of an endogenous and dynamic relationship between financial deepening and income inequality in MENA countries, using dynamic analysis of panel data for the period 1985-2013. The results generated by the GMM-System method recommended by Blundell and Bond (1998) confirm ideas of Clarke and al. [2006] et Beck and al. [2007], which emphasized that financial sector development is often associated with a distribution of tighter income and that improvements in financial contracts, markets and intermediaries allow to broaden economic opportunities and lowering inequality.

**Keywords:** Financial Intermediation, Inequality, Growth, GMM-System, IPS-test

### Introduction

Les crises financières récurrentes des années 2000 : crises asiatiques, bulles boursières et crises des subprimes sont restées gravées dans l'inconscient collectif des spécialistes dans le domaine financier et de croissance. Lesquels ont cherché à expliquer ces éruptions successives et comment mettre la finance au service de la croissance économique pour réduire l'inégalité et éradiquer la pauvreté.

Ainsi, éclairer d'avantage la connexion croissance-finance-inégalité est important, pas seulement comme une question empirique, mais aussi pour le choix des politiques efficaces qui pourraient accélérer le processus de réduction de la pauvreté.

En nous inspirant des travaux de Clark et al.[2006] et Beck et al.[2007], notre objectif est d'évaluer le rapport dynamique et endogène entre la finance et l'inégalité de distribution des revenus dans les pays MENA, moyennant des techniques économétriques appropriées qui s'occupent des problèmes d'endogénéité et d'hétérogénéité non observée. Le test de racine unitaire utilisé à cet effet est celui d'Im, Pesaran et Shin (2003) et l'estimation de la relation entre les variables d'intérêts est effectuée moyennant la méthode GMM-System recommandée par Blundell et Bond(1998).

Cet article est organisé comme suit. La deuxième section fait le bilan de la littérature, la troisième section décrit la spécification économétrique et les données, la quatrième section présente les résultats obtenus et la cinquième section conclut.

### Revue de la littérature théorique et empirique

Les études portant sur la relation entre finance et inégalité ont aboutit à des conclusions contrastées entre ces deux variables et peuvent être scindées en trois courants de pensées :

Le premier courant de la littérature postule une relation linéaire négative entre le développement du secteur financier et l'inégalité. Et ont suggéré des modèles qui supposent que la situation initiale est caractérisée par des marchés de crédits imparfaits ou les informations sont asymétriques ce qui amènent les institutions financières à rationner les crédits.

Les tenants de cette thèse prévoient que l'approfondissement davantage et l'amélioration de l'accès aux services financiers vont permettre aux couches socio-économiques inférieures d'emprunter pour investir dans le capital humain en améliorant leurs niveaux d'études ou pour s'engager dans des activités entrepreneuriales. Le résultat de ce processus conduit à des Le deuxième volet de la littérature postule un lien linéaire positif entre les deux variables.

Rajan et Zingales (2003), ont supposé qu'en l'absence d'institutions bien développées, seules les riches peuvent bénéficier du développement du secteur financier. Même lorsque le

**Correspondence:**  
**BADRY Hechmy**  
Department of Quantitative  
Methods, Faculty of Economic  
Sciences and Management of  
Tunis, University of Tunis el  
Manar, Tunisia  
Badrihechmi2013@gmail.com

secteur financier devient plus développé, les riches seuls continuent d'avoir accès au crédit, ce qui accroît l'écart entre les riches et les pauvres. Hendel et al. (2005) ont montré que dans des situations où il existe des programmes gouvernementaux qui visent à faciliter l'emprunt ou abaisser les frais de scolarité pour les rendre plus abordables, les personnes douées deviennent instruits et quittent le pool des non-éduqués, entraînant, ainsi une baisse des salaires des travailleurs non qualifiés et une augmentation des primes de qualification, ce qui a pour résultat l'augmentation des niveaux d'inégalité des revenus. Li, Squire et Zou [1998], ont conclu qu'il y a une influence positive du développement financier capté au travers le ratio  $M_2/PIB$ . Bulir [1998] s'est intéressé à l'effet de l'inflation sur les inégalités des revenus. Il a introduit une variable de contrôle d'approfondissement financier qui s'est introduit positivement mais peu significatif.

Le point commun de ces modèles réalisés par ces auteurs est qu'ils sont caractérisés par la présence d'imperfections des marchés de crédit qui empêchent le processus d'accumulation de capital des ménages et des entreprises en leur prohibant d'investir en capital physique.

Enfin, le dernier volet de la littérature est représenté par Greenwood et Jovanovic (1990), qui se démarquent de leurs prédécesseurs par leur liaison explicite entre développement financier et inégalité. Tandis que les autres se limitent au lien entre imperfections des marchés de crédit et distribution des revenus.

Selon ces auteurs, on aboutit à des situations à sentiers d'évolution de la distribution des revenus à la Kuznets [1955]. Ils prévoient une relation de courbe en U inversé entre le secteur financier et les inégalités. Dans les premiers stades de développement, les marchés financiers sont pratiquement inexistantes et l'économie se développe lentement. Avec le temps, une superstructure financière commence à se former, mais étant donné les coûts fixes élevés pour rejoindre les intermédiaires financiers, ce sont les riches qui en profitent exclusivement. Lorsque l'économie atteint le stade intermédiaire du cycle de croissance, il y aura une augmentation des taux d'épargne et d'inégalité des revenus. Avec la transition de l'économie vers la maturité, il y aura de plus en plus de personnes qui rejoignent les intermédiaires financiers, ce qui a pour résultat l'amélioration de la croissance et la réduction de l'inégalité. Dans la phase finale de développement, la répartition des revenus entre les agents se stabilise, le taux d'épargne décroît et le taux de croissance de l'économie converge.

Un argument semblable est présenté par Townsend et Ueda (2006), qui ont souligné l'importance du système financier dans l'allocation des ressources aux investissements à rendements élevés ce qui favorise la croissance économique et réduit les inégalités.

Clark et al. [2003,2006] ont proposé que l'influence du développement financier sur les inégalités dépende en grande partie de la structure de l'économie. En cela, ils établissent un pont entre les effets du rationnement du crédit et la relation de Kuznets [1955]. Ils exploitent l'idée selon laquelle le secteur moderne est inégalitaire peut donner lieu à des perspectives importantes de revenus. Ainsi, si la réalisation des revenus est conditionnée par un accès des individus aux marchés des crédits, les auteurs ont conclu que les inégalités seront plus fortes dans les pays présentant à la fois un secteur moderne important et un fort

développement financier. Pour valider leur hypothèse, ils incluent dans leur régression, une variable d'interaction entre approfondissement financier et taille du secteur moderne.

Sur le plan empirique, la littérature récente connaît des efforts pour estimer la relation entre le développement du secteur financier et l'inégalité. Selon Dimirguc-Kunt et Levine [2009] la plupart des recherches empiriques ont montré que l'approfondissement financier favorise la croissance économique et abaisse les inégalités. Dans un article original Beck et al. (2007) ont montré qu'il y a un effet négatif du développement du secteur financier sur la pauvreté et l'inégalité des revenus. Clarke et al. (2006), ont exploité une base de données formées de valeurs moyennes et différentes mesures du développement financiers, et ont montré qu'il y a une relation linéaire simple entre le développement du secteur financier et l'inégalité.

### Intermédiation financière et inégalité: une investigation empirique

Avant de commenter les résultats de notre estimation, présentons d'abord successivement le modèle, les variables et la méthode économétrique utilisée pour étudier la relation entre l'approfondissement financier et l'inégalité.

#### Présentation du modèle

Notre étude d'investigation empirique s'inscrit dans le cadre des études cherchant à connaître l'effet de l'approfondissement financier sur l'inégalité. En nous inspirant des différents travaux réalisés dans ce sillage, et dans la même lignée des études de Clarke et al. [2006] et Beck et al. [2007], nous allons essayer de vérifier si l'approfondissement financier défavorise l'inégalité des revenus dans les pays MENA.

La spécification générale du modèle que nous allons estimer, peut s'écrire de la manière suivante :

$$GINI_{i,t} = \alpha GINI_{i,t-1} + X_{i,t}\beta + \gamma Fin_{i,t} + \eta_i + \nu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Avec :

- $GINI_{i,t}$  représente l'indice de Gini du pays  $i$  à la période  $t$  et  $IG_{i,t-1}$  est sa valeur retardée.
- $X_{i,t}$  est la matrice des variables de contrôle.
- $Fin_{i,t}$  désigne l'indicateur d'approfondissement financier.
- Finalement,  $\eta_i$ ,  $\nu_i$ ,  $\varepsilon_{i,t}$ , représentent respectivement les effets spécifiques individuels, les effets temporels et le terme d'erreur. Les variables sont exprimées en logarithmes.

L'échantillon est formé de six pays MENA à savoir : la Tunisie, l'Algérie, le Maroc, l'Égypte, la Jordanie et la Mauritanie. La période étudiée s'étale de 1985 à 2013.

#### Les variables utilisées

##### Les variables de contrôles

Les variables de contrôles introduites dans les modèles sont :

- PIB : Le produit intérieur brut par habitant (PPA, \$ des USA constant année 2000). Le choix de cette variable est justifié par le fait que la croissance des richesses produites peut abaisser l'inégalité à travers une

politique de redistribution qui agit sur la répartition de ces richesses. L'Etat peut réduire les inégalités économiques en procédant à des prélèvements sur les revenus et/ou les patrimoines les plus élevés et en distribuant ces montants prélevés aux plus démunis. Dans ce cas, l'écart entre les plus hauts et les plus bas revenus va se réduire. La croissance peut aussi accroître les inégalités en effet, un des fondements de la croissance est l'accroissement de la productivité. Or, pour accroître la productivité, les entreprises recherchent surtout de la main-d'œuvre qualifiée. Ce qui a pour résultat que les travailleurs non qualifiés ne vont pas trouver d'emploi et à l'inégalité de qualification va s'ajouter une inégalité massive face au chômage. Or on sait que le chômage est la source de nombreuses autres inégalités. Les données relatives à cette variable proviennent du World Développement Indicators (WDI).

- **INFL** : Le taux d'inflation, cette variable a été introduite parce qu'on estime que l'instabilité financière affecte les pauvres et les classes moyenne relativement plus important que les riches. En effet les riches ont un meilleur accès aux instruments financiers qui leur permet de se couvrir contre l'inflation. On attend que l'inflation doive avoir un coefficient positif. L'inflation est définie comme la variation annuelle en pourcentage de l'indice des prix à la consommation (IPC). Les données relatives à cette variable sont tirées des statistiques financières internationales du FMI.
- **DEVPINS** : Le développement institutionnel, c'est une mesure de la qualité des institutions. On attend à ce que l'inégalité soit faible dans les pays dotés de meilleures institutions, c'est-à-dire les pays les plus démocratiques puisque la redistribution des revenus se fait en faveur des pauvres et des classes moyennes. La mesure utilisée est le Freedom House Index.
- **DEPGOUV** : Les dépenses du gouvernement en pourcentage du PIB, c'est la variable relative à la consommation publique. Cette variable a été introduite parce que le système de redistribution et le revenu de transfert des taxes peuvent être effectués en faveur des groupes à faible revenu. Ce qui permet de réduire l'inégalité. Les données relatives à cette variable proviennent du World Développement Indicators (WDI).
- **SECTMOD** ; on contrôle le secteur moderne par la part de la valeur ajoutée industrielle et des services par opposition à l'agriculture, en effet Kuznets [1963] a suggéré que l'inégalité des revenus pourrait dépendre de la structure sectorielle de l'économie. les données relatives à cette variable sont tirées de la base de données WDI.

### L'indicateur de l'inégalité

**GINI** : Le coefficient de Gini comme proxy de l'inégalité, c'est la mesure d'inégalité la plus largement utilisée. Un des problèmes principaux associés au coefficient de Gini est sa qualité et sa disponibilité. Face à ce problème, nous avons opté pour utiliser une base de données plus complète sur l'inégalité qui est la base de données WIDER des nations unies, elle contient aussi des données basées sur une variété de mesures (la consommation et le revenu), les niveaux d'agrégation (urbain, rural et régional) et les différentes caractéristiques de la population active (population active, employés et sans emploi).

### L'indicateur du développement financier

**CREDIT** : La littérature récente sur la relation entre le développement du secteur financier et la croissance économique a développé plusieurs indicateurs pour les utiliser comme proxies pour le développement du secteur financier. Dans cette étude, nous utilisons le crédit au secteur privé par les intermédiaires financiers (aussi connu sous le nom de crédit privé) par rapport au produit intérieur brut (PIB). Dans son essence, l'indicateur comprend le crédit accordé à des entreprises privées et aux ménages par les banques et les intermédiaires financiers non bancaires (mais exclut les banques centrales en tant que prêteurs et le gouvernement et les entreprises publiques comme emprunteurs). En outre, cette mesure est un bon indicateur puisque elle mesure à quel point les agents du secteur privé ont accès à l'intermédiation financière (comme dans Greenwood et Jovanovic, 1990) ou ont l'accès à des prêts (comme dans Banerjee et Newman, 1993; Galor et Zeira, 1993). (Ce proxy a été utilisé également dans la littérature qui a analysé l'effet du développement du secteur financier sur la croissance : Beck et al 2000; Levine et al. 2000).

### Méthodologie économétrique

La démarche économétrique que nous avons menée comporte trois étapes :

- Tester la stationnarité des variables introduites dans le modèle,
- Chercher l'existence d'un vecteur de cointégration,

Estimer le vecteur de cointégration pour connaître la nature du lien entre approfondissement financier et inégalité des revenus.

### Tests de racine unitaire sur données de panel

Lorsque la période étudiée est limitée, le test le plus utilisé, est celui IPS, d'Im, Pesaran et Shin [2003].

Ces auteurs ont introduit un test, appelé t-bar, basé sur la moyenne des statistiques de Dickey-Fuller ou Dickey-Fuller augmenté calculées pour chaque individu du panel.

Ces auteurs ont proposé de tester :

$$H_0 : \rho_i = 0 \quad \forall i$$

Contre l'hypothèse alternative:

$$H_0 : \begin{cases} \rho_i < 0 & \text{pour } i = 1, 2, \dots, N_1 \\ \rho_i = 0 & \text{pour } i = N_1 + 1, N_2 + 2, \dots, N \end{cases}$$

On constate que, sous l'hypothèse alternative, la valeur de  $\rho_i$  peut différer entre les individus.

Plus spécifiquement, la statistique t-bar repose sur une régression de type ADF :

$$\Delta y_{i,t} = \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N \quad \text{et } t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

$P_i$  étant le nombre de retards choisi de façon à éliminer l'auto-corrélation des résidus.

La statistique alternative t-bar permettant de tester l'hypothèse nulle de racine unitaire pour tous les individus ( $P_i=0$ ) est la suivante :

$$\bar{t}_{N,T} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \bar{t}_{i,T}(p_i, \beta_i) \quad (3)$$

Où  $\bar{t}_{i,T}(p_i, \beta_i)$  correspond à la statistique individuelle de

Student associée à l'hypothèse nulle ( $\rho_i = 0$ ) dans le modèle (2) pour un nombre de retards  $p_i$  et un vecteur de paramètres ADF standard obtenue à partir d'un modèle avec constante et qui est programmée dans la plupart des logiciels usuels pour un retard  $p_i$  donné.

A partir des  $N$  statistiques ADF individuelles  $t_{i,T}(\rho_i, \beta_i)$ , IPS proposent d'utiliser la statistique standardisée  $Z_{\text{ibar}}(\rho, \beta)$  centrée sur l'espérance de la distribution asymptotique  $\eta$  de la statistique individuelle ADF et réduite par la variance de cette même distribution:

$$Z_{\text{ibar}}(\rho, \beta) = (N)^{1/2} (\bar{t}_{N,T} - E(\eta) / (\text{var}(\eta))^{1/2} \quad (4)$$

Où les moments  $E(\eta)$  et  $\text{var}(\eta)$  correspondent à

l'espérance et à la variance asymptotique (quand  $T \rightarrow \infty$ ) d'une statistique ADF sous l'hypothèse nulle de racine unitaire ( $\rho_i = 0$ ) dans un modèle avec constante.

L'étude d'IPS montre que cette statistique standardisée converge faiblement vers la distribution normale centrée réduite, ce qui permet de la comparer aux valeurs critiques de la distribution  $N(0,1)$ . Dans la partie appliquée de notre travail, le choix du nombre de retards dans les régressions ADF individuelles se fait sur la base de la significativité du dernier retard en partant d'un nombre maximal de retards égal à trois.

Les résultats du test IPS sont présentés dans le tableau suivant :

**Tableau 1:** Test de racine unitaire d'IPS

Variables	Variables en niveau		Variables en différences 1 <sup>ère</sup>	
	Avec constante	Const. + tend.	Avec constante	Const.+ tend.
GINI	3,11	2,21	-2,98***	-3,43***
CREDIT	0,08	-0,71	-3,12***	-3,02**
PIB	0,2	-2,55	-5,03***	-5,02***
INF	-0,1	0,24	-2,79***	-1,47*
DEVINST	-1,11	-2,07	-3,99***	-2,79***
DEPGOUV	0,97	-0,85	-3,43***	-2,82***
SECTMODERN	0,27	-0,33	1,56**	-2,71**

Note : \*, \*\* et \*\*\* signifient respectivement que la variable est stationnaire au niveau de 10%, 5% et 1%.

Comme l'indique le tableau ci dessus, les tests de racine unitaire sur données de panel ne rejettent pas l'hypothèse de racine unitaire pour nos six séries, pour les pays de la région MENA. De plus, les tests menés sur les séries en différences premières confirment l'hypothèse de stationnarité. Autrement dit, les séries sont toutes intégrées d'ordre 1.

On va tester maintenant la présence d'une relation de cointégration entre la croissance économique et l'intégration financière.

**Test de cointégration sur données de panel**

Le test utilisé dans ce travail est celui de Pedroni [1996, 1999, 2004]. Comme le test d'intégration d'IPS [2003], ce test tient compte également de l'hétérogénéité des individus à travers des paramètres spécifiques pour chaque pays de l'échantillon.

La prise en compte d'une telle hétérogénéité constitue un avantage puisqu'en pratique, il est rare que les vecteurs de cointégration soient identiques d'un individu à l'autre du panel.

Le modèle de base s'écrit comme suit :

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \eta_i + \beta_i x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N \quad \text{et} \quad t = 1, \dots, T \quad (5)$$

Les variables  $y$  et  $x$  sont supposées intégrées d'ordre un pour chaque membre de l'échantillon et  $\eta_i$  représente un effet temporel commun à l'ensemble de l'échantillon.

Sur les sept tests proposés par Pedroni, quatre sont fondés sur une dimension Within ou intra-individuelle et trois sur la dimension Between ou interindividuelle. Les deux catégories de tests reposent sur l'hypothèse nulle d'absence de cointégration :

- $H_0 : \rho_i = 1 \quad \forall i,$

$\rho_i$  ; désigne le terme autorégressif des résidus estimés sous l'hypothèse alternative tel que :

$$\hat{\varepsilon}_{i,t} = \rho_i \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \mu_{i,t} \quad (6)$$

La distinction entre les deux catégories de tests se situe au niveau de la spécification de l'hypothèse alternative :

- Pour les tests fondés sur la dimension Within, l'hypothèse alternative s'écrit :  $\rho_i = \rho < 1 \quad \forall i$ ,
- Pour les tests fondés sur la dimension Between, l'hypothèse alternative s'écrit :  $\rho_i < 1 \quad \forall i$ .

On constate ainsi que le test fondé sur la dimension Between est plus général au sens où il autorise la présence d'hétérogénéité entre les individus sous l'hypothèse alternative.

Pedroni [1996] a montré que, sous des normalisations appropriées basées sur des fonctions de mouvements browniens, chacun des sept statistiques suit une loi normale centrée réduite, pour  $T$  et  $N$  suffisamment importants :

$$\frac{Z_{N,T} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{v}} \rightarrow N(0,1) \quad (7)$$

Où  $Z_{N,T}$  désigne une des sept statistiques normalisées, les valeurs de  $\mu$  et  $v$  sont tabulées dans Pedroni [1999] et représentent respectivement la moyenne et la variance ajustées. A partir de ces valeurs, il est alors possible de calculer les valeurs critiques relatives à chacun des sept tests (voir Pedroni [1999] tableau 2). Le tableau suivant présente les résultats des tests.

**Tableau 2:** Tests de cointégration sur données de panel (Pedroni [1999])

Panel v-stat	Panel rho-stat	Panel pp-stat	Panel adf-stat	Group rho-stat	Group pp-stat	Group adf-stat
3,65*	2,27**	1,21	4,29*	3,71*	-0,37	4,11*

Notes : \*, \*\* et \*\*\* signifient que l'hypothèse de racine unitaire est acceptée respectivement à 10%, 5% et \*\*\*1%.

La distinction entre panel et group tient à la distinction intra (panel, Within) et inter (group, Between) individuelle de la relation de cointégration.

En général, l'absence de cointégration est rejetée dans tous les pays au seuil de significativité de 5%, à l'exception des statistiques panels pp-stat et group pp-stat. Le rejet de l'absence de cointégration entre l'inégalité de distribution des revenus et ses déterminants est robuste parce qu'il est corroboré par la statistique group-rho Pedroni [2004]. Cette statistique est la plus conservatrice des sept en petits échantillons car ses tailles critiques empiriques sont inférieures aux seuils critiques théoriques dans les simulations de Pedroni. Nous passons maintenant à l'estimation de la relation de cointégration entre l'inégalité de distribution des revenus et l'approfondissement financier.

### Estimation de la relation de cointégration

Les modèles dynamiques se caractérisent par la présence d'une ou de plusieurs valeurs retardées de la variable endogène parmi les variables explicatives. Dans ce modèle, la présence de la variable dépendante retardée ne permet pas d'utiliser les techniques économétriques standards. L'estimation des modèles dynamiques par les méthodes classiques (MCO et Within) donne des estimations biaisés et non convergents à cause de la corrélation entre la variable endogène retardée  $Y_{i,t-1}$  et  $\varepsilon_{i,t}$ . Pour contourner cette difficulté, diverses techniques existent comme par exemple la méthode FMPLS (Fully Modified Ordinary Least Squares) initialement proposée par Philips et Hansen [1990], la méthode DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares) de Saikkonen [1991] et Stock et Watson [1993] et la méthode GMM (Generalised Method of Moments) développée par Arellano et Bond [1991].

Pedroni [1996] et Kao et Chiang [1999] ont montré que, dans le cas des données de panel, les deux premières techniques conduisent à des estimateurs asymptotiquement distribués selon une loi normale centrée réduite. Cependant, Kao et Chiang [1999] affirment que l'estimation par la méthode des MCO, en échantillon fini, présente un problème de biais<sup>1</sup> et que l'estimateur FMOLS ne permet pas d'améliorer de façon substantielle l'estimateur des MCO. Ils concluent alors en termes de supériorité de l'estimateur DOLS dans l'estimation des relations de cointégration sur données de panel.

La méthode GMM permet non seulement de prendre en compte l'hétérogénéité des pays mais aussi de traiter le problème de l'endogénéité des variables, qui se pose nécessairement lorsqu'on étudie la relation entre approfondissement financier et inégalité.

La procédure d'Arellano-Bond [1991] consiste à réécrire l'équation initiale en différences premières, ce qui élimine les effets fixes individuels, puis à utiliser comme instruments pour les séries différenciées leurs propres niveaux retardés. Cette méthode améliore l'estimation par

variables instrumentales d'Anderson et Hsiao [1982] en faisant référence à un ensemble de conditions d'orthogonalité définissant des estimateurs GMM optimaux. Elle résout, par ailleurs, le choix délicat concernant la liste des instruments.

On a, toutefois, montré que cette première version omet un ensemble de conditions d'orthogonalité que l'on peut retrouver en considérant un système constitué de deux équations. Dans l'équation en différences premières, les variables sont alors instrumentées par leurs valeurs en niveau retardées d'au moins une période. En revanche, dans l'équation en niveau, les variables sont instrumentées par leurs différences premières<sup>2</sup>. Le système d'équations ainsi obtenu est estimé simultanément, à l'aide de la méthode des moments généralisés.

Blundell et Bond [1998] ont testé cette méthode à l'aide de simulations de type Monte Carlo. Ces auteurs ont trouvés que l'estimateur des GMM en système est plus efficace que celui des des GMM en différence d'Arellano-Bond [1991]. Ce dernier produit des estimateurs biaisés pour les petits échantillons. Le biais est d'autant plus important que les variables sont persistantes dans le temps, que les effets spécifiques sont importants et que la dimension temporelle du panel est faible.

Pour toutes ces raisons, nous avons opté ici, et conformément à la majorité des travaux empiriques actuels, pour la mise en œuvre de l'estimation préconisée par Blundell et Bond [1998].

L'efficacité de l'estimateur des GMM repose sur les hypothèses qu'il n'y a pas d'autocorrélation d'ordre 2 dans les erreurs de l'équation en différences premières et que les instruments sont valides. Pour tester la validité des variables retardées comme instruments, Arellano et Bond [1991], Arellano et Bover [1995] et Blundell et Bond [1998] suggèrent le test de sur-identification de Sargan. Pour vérifier l'hypothèse de non corrélation des termes d'erreurs, ces mêmes auteurs suggèrent un test d'autocorrélation de second ordre, car par construction le terme d'erreur en différence première est corrélé au premier ordre, mais il ne doit pas l'être au second ordre.

Dans la régression, les résultats de ces deux tests sont conformes aux attentes. Les statistiques du test de sur-identification de Sargan ne nous permettent pas de rejeter l'hypothèse  $H_0$ , celle de la validité des variables retardées comme instruments. Pour le test d'autocorrélation, les résultats du test ne rejettent pas l'hypothèse d'absence d'autocorrélation de second ordre des résidus. Les résultats de l'estimation sont indiqués dans le tableau suivant :

<sup>1</sup> Selon Pedroni [1996], ce problème est dû à la présence d'hétérogénéité du groupe.

<sup>2</sup> Seule la différence première la plus récente est utilisée, l'utilisation d'autres différences premières retardées entraînerait une redondance des conditions de moments, Arellano et Bover [1995].

**Tableau 3:** Estimation en GMM-system

Variable dépendante GINI	
GINI <sub>retardé</sub>	0,88*
CREDIT	-0,57**
INFL	0,008***
PIB	-0,042**
DINST	-0,008**
DGOUV	0,033**
SECTMODERN (industrie et service)	-0,007**
Constante	0,29**
Observations	174
Test de Sargan (p-value)	0,73
Test de corrélation du second ordre (p-value)	0,91

Note : \*, \*\*, \*\*\* signifient variables significatives respectivement à 10%, 5% et 1%

L'estimation donne des résultats intéressants quant à la relation de cointégration entre l'approfondissement financier et l'inégalité.

- Une augmentation du ratio CREDIT de 10% implique une diminution de 5,7% de l'inégalité mesurée par GINI, ce qui souligne l'importance du développement du secteur financier mesuré par le crédit au secteur privé rapporté au PIB dans la politique des pays de la région pour combattre l'inégalité. Ce résultat corrobore Greenwood et Jovanovic [1990], Banerjee et Newman [1993] et Galor et Zeira [1993], pour ces auteurs le développement financier permet l'accumulation du capital physique ce qui permet à l'économie de croître et à l'inégalité de diminuer.
- La variable endogène retardée est statistiquement significative, admettant un signe positif, il existe donc des preuves solides de l'existence d'une relation dynamique dans le modèle à l'instar de Clark et al. [2006]. Ceci reflète que l'inégalité enregistrée durant une année dépend positivement de celles des années passées. Ce résultat témoigne d'une certaine persistance dans le temps de l'inégalité et nous semble raisonnable dans la mesure où il est difficile de réduire l'inégalité du jour au lendemain.

L'ensemble des variables de contrôle demeure du signe attendu et sont significatives.

- Il existe un lien positif entre l'inflation et l'inégalité. Une hausse de 10% de l'inflation entraîne une augmentation de l'inégalité d'environ 0,08%. Ce résultat corrobore les prédictions théoriques qui stipulent qu'un pays dont son niveau d'inflation est élevé, sa croissance économique se trouve dégradée.
- La croissance du PIB intervient dans l'explication de l'inégalité par un signe négatif et significatif. En effet la liaison entre croissance et inégalité a été largement étudiée. Kuznets<sup>3</sup> est un des premiers économistes à avoir développé une relation explicite entre croissance économique et inégalité de revenu, avec un lien de causalité tel que les différentes phases du développement économique détermineraient la distribution des revenus. Son analyse se base sur une étape précise et spécifique du développement économique, à savoir le passage d'une économie agricole à une économie industrielle.

<sup>3</sup> Kuznets S. (1955), « Economic growth and Income Inequality », *American Economic Review*, Vol. 45, N°1, pp.1-28

- La variable dépense gouvernementale semble très robuste et est nettement positive. Ce résultat suggère que les dépenses du gouvernement favorisent l'inégalité. Une amélioration de 10% des dépenses à ce chapitre entraîne une augmentation de l'indice de GINI de 0,33%. En fait, ce coefficient confirme les résultats de Barro et al. [1995] qui suggèrent que plusieurs aspects non productifs des dépenses publiques telles que la corruption politique peuvent être à l'origine du ralentissement de la croissance économique.
- Le développement institutionnel est significatif conformément aux résultats usuels où il joue un rôle négatif. Ce résultat corrobore les prédictions théoriques qui stipulent que la démocratie est associée à une répartition du revenu plus serrée et la distribution des revenus se fait en faveur des pauvres et la classe moyenne.
- Le secteur moderne comprend à la fois la valeur ajoutée industrielle et la valeur ajoutée des services, il est négatif et significatif ce qui corrobore les arguments théoriques de Kuznets selon lesquelles l'inégalité des revenus pourrait dépendre de la structure sectorielle de l'économie.

### Conclusion

L'objectif de cet article était d'analyser la relation entre l'inégalité de distribution des revenus et le développement de l'intermédiation financière dans la région MENA. Sur la base d'approches théoriques généralement utilisées dans la littérature, nous avons exposé des arguments théoriques qui décrivent l'interaction entre certaines variables macroéconomiques et l'inégalité. Ce modèle a fait par la suite, l'objet d'une estimation par les techniques économétriques récentes des panels dynamiques non stationnaires pour un échantillon de six pays de la région (Tunisie, Maroc, Algérie, Mauritanie, l'Égypte et la Jordanie) sur la période 1985-2013. Nous avons en particulier utilisé les tests de stationnarité sur données de panel récemment proposés par Im et al. [2003] ainsi que les tests de cointégration sur données de panel développés par Pedroni [1999, 2004], ce qui nous a permis de constater l'existence de plusieurs sources d'impulsion influençant l'inégalité dans la région.

L'analyse économétrique montre que le développement du secteur de l'intermédiation financière mesuré par le ratio des crédits au secteur privé, la croissance du PIB, les politiques macroéconomiques, les dépenses gouvernementales et le développement institutionnel peuvent jouer un rôle moteur dans la réduction de l'inégalité. Ces résultats montrent la justesse des priorités de réforme politiques et économiques pour les gouvernements de la région et laissent conclure, en particulier, que le développement financier, la modernisation des systèmes bancaires et financiers et les politiques de redistribution des revenus pourraient combattre les inégalités et la pauvreté dans ces pays.

### References

1. Aghion P, Bolton P. 1997. A Theory of Trickle-Down Growth and Development, *Review of Economic Studies* 64(2): 151-72.
2. Arellano M, Bond S. April 1991. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review*

- of Economic Studies. Blackwell Publishing, vol.58(2), page 277-97.
3. Arellano M, Bover O. 1995, Another Look at Instrumental Variable Estimation of Error-Component Models. *Journal of Econometrics* 68: 29-51.
  4. Banerjee A, Newman A. 1993. Occupational Choice and the Process of Development. *Journal of Political Economy* 101: 274-98.
  5. Bardhan P. 2000. The Nature of Institutional Impediments in Economic Development. In *A Not-Sodismal Science: A Broader View of Economic and Societies*, Olson M, Kahkonen S (eds). Oxford University Press, Inc: New York, 245-68.
  6. Beck T, Levine R, Loayza N, 2000. Finance and the Source of Growth. *Journal of Financial Economics* 58: 261-300.
  7. Beck T, Demiguc-Kunt A, Levine R. 2001, Legal theories and Financial Development. *Oxford Review of Economic Policy* 17: 483-501.
  8. Beck T, Demirguc-Kunt A, Levine R, 2007. Finance, Poverty and Income Inequality: Cross-Country Evidence. NBER Working Paper Series Paper 10979.
  9. Bond SR. 2002. Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice. *Portuguese Economic Journal* 1: 141-62.
  10. Bourguignon F. 1991. Optimal Poverty Reduction, Adjustment and Growth. *World Bank Economic Review* 5(2): 315-38.
  11. Calderon C, Chong A. 2001, External Sector and Income Inequality in Independent Economies Using a Dynamic Panel Data Approach. *Economic Letters* 71(2): 225-231.
  12. Chong. 2001. Inequality, Democracy and Redistribution: Is There a Political Kuznets Curve? IADB Working Papers 445.
  13. Clarke G, Xu LC, Zhou H-f. 2006. Finance And Income Inequality: What Do the Data Tell Us? *Southern Economic Journal* 72(3): 578-596.
  14. Commander S, Nikoloski Z. 2010. Institutions and Growth: Why is so Little Explained? University of Michigan, G. Ford School of Public Policy Working paper.
  15. Deininger K, Squire I, 1998, New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth. *Journal of Development Economics* 57(2): 259-287.
  16. Demirguc-Kunt A, Levine R. 2009. Finance and Inequality: Theory and Evidence. World Bank Development Group, Policy Research Working Paper 4967.
  17. Forbes KJ. 2000. A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth. *American Economic Review* 90: 869-887.
  18. Galor O, Moav O. 2004. From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality And The Process Of Development. *Review of Economic Studies* 71: 1001-26.
  19. Galor O, Zeira J, 1993. Income Distribution and Macroeconomics. *Review of Economic Studies* 60: 35-52.
  20. Gerry C, Lee JK, Mickiewicz T. 2008. Macroeconomic Stability, Governance and Growth: Empirical Lessons from the Post-Communist Transition. UCL, SSEES Centre for Study of Economic and Social Change in Europe, Working Paper n°.89, April 2008.
  21. Greenwood J, Jovanic B. 1990, financial Development, Growth, and the Distribution of Income, *Journal of Political Economy* 98: 1076-1107.
  22. Haber S. 2007. Political Institutions and Financial Development: Evidence from the Political Economy of Banking Regulation in New World Economies, Stanford University.
  23. Haber S, Perotti E. 2008. The Political Economy of Finance, Mimeo, Stanford University.
  24. Heid, B, Langer J, Larch M. 2012. Income and Democracy: Evidence From System GMM Estimates. *Economic Letters* 116(2): 166-169.
  25. Hendel I, Shapiro J, Willen P. 2005. Educational Opportunity and Income Inequality. *Journal of Public Economics* 89: 841-870.
  26. Hotz-Eakin D, Newey W, Rosen HS. 1988. Estimating Vector Autoregression With Panel Data. *Econometrica* 56: 1371-1395.
  27. Kuznets S. 1963. Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations. *Economic Development and Cultural Change*. University of Chicago Press: Chicago.
  28. La porta R, Lopez de Silanes F, Shleifer A, Vishny RW. 1998. Law and Finance. *Journal of Political Economy* 106: 1113-55.
  29. Levine R, Loayza N, Beck T. 2000. Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes. *Journal of Monetary Economics* 46: 31-77.
  30. Mickiewicz T, Genry C. 2008. Inequality, Democracy and Taxation: Lessons from the Post Communist Transition. *Europe-Asia Studies* 60(1):89-111.
  31. Perotti E, von Thadden E-L, 2006. The Political Economy of Corporate Control and Labor Rents. *Journal of Political Economy* 114(1): 145-174.
  32. Persson T, Tabellini G. 1991. Is Inequality Harmful for Growth? CEPR Discussion Papers 581.
  33. Rajan R, Zingales L. 2003. Savings the Capitalism from the Capitalists. L Crown Business: New York.
  34. Ranjan P. 2001. Dynamic Evolution of Income Distribution and Credit Constrained Human Capital Investment in Open Economies. *Journal of International Economics* 55(2): 329-358.
  35. Reuveny R, Li Q. 2003. Economic Openness, Democracy and Income Inequality: An Empirical Analysis. *Comparative Political Studies* 36: 575.
  36. Roodman D. 2006. How to do Xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata. Center for Global Development Working Paper Number 103, December 2006.
  37. Townsend R, Ueda K. 2006. Financial Deepening, Inequality and Growth: A Model Based Quantitative Evaluation. *Review of Economic Studies* 73(1): 251-93.
  38. Voitchovsky S. 2005. Does the Profile of Income Inequality Matter for Growth? *Journal of Economic Growth* 10(3): 273-296.