



GLOBAL JOURNAL OF MANAGEMENT AND BUSINESS RESEARCH

Volume 11 Issue 11 Version 1.0 November 2011

Type: Double Blind Peer Reviewed International Research Journal

Publisher: Global Journals Inc. (USA)

Online ISSN: 2249-4588 & Print ISSN: 0975-5853

# Afflux de capitaux, taux de change réel et développement financier : évidence empirique pour les pays du Maghreb

By Zouheir ABIDA, Imen Mohamed SGHAIER

*Université de Sfax - Tunisie.*

*Résumé* - L'un des effets néfastes associé à l'afflux massif de capitaux dans les pays émergents est la déstabilisation de la gestion macroéconomique suite à une appréciation importante du taux de change réel. A l'aide des techniques de l'économétrie des données de panel non stationnaires, ce papier montre que, dans l'allocation optimale des ressources, le développement financier pourrait atténuer l'appréciation du taux de change réel dans les pays du Maghreb sur la période 1980-2008.

*Mots clés* : *Afflux de capitaux, développement financier, taux de change réel, cointégration sur données de panel.*

*GJMBR Classification JEL* : *C33, E44, F31, F32.*



AFFLUX DE CAPITAUX, TAUX DE CHANGE REL ET DEVELOPPEMENT FINANCIER EVIDENCE EMPIRIQUE POUR LES PAYS DU MAGHREB

*Strictly as per the compliance and regulations of:*



# Afflux de capitaux, taux de change réel et développement financier : évidence empirique pour les pays du Maghreb

Zouheir ABIDA<sup>α</sup>, Imen Mohamed SGHAIER<sup>Ω</sup>

**Résumé** - L'un des effets néfastes associé à l'afflux massif de capitaux dans les pays émergents est la déstabilisation de la gestion macroéconomique suite à une appréciation importante du taux de change réel. A l'aide des techniques de l'économétrie des données de panel non stationnaires, ce papier montre que, dans l'allocation optimale des ressources, le développement financier pourrait atténuer l'appréciation du taux de change réel dans les pays du Maghreb sur la période 1980-2008.

**Mots clés** : *Afflux de capitaux, développement financier, taux de change réel, cointégration sur données de panel.*

Selon la théorie classique de la croissance, la libéralisation des mouvements de capitaux est censée accélérer la croissance dans les pays à faible revenu en augmentant leur épargne nationale et en leur donnant accès aux flux de capitaux mondiaux (Fisher, 2003 ; Obstfeld, 1998 ; Summers, 2000), tout en développant le marché financier national, ce qui favorise une répartition plus rationnelle des ressources et une plus forte croissance (King et Levine, 1993). Cette vision contraste avec la conclusion de Kose et al. (2006), qui montrent que les effets de l'ouverture financière sur la croissance des pays émergents sont loin d'être avérés. Ce paradoxe s'explique sans doute par la diversité des facteurs qui favorisent le changement de régime de croissance. Mais, il répond également à une sous-estimation des contraintes macroéconomiques suscitées par l'afflux de capitaux (excès de liquidités, appréciation du taux de change réel...) et par les risques d'instabilité financière ou de crise de change. Artus et Cartapanis (2008) notaient récemment qu'une forte mobilité internationale des capitaux prive l'économie de toute possibilité de stabilisation de la production ou de l'inflation.

L'expérience de certaines économies émergentes a montré que l'appréciation réelle du taux de change induite par l'afflux de capitaux pourrait non seulement décourager l'investissement dans le secteur exposé à la compétition internationale mais aussi déstabiliser la gestion macroéconomique dans son ensemble (Corden, 1994). Cela dit, cet afflux de

capitaux représente un défi à relever pour les autorités, car il peut provoquer une surchauffe ou une perte de compétitivité des économies, qu'il rend aussi plus vulnérables aux crises.

Conscients des ces problèmes, les pays émergents ont répondu de diverses manières aux entrées massives de capitaux<sup>1</sup>. Si certains d'entre eux ont laissé leur taux de change s'apprécier, beaucoup ont intervenus vigoureusement sur le marché des changes pour résister à ce mouvement. Les autorités monétaires se sont efforcées, à des degrés divers, de neutraliser l'impact monétaire de cette intervention par des opérations de stérilisation destinées à empêcher une expansion trop rapide de la demande intérieure. Pour atténuer l'appréciation du taux de change, le contrôle des entrées de capitaux a été mis en place ou resserré, et le contrôle des sorties de capitaux assoupli.

Dans certains pays émergents, les préoccupations économiques récentes rappellent celles qui ont marqué la première moitié des années 90, lorsque l'accès retrouvé aux marchés de capitaux internationaux – après la résolution de la crise de la dette – s'est traduit par une explosion de l'offre de capitaux extérieurs. Si l'on peut tirer un enseignement important de cette période, c'est que le choix de la réponse à apporter aux entrées de capitaux peut poser lourdement sur les résultats macroéconomiques, notamment en cas de brusque renversement de ces flux (Montiel, 1999).

Dans ce papier, nous montrons que le développement du système financier peut atténuer l'appréciation du taux de change réel induite par l'afflux de capitaux. En effet, l'approfondissement des marchés financiers locaux et le renforcement des institutions permettent d'éviter que les entrées de capitaux soient utilisées pour financer des investissements peu rentables et peu productifs dans le secteur des biens non échangeables tel que le secteur immobilier. L'impact de ces investissements sur la croissance est par conséquent limité (appréciation du taux de change réel). Athukorola et Rajapatirana (2003) montrent que l'appréciation du taux de change induite par l'afflux de capitaux a été plus forte dans les pays émergents

<sup>1</sup> Voir FMI (2007a et 2007b).

*Author <sup>α</sup>*: Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Sfax, Université de Sfax – Tunisie. E-mail : (zouheir.abida@gmail.com).

*Author <sup>Ω</sup>*: Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Sfax, Université de Sfax – Tunisie. E-mail : (medsghaier.imen@gmail.com).

d'Amérique latine par rapport à leurs homologues asiatiques au cours de la période 1985-2000. Conformément à notre hypothèse, une explication possible est que les marchés financiers en Amérique latine – malgré les intenses efforts de réforme – sont restés sous-développés par rapport à d'autres régions (De la Torre et al. 2007).

A l'aide des techniques de l'économétrie des données de panel non stationnaires et pour un échantillon de 3 pays du Maghreb (Algérie, Maroc et Tunisie) entre 1980 et 2008, nous utilisons un modèle de comportement du taux de change pour déterminer la relation entre le taux de change réel, l'afflux de capitaux et le développement financier. Notre démarche économétrique s'appuie sur les tests d'intégration sur données de panel proposés par Im et al. (2003) et sur les tests de cointégration sur données de panel développés par Pedroni (1996, 1999, 2000, 2004). L'avantage des techniques d'intégration et de cointégration sur données de panel est triple : elles permettent tout d'abord, de contourner la difficulté liée à l'étroitesse des séries temporelles, ensuite elles sont plus puissantes que les tests traditionnels sur séries temporelles et enfin l'information inter-individuelle réduit la probabilité de réaliser une régression artificielle (Banerjee, 1999).

L'article est organisé comme suit : la première section est consacrée à un bref aperçu de la littérature sur les effets des entrées de capitaux et du développement financier sur le taux de change réel. La deuxième section présente un état des lieux des flux de capitaux et du développement financier dans les pays du Maghreb. La troisième section traite de la spécification économétrique, les données et les résultats obtenus.

## 1. REVUE DE LA LITTÉRATURE

Après une période d'optimisme concernant le renforcement de la croissance avec l'arrivée massive de capitaux dans les pays en développement (Dornbusch, 1998 ; Fisher, 1997), une inquiétude a suscité que la mobilité internationale du capital peut être défavorable pour la stabilité macroéconomique. En particulier, de fortes entrées de capitaux, peuvent avoir des effets macroéconomiques indésirables : expansion monétaire rapide, pressions inflationnistes, appréciation du taux de change réel et hausse des déficits courants. De plus, en présence d'un taux de change fixe, la perte de compétitivité et les déséquilibres externes peuvent altérer la confiance dans la soutenabilité du régime de change et précipiter une crise financière. Dans la littérature théorique, ces effets ont été analysés par Corden (1994), Agenor (1998) et Lartey (2008).

Reinhart et Rogoff (2008) montrent que la mobilité internationale de capital peut contribuer à la vulnérabilité des économies bénéficiaires aux crises financières. En effet, la vulnérabilité d'un pays aux chocs

conjuncturels peut s'aggraver, quel que soit son niveau de développement, notamment s'il n'a pas consolidé son système financier national avant de procéder à la libéralisation. Le risque d'une crise du marché financier n'est pas inhérent à la libéralisation financière, même si les deux sont étroitement liés. Ce risque réside plutôt dans les faiblesses institutionnelles du système financier, dans la réglementation prudentielle ou dans le régime de supervision. Dans ce contexte, Otker-Robe et al. (2007) soutiennent que le développement du système financier permet d'offrir un large éventail de possibilités d'investissement, une utilisation plus productive des afflux de capitaux et ainsi atténuer la contrainte de l'insuffisance de la demande d'investissement. Saborowski (2009) montre également que dans les pays en développement les entrées de capitaux, en particulier les investissements directs étrangers, conduisent à une appréciation réelle du taux de change, mais cet effet est atténué si l'économie dispose d'un système financier développé.

Du côté positif, les flux de capitaux peuvent jouer un rôle important dans l'optique de développement et de la croissance des économies. En effet, les flux de capitaux peuvent permettre de disposer de ressources additionnelles pour effectuer des investissements productifs, pour faciliter l'accès aux technologies, aux compétences en gestion et aux marchés internationaux ainsi que pour accroître la capacité concurrentielle et l'efficacité. Les flux de capitaux, et notamment les flux de portefeuille, peuvent aussi offrir une source de financement efficace pour les économies aux prises avec une pénurie de capitaux, permettre d'éliminer l'écart entre l'épargne et l'investissement, rendre possible la diversification des portefeuilles et contribuer indirectement à la diversification de la production. Les investissements directs étrangers dans les services financiers peuvent aussi servir de complément à la capacité du secteur financier intérieur, ils peuvent rendre les marchés financiers plus concurrentiels, plus robustes et plus efficaces et améliorer l'infrastructure financière, entraînant une baisse des coûts financiers et un renforcement des normes de gouvernance des entreprises.

Gruben et McLeod (1998) constatent une relation positive entre les flux de capitaux et le taux de croissance du PIB réel. En outre, Bosworth et Collins (1999), Mody et Murshid (2005) et Mileva (2008) montrent une relation positive entre les afflux de capitaux et l'investissement domestique. Toutefois, Kose et al. (2006) ne parviennent pas à montrer empiriquement une relation significative entre l'ouverture financière et la croissance des pays les plus impliqués dans ce processus. Qu'il suffise de noter, pour les besoins du présent travail, que l'idée selon laquelle l'ouverture financière génère de la croissance n'est pas admise par tous, tant s'en faut. Un certain nombre

d'études font apparaître des éléments très intéressants attestant, au contraire, que les pays qui ont connu la croissance la plus rapide sont aussi ceux qui ont le moins fait appel à des capitaux étrangers (Prasad et al. (2007) ; Gourinchas et Jeanne, 2007). S'agissant d'établir clairement une relation entre l'ouverture financière et la croissance, la difficulté réside en partie dans le fait que l'ouverture des marchés financiers interagit avec le contexte réglementaire d'un pays donné. Un environnement favorable à l'entreprise, avec une gouvernance efficace, des relations de travail productives et une réglementation du travail prévisible sont autant d'éléments qui aident les investisseurs étrangers à identifier rapidement les possibilités commerciales et à canaliser les fonds vers l'utilisation la plus productive (Mishkin, 2006).

L'importance du développement des marchés financiers et des institutions ainsi que les fonctions qui leurs permettent d'influencer les décisions d'épargne et d'investissement et donc la croissance sont discutées par Demirgüç-Kunt et Levine (2008). En particulier, les intermédiaires financiers, qui sont à la fois les banques d'un côté et les marchés financiers de l'autre, contribuent à réduire les coûts d'acquisition et de traitement des informations nécessaires à l'évaluation des projets d'investissements, améliorant ainsi l'allocation du capital. En outre, les intermédiaires financiers permettent le repérage des meilleures technologies de production, et sont donc susceptibles d'encourager les innovations technologiques, en identifiant les entrepreneurs qui représentent les meilleures opportunités de mettre sur les marchés de nouveaux produits et processus de production (King et Levine, 1993 ; Acemoglu et al. 2003). Les marchés financiers, qui assurent une fonction de liquidité des titres, incitent les agents à acquérir de l'information dont ils peuvent profiter. En effet, les marchés financiers liquides leur permettent d'échanger et profiter de l'information privée qu'ils ont acquise sans qu'ils aient à se dévoiler (Hölstrom et Tirole, 1993).

Le système financier exerce également une fonction de contrôle de la gouvernance des entreprises. Le rôle de cette dernière dans la croissance repose sur l'argument suivant : si les investisseurs, actionnaires ou créanciers, peuvent inciter que les dirigeants d'entreprises à maximiser la valeur de l'entreprise, cela améliorera l'efficacité de l'allocation des ressources et la disposition des épargnants à financer les entreprises et l'innovation. Ainsi, l'efficacité des mécanismes de gouvernance affecte directement les performances des entreprises avec des implications, certes diffuses, mais importantes pour la croissance économique.

Les systèmes financiers facilitent aussi la gestion et la diversification du risque en permettant aux épargnants de détenir des portefeuilles d'actifs

diversifiés<sup>2</sup>. Cela permet à des agents averses au risque d'être prêt à investir dans des projets plus risqués, dont la rentabilité est plus forte. On peut donc en attendre un effet bénéfique sur la croissance à long terme.

Enfin, en permettant une meilleure allocation des ressources vers les entrepreneurs les plus efficaces, un contrôle et une surveillance des entrepreneurs et de leurs projets, le développement financier accroît l'accumulation du capital. Avec l'émergence des intermédiaires qui en résultent, le développement financier réduit les coûts de transactions par une baisse de l'asymétrie informationnelle, une meilleure gestion et couverture du risque ce qui influence positivement les investissements.

L'importance des intermédiaires financiers devrait également varier avec le type de flux de capitaux privés. En effet, même si le développement financier et donc les intermédiaires financiers demeurent importants dans l'attractivité des investissements directs étrangers (IDE) et des dettes, leur contribution dans l'attractivité des investissements de portefeuille est de loin plus importante. Dans la mesure où leur attractivité nécessite de ce dernier un secteur financier très développé. Le développement financier en lui-même implique souvent l'entrée de nouvelles banques ou de nouveaux acteurs sur le marché local. Le processus de libéralisation financière avec des privatisations de banques implique ainsi des prises de participations sous forme d'IDE ou d'investissements de portefeuille et donc une hausse des capitaux privés étrangers. Les crédits bancaires et commerciaux peuvent ainsi augmenter avec l'entrée de nouvelles banques sur le marché local qui peuvent être des filiales de grandes banques étrangères ce qui faciliteraient les prêts entre les succursales et les entités mères.

Ces arguments montrent que le développement financier contribue à la croissance économique. En effet, un certain nombre de travaux empiriques ont tenté de vérifier s'il existait bien une relation entre finance et croissance, mais de manière forcément fruste par rapport à la richesse et à la diversité des fonctions de la finance. Ces travaux portent d'abord sur la causalité entre les deux au travers d'études temporelles dans un grand nombre de pays. Ainsi, King et Levine (1993) trouvent une relation significative entre la taille du secteur bancaire privé et la croissance économique dans 77 pays entre 1960 et 1989. Qui plus est, la taille du secteur bancaire en début de période est un bon prédicteur de la croissance économique ultérieure. Ainsi, la finance ne suit pas l'activité économique, elle la précède. Levine et Zervos (1998) ont alors étendu ce

<sup>2</sup> Cette diversification consiste en général à investir simultanément dans des secteurs différents faisant face à des chocs non corrélés. Levine (2005) souligne aussi la possibilité de diversification intertemporelle du risque.

travail pour y inclure l'impact indépendant des marchés boursiers, ainsi que des banques, sur la croissance économique. Ils constatent que la liquidité du marché boursier et le développement du secteur bancaire sont indépendamment et positivement corrélés avec les taux courants et futur d'accumulation de capital et de croissance économique. De même, Beck et al. (2000) montrent un impact causal significativement positif du développement financier sur la croissance réelle par tête, et sur la croissance de la productivité réelle par tête. Les auteurs soutiennent l'idée qu'un meilleur fonctionnement des banques améliore l'allocation des ressources et accélère la croissance de la productivité, avec des répercussions positives sur la croissance économique de long terme.

Un autre volet de la littérature, qui intéresse notre étude, se concentre plus particulièrement sur l'efficacité allocative, c'est-à-dire la capacité des marchés financiers à allouer les ressources de manière à maximiser le bien-être procuré par leur utilisation. Un travail très représentatif testant la relation entre finance et croissance au niveau des secteurs industriels est celui de Rajan et Zingales (1998). Ils montrent que les industries dont les besoins de financement externe sont relativement plus élevés croissent de façon disproportionnellement plus rapide dans les pays dont les systèmes bancaires et les marchés boursiers sont plus développés<sup>3</sup>. Leurs constatations donnent à penser que le développement financier exerce un effet substantiel sur la croissance économique en réduisant le coût du financement externe pour les firmes financièrement dépendantes. Wurgler (2000), quant à lui, tente de montrer que les marchés financiers améliorent l'allocation du capital. Pour cela, il mesure l'élasticité des investissements à la valeur ajoutée dans les secteurs industriels d'un certain nombre de pays. Il en découle que cette élasticité est plus forte dans les pays financièrement plus développés, c'est-à-dire ceux dans lesquels la protection des investisseurs est bien assurée et les marchés financiers remplissent correctement leur rôle d'information<sup>4</sup>. Fisman et Love (2004) étendent les méthodes de Rajan et Zingales (1998) afin d'évaluer les conséquences du développement financier à court et à long terme pour la croissance des industries. Leurs résultats montrent qu'à court terme, le développement financier facilite la réallocation de ressources à toute industrie présentant un fort potentiel de croissance. A long terme cependant, les industries financièrement dépendantes sont davantage susceptibles de croître dans des pays qui disposent d'institutions financières bien développées.

C'est-à-dire que les pays au développement financier élevé se spécialisent dans les industries financièrement dépendantes.

Les différents volets de la littérature étudiés dans cette section soulignent (i) le potentiel des effets des afflux de capitaux sur les économies bénéficiaires et (ii) l'importance du développement du système financier dans le processus de croissance économique en général et de son efficacité dans l'allocation des ressources en particulier. Ces constatations motivent l'argument principal de la présente étude, à savoir que l'effet des afflux de capitaux sur l'appréciation réelle du taux de change devrait être atténué en présence d'un système financier développé.

## II. FLUX DE CAPITAUX ET DEVELOPPEMENT FINANCIER DANS LES PAYS DU MAGHREB : UN ETAT DES LIEUX

### a) *Les flux de capitaux*

Du point de vue comptable, les flux de capitaux sont constitués de la dette, des investissements de portefeuille, des investissements directs et de placements immobiliers et sont enregistrés au compte de capital et d'opérations financières de la balance des paiements. Les sorties coïncident aux achats d'avoirs extérieurs par les résidents, qui remboursent en outre leurs emprunts à l'étranger. Les entrées s'effectuent par des étrangers qui investissent directement ou indirectement sur les marchés financiers du pays d'accueil, y procurent des propriétés immobilières, ou octroient des prêts aux résidents de ce pays.

Les flux des investissements étrangers dans les pays du Maghreb sont basés essentiellement sur les investissements directs étrangers (IDE). Les flux d'investissement en portefeuille (IPF) sont négligeables comme le montrent le tableau 1.

<sup>3</sup> De même, Claessens et Laeven (2005) montrent que ces industries bénéficient de plus d'un système bancaire concurrentiel.

<sup>4</sup> Ce que l'auteur mesure par la synchronie des évolutions boursières. Si les cours boursiers des entreprises sur un marché sont fortement corrélés, on considérera que leur contenu en information (donc leur capacité à orienter l'allocation du capital) est faible.

Tableau 1 : Evolution des montants des flux d'investissements étrangers vers les pays du Maghreb (en millions d'US\$) : 2004-2008

	Tunisie		Maroc		Algérie	
	IDE	IPF	IDE	IPF	IDE	IPF
2004	639	12.84	895	0.2	882	n.d
2005	782	3.85	1653	0.01	1081	n.d
2006	3312	2.4	2450	0.01	1795	n.d
2007	1662	4.21	2803	0.22	1662	n.d
2008	2646	5.19	2487	11.8	2646	n.d

Source : CNUCED, FMI – IFS.

i. Matrice des flux d'investissement dans la région

La matrice (entrée et sortie) des principaux flux d'IDE à l'intérieur des pays du Maghreb entre 2003 et 2008 montre que ces flux sont négligeables et presque inexistants (tableau 2) et que le Maroc qui attire relativement le plus des IDE des autres pays de la

région. Cette faiblesse des flux intra région du Maghreb est due essentiellement aux restrictions institutionnelles qui empêchent la mobilité des capitaux. On constate que la Tunisie n'a investi qu'en Algérie.

Tableau 2 : Matrice des principaux flux d'IDE estimés vers les pays du Maghreb entre 2003-2008 en millions d'euros

Origine	Destination	Algérie	Maroc	Tunisie
	En mln €			
Europe	Allemagne	215	450	68
	Autriche		0	108
	Belgique	15	1269	2
	Danemark	8	60	0
	Espagne	1015	3796	456
	Finlande		0	0
	France	1972	5302	534
	Grèce		41	
	Italie	187	472	727
	Pays-Bas	114	44	110
	Roy.-Uni	281	213	1340
	Suède	0	4	266
	Suisse	192	465	0
Autr.Eur.	1654	337	114	
Amérique	Canada	238	66	154
	Etats-Unis	1355	965	261
MEDA-10	Egypte	5160	82	1
	Jordanie	35		
	Liban	99		
	Tunisie	59	0	
	Turquie	12	39	0
	Autr.Med-10	26	0	50
Golf	A. Saoud.	736	439	80
	Bahreïn	143	592	132
	EAU	1939	2110	4795
	Koweït	2081	730	296
	Qatar		54	403
	Autr.MENA	298	217	0
	Asie Océanie	Australie	181	0
Chine		578	0	52
Inde		16	81	110
Japon		14	92	72
Malaisie		31	2	
Singapour		145	0	
Autr. Asie		19	96	31
	Afr.Sud			0

Autres	Azerbaïdjan			
	Brésil	1	475	
	Russie	0	102	
	Autr.pays	13	84	0
	Total	18 832	18890	10169

Source : ANIMA (2010).

Avec 100 projets d'IDE détectés en 2008, la destination Tunisie est montée en gamme en 2008. En effet, malgré la dégradation de la conjoncture économique internationale, l'économie tunisienne a tenu bon. Poussée par les exportations, la sous-traitance et le tourisme, la croissance économique, loin de s'essouffler, est restée au dessus de la barre des 5% en 2008.

Selon la FIPA (Agence de Promotion des Investissements de la Tunisie), la Tunisie a reçu l'équivalent de 2.3 milliards de dollars en 2008, soit une augmentation de 54% par rapport à 2007. En nombre de projets : l'observatoire ANIMA-MIPO constate de son côté une hausse de 56% par rapport à 2007, avec 100 projets détectés en 2008, contre 64 en 2007.

Avec 62 projets d'IDE, les Européens restent, de loin, les premiers investisseurs en Tunisie, loin devant les entreprises du Golf (15 projets). Les Européens sont les plus présents dans le textile (7 projets dont 3 projets de l'italien Benetton qui crée une plate-forme de finissage à Kasserine et ouvre plusieurs nouvelles usines). D'après l'observatoire ANIMA, les Français sont les premiers investisseurs dans l'informatique et les services aux entreprises (15 projets au total). Dans les assurances, il faut noter l'acquisition de 35% de la STAR par le français Groupama pour 72 millions d'euros. C'est le secteur de l'énergie qui a reçu le plus grand nombre de projets d'IDE en 2008, avec 21 projets (représentants 2.3 milliards d'euros de montants bruts annoncés) contre seulement 6 projets en 2007.

La bonne campagne agricole permet à la croissance économique au Maroc de rebondir à 6.2% en 2008 selon le FMI (2.7% en 2007). La réduction de la facture énergétique arrive à point nommé pour l'économie marocaine, dont les exportations commencent à décrocher, à commencer par l'industrie du textile/habillement.

Seulement 95 projets d'IDE ont été détectés pour le Maroc en 2008, en baisse de 36% par rapport à 2007. Cet affaïssement se ressent au niveau des montants investis. Ainsi, selon l'observatoire ANIMA, 1.5 milliards d'euros ont été injectés dans l'économie marocaine en 2008 contre 2.7 milliards en 2007.

Comme en Tunisie, les cours élevés du baril de pétrole ont poussé de nombreux opérateurs étrangers à venir tenter leurs chances dans le désert marocain. 8 nouvelles licences d'exploitation pétrolière ont ainsi été délivrées en 2008. Mais, c'est dans le domaine des énergies propres que les investisseurs seront les plus attendus à partir de 2009. En effet, pour réduire la

dépendance vis-à-vis de l'extérieur, le gouvernement marocain a décidé d'agir (le pays importe plus de 90% de ses besoins énergétiques). D'ici 2012, 20% de la production électrique nationale devra provenir de sources d'énergies alternatives, à commencer par le solaire et l'éolien.

Selon les chiffres de l'Agence Nationale pour le Développement des Investissements (ANDI), l'Algérie a attiré 102 projets d'IDE en 2008, qui ont permis la création de 10 723 emplois directs. Les montants investis sont conséquents : 6.2 milliards d'euros de montants bruts annoncés, selon l'observatoire ANIMA.

Contrairement à ce qui est observé pour d'autres pays Med, les investisseurs du Golf consolident leurs positions en Algérie. En 2008, 15 projets d'IDE représentant 4.9 milliards d'euros bruts arrivent du Golf (contre 13 projets d'IDE en 2007).

Signe inquiétant pour l'économie algérienne, les IDE en provenance d'Europe chutent de 50% par rapport à 2007, tant en flux qu'en nombre de projets, depuis 2003. Ainsi, en 2008, ANIMA a détecté 29 projets d'IDE européens pesant 907 millions d'euros en montants bruts, contre 60 projets d'IDE valant 1.8 milliards d'euros en 2007. Ce coup de froid sur les investissements européens peut s'expliquer par un certain flou sur les nouvelles conditions légales en matière d'investissement pour les groupes étrangers en Algérie.

Selon l'observatoire ANIMA, les flux d'IDE vers l'Algérie en provenance des autres pays Med s'effondrent en 2008, tombant à seulement 169 millions d'euros, contre 2.3 milliards d'euros en 2007.

#### ii. *L'évolution des IDE des grandes régions du monde*

L'examen sur le long terme des flux d'IDE au niveau mondial révèle une part négligeable des pays de la méditerranée du Sud. En effet, force est de constater que face à la concurrence internationale en matière de flux de financement, les investissements étrangers restent contraint par la lenteur de certaines réformes attendues, et surtout celles touchant la convertibilité du compte de capital. En 2008, comme nous pouvons facilement le voir en consultant les données du tableau ci-dessous, il semble que 1,36 % des flux mondiaux se sont orientés vers cette région, soit moins que l'Afrique subsaharienne qui en a accueilli environ 2.35% (tableau 3).

Tableau 3 : Flux d'IDE entrants par région (en millions de \$ US)

	2000	2005	2008
Pays de la rive Sud de la méditerranée <sup>5</sup>	3408	12236	24097 (1.36%)
Afrique subsaharienne <sup>6</sup>	5925	21619	41675 (2.35%)
Economies en transition	7025	31100	122588 (6.92%)
Economies en développement	256465	330130	630012 (35.57%)
Economies développées	1137976	624565	1018273 (57.5%)
Monde	1401466	985795	1770873 (100%)

Source : CNUCED

En dépit de ce constat, il semble manifeste que les dernières années ont été marquées par une évolution notable en la matière : croissance des flux

d'IDE, dispersion de l'origine des flux et diversification sectorielle relative.

Tableau 4 : Hiérarchie des principaux revenus extérieurs de la région en millions de \$ US

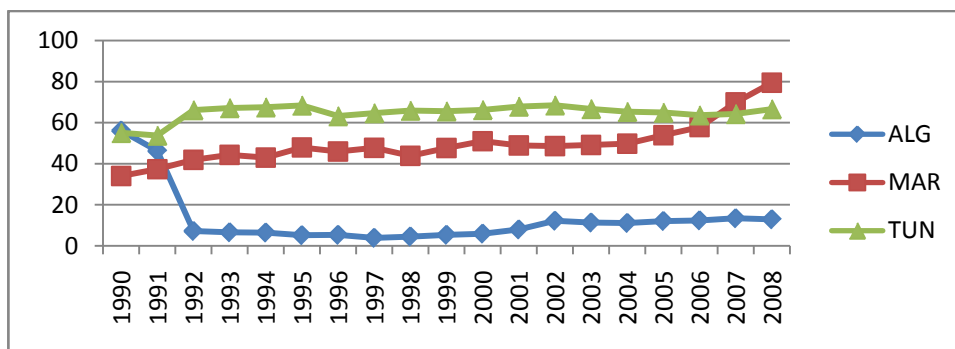
	IDE 2008 CNUCED	Revenus du tourisme 2008 Banque Mondiale	Transferts des migrants 2008 CNUCED	Aide publique au développement 2008 Banque Mondiale
Algérie	2646	325	2202	316
Maroc	2487	8885	6895	1217
Tunisie	2758	3909	1977	479

b) Le développement financier

Les gouvernements des pays du Maghreb ont lancé durant la dernière décennie des programmes de mise à niveau et de restructuration de leurs systèmes financiers visant à créer les conditions idéales à l'essor et au développement de leurs banques et marchés

financiers pour une participation plus active et un rôle plus important dans l'économie. A cet égard, il existe des différences significatives entre les niveaux de développement financier des pays de la région comme le montre le graphique suivant :

Graphique 1 : Développement financier au pays du Maghreb, 1990-2008



Source : World Development Indicators, 2010.

<sup>5</sup> Ce groupe englobe l'Algérie, l'Égypte, la Libye, le Maroc, le Soudan et la Tunisie.

<sup>6</sup> Sans l'Afrique du Sud.



Le graphique montre que l'état du développement financier, mesuré par le ratio des crédits privés par rapport au PIB, est variable entre les pays du Maghreb durant la période 1990-2008. A ce titre, le Maroc dépasse les pays de la région avec un ratio de 79.5% du PIB pendant l'année 2008, alors que cette part ne correspondait qu'à 13% du PIB pour l'Algérie et 66.6% du PIB pour la Tunisie durant la même année. Ce résultat pourrait trouver son explication dans la nature des systèmes financiers qui sont encore à caractère très bancaire avec une forte présence des banques publiques.

En Algérie, par exemple l'activité économique s'appuie encore lourdement sur l'Etat. Le système bancaire est dominant avec 6 banques publiques et qui représentent 90 % des actifs bancaires et le reste est détenu par 15 banques privées. Les institutions financières non bancaires restent encore marginales et le marché boursier est encore embryonnaire avec uniquement 3 entreprises à la côte et un échange très faible.

Le système financier marocain est beaucoup plus large et diversifié que les trois précédents. Cependant, il reste encore majoritairement bancaire et qui représentent 60% du total des actifs du système financier. Le total actif du secteur, qui totalise 16 banques dont 11 privés et 5 étrangères, atteint 109% du PIB en 2007, dont 85% d'actifs pour les six premières banques qui dominent le marché. 50% de leurs bilans sont constitués de prêts à long terme, financés principalement par des dépôts à court terme (82 pour cent de dettes), surtout non rémunérés. Certaines banques ont poursuivi ces dernières années leur déploiement à l'étranger notamment en Europe, au Maghreb et en Afrique subsaharienne avec l'objectif de jouer un rôle actif en Afrique, tout en accompagnant le développement à l'international de l'activité de leur clientèle.

Du côté du marché boursier, il convient de relever qu'outre sa modernisation, ce dernier a vu un accroissement significatif de sa capitalisation au cours des dernières années, passant à 98% du PIB en 2007 contre 24.5% en 2001. Dans la même lignée, il faut noter le développement continu de l'épargne institutionnelle des compagnies d'assurances, de retraites et des fonds mutuels dont les actifs représentent 60% du PIB en 2007 contre seulement 49% en 2004.

Le système financier Tunisien est aussi diversifié avec un total actifs représentant 90 % du PIB. Le système bancaire comprend 20 banques commerciales dont 5 banques de développement. Toutefois, ces dernières ont été converties récemment en banques universelles. Cependant, le marché boursier tunisien reste relativement restreint avec notamment un manque de liquidité malgré les efforts du gouvernement de dynamiser ce secteur.

Toutefois, l'état de santé de ces systèmes bancaires est variable d'un pays à un autre. La qualité des actifs du système bancaire marocain est substantiellement renforcée en ligne avec l'amélioration de la couverture des créances douteuses suite à la mise en place d'un nouveau cadre réglementaire plus strict. Le ratio des créances en souffrances, provisionnées à hauteur de 75% a été ramené à une moyenne de 7.7% du portefeuille de crédits des banques en 2007. Cependant, malgré cette nette décélération du portefeuille des créances douteuses, leur niveau demeure supérieur à ce qui est observé au niveau des pays émergents ou à niveau de développement similaires, et surtout par rapport à la zone Euro où le taux de défaut se situe aux alentours de 3% en situation conjoncturelle normale. Concernant l'Algérie, la situation bancaire reste encore préoccupante avec un taux de 35 %.

Le ratio de capital des banques marocaines, selon le standard Bâle 2, atteint 10.5% au titre 2008 et est réglementairement fixé à 10% au minimum et pourrait atteindre 12% pour les banques présentant une structure de risque particulière.

Cependant, la rentabilité du secteur au Maroc, le rendement des fonds propres (return on equity) des banques marocaines prises globalement a atteint 20.6% en 2007 et serait du même ordre au titre de l'année 2008. En Algérie, le système bancaire qui est à 90% public, ne pose pas de risques macroéconomiques, il demeure capitalisé et rentable, la rentabilité de leurs fonds propres a atteint 25% en 2007 (8% en 2005) contre 9% pour la Tunisie. Pour toute la région Maghreb, le rendement moyen des fonds propres est de 23%. Le ROE suit cette évolution rapide et enregistre des performances intéressantes pour le Maroc 32% en 2007, 28% pour l'Algérie et 10% pour la Tunisie, FMI (2009).

Parallèlement à leur rentabilité élevée, les banques marocaines sont devenues relativement efficaces, avec un coefficient d'exploitation de 48% en 2006. Cet indicateur de compétitivité se compare favorablement par rapport au système bancaire des pays de la Zone Euro (62% en France, 60% en Italie et 55% en Espagne).

En Tunisie, la situation des banques s'est aussi améliorée de façon notable et est caractérisée aujourd'hui par a) une hausse de l'activité bancaire et de la profitabilité, b) une baisse des créances classées de 19.3% en 2006 à 17.3% en 2007 qui s'explique essentiellement par un traitement dynamique de ces créances, c) une augmentation du taux de provisionnement à environ 53.8%. Les deux objectifs des autorités pour 2009, à savoir réduire le taux de créances classées à 15% et porter leur taux de provisionnement à 70% paraissent ainsi réalisables. Atteindre rapidement ces objectifs, et même aller au-delà, renforcerait davantage la capacité du système

bancaire à absorber les chocs potentiels pouvant affecter l'économie, compte tenu notamment de l'ouverture progressive du compte de capital.

Ainsi, il s'avère, que les systèmes financiers dans ces pays sont encore à dominante bancaire et encore marqués par une prédominance des banques publiques qui n'ont pas les capacités de gestion des risques de base et sont alourdies par des prêts improductifs. La domination des banques publiques a également permis à ces économies d'exercer un contrôle direct ou indirect sur l'expansion du crédit. Le fait que les gouvernements tiennent les marchés financiers, explique que la transparence ne soit assurée, ce qui fait fuir les capitaux étrangers.

La réforme du secteur financier dans les pays du Maghreb est une condition nécessaire pour qu'il soit possible d'attirer les capitaux, mais cela ne suffit pas en soi. Il faut miser en complément sur un cadre macroéconomique sain, sur un cadre juridique solide et efficace, sur des marchés de biens et de facteurs fonctionnels ainsi que sur une plus grande coopération à l'échelle régionale et mondiale.

Dans la même lignée de l'étude de Saborowski (2009), le modèle est spécifié dans l'équation (1) :

$$TCR_{it} = \alpha_1 FK_{it} + \alpha_2 (I_{it} * FK_{it}) + \alpha_3 Z_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, 3 ; t = 1, \dots, 29 \quad (1)$$

où TCR est le taux de change effectif réel coté au certain<sup>7</sup>, FK est la variable afflux de capitaux, I représente l'indicateur du développement financier, I\*FK est la variable d'interaction entre l'indicateur du développement financier et l'afflux de capitaux, Z est la matrice des variables de contrôle,  $\eta_i, \varepsilon_{i,t}$ , représentent respectivement les effets spécifiques individuels et le terme d'erreur.

Dans les analyses théoriques axées sur les pays en voie de développement, le taux de change réel est souvent défini, dans une optique de production, comme le prix relatif des biens non échangeables par

rapport aux biens échangeables :  $TCR = \frac{P_N}{P_T}$ , où  $P_T$

et  $P_N$  représentent respectivement le prix des biens échangeables et celui des biens non échangeables. Ainsi, une hausse du taux de change réel désigne une perte de profitabilité du secteur des biens échangeables, et une baisse, une amélioration de la compétitivité extérieure de l'économie.

Un taux de change effectif réel est plus adapté à notre analyse pour plusieurs raisons. La notion du taux de change réel d'équilibre repose en partie sur l'équilibre externe de l'économie qui est nécessairement évalué en référence au reste du monde. Le taux de

<sup>7</sup> Une augmentation de taux de change correspond à une appréciation de la monnaie nationale, alors qu'une baisse reflète une dépréciation.

### III. AFFLUX DE CAPITAUX, TAUX DE CHANGE REEL ET DEVELOPPEMENT FINANCIER : UNE EVIDENCE EMPIRIQUE

L'objectif de cette section est de montrer l'effet des afflux de capitaux sur le taux de change réel étant donné le niveau de développement du système financier dans les pays du Maghreb. Nous présentons successivement, le modèle et les variables, la méthode économétrique et les résultats des diverses estimations qui dans l'ensemble corroborent les hypothèses théoriques.

a) Spécification générale du modèle et définition des variables

Notre étude exploite un échantillon de 3 pays du Maghreb (Tunisie, Maroc et Algérie) pendant la période s'étalant de 1980 à 2008. Le choix de l'échantillon et de la période a été dicté principalement par la disponibilité des données.

change effectif réel offre également une indication de l'évolution de la compétitivité d'un pays par rapport à ses partenaires commerciaux.

Les afflux de capitaux sont approximés par les entrées nettes d'investissements directs étrangers en pourcentage du PIB (IDE). L'entrée des capitaux étrangers est susceptible d'exercer une influence sur le taux de change réel dans la mesure où elle suscite, généralement, un accroissement des dépenses allouées aux biens non échangeables. Ce qui a tendance à créer une pression sur les prix de ces biens et d'engendrer, ainsi, une appréciation du taux de change réel.

Plusieurs indicateurs de développement financier ont été utilisés dans les analyses empiriques. Les deux indicateurs les plus utilisés, car disponibles pour de nombreux pays en développement sur une longue période de temps, sont le rapport au PIB, soit des actifs liquides, soit des crédits accordés par les intermédiaires financiers (hors banque centrale et agences gouvernementales) au secteur privé. Nous utilisons alternativement ces deux variables dans l'estimation de notre modèle<sup>8</sup>.

Ces deux variables financières sont définies de la façon suivante :

- CREDIT : est le montant des crédits distribués par les intermédiaires financiers au secteur privé rapportés au PIB. Cet indicateur financier mesure le

<sup>8</sup> Ces deux indicateurs sont utilisés par Levine et al. (2000).

degré d'intermédiation de l'économie. En excluant le secteur public, cet indicateur illustre la manière dont les fonds sont canalisés vers les investissements privés. L'idée derrière cette mesure est que les systèmes financiers qui accordent plus de crédit au secteur privé évaluant mieux les perspectives futures des entrepreneurs, en exerçant le contrôle des entreprises et en assurant la diversification et la gestion des risques (Levine, 2005).

- LIQ : est le rapport du passif liquide de l'économie au PIB. Cet indicateur prend en compte la masse monétaire (M2) et le passif liquide des institutions financières. Le passif liquide est une mesure de la « profondeur financière » et de la taille globale du système financier.

Selon l'hypothèse principale de cette étude – un haut niveau de développement financier atténue l'effet de l'afflux de capitaux sur l'appréciation du taux de change réel – on s'attend, en effet, à ce que le coefficient relatif à la variable d'interaction entre l'afflux de capitaux et l'indicateur de développement financier devrait être négatif.

Le concept de taux de change réel d'équilibre le plus utilisé dans la littérature est celui qui est basé sur l'approche comportementale. Cette dernière insiste sur les déterminants macroéconomiques de long terme du taux de change réel (Froot et Rogoff, 1994 ; Edwards et Savastano, 1999 ; Baffes et al. 1999). Il s'agit essentiellement de :

- Les termes de l'échange : théoriquement, l'évolution du taux de change réel consécutive à une variation des termes de l'échange est indéterminée. D'un côté l'augmentation des termes de l'échange se traduit par une hausse du revenu national (en termes de biens importés) et donc des dépenses, ce qui conduit à une appréciation réelle. De l'autre, cette augmentation va générer des effets de substitution (hausse de l'offre d'exportables, réduction de la demande d'importables) qui entraîneront une dépréciation réelle. Baffes et al. (1999) notent que l'analyse empirique révèle une supériorité des effets de dépenses. Les termes de l'échange sont égaux au rapport entre les prix à l'exportation (indice de valeur unitaire) et les prix à l'importation (indice de valeur unitaire) du pays considéré. Ils sont notés TE.

- La productivité relative : elle est destinée à capter l'effet Balassa-Samuelson. Cet effet permet d'expliquer les différences d'évolution des taux de change réels par les différences de productivité relatives entre secteurs exposés ou non et entre les économies. En phase d'expansion ou de rattrapage, les variations de productivité dans les économies émergentes sont généralement plus rapides dans le secteur exposé (secteur des biens échangeables), avec notamment des transferts de technologies plus rapides, une adaptation plus grande aux standards internationaux et de plus grands efforts de productivité dans les secteurs ouverts

à la concurrence internationale. Ceci a tendance à réduire le prix relatif des biens échangeables dans l'économie par rapport aux biens non-échangeables et ainsi apprécier le taux de change réel. Le revenu par tête est utilisé comme proxy pour mesurer l'effet Balassa-Samuelson (cf. Balassa, 1964). Il est noté PROD.

- L'ouverture commerciale : une hausse de l'ouverture commerciale résultant d'une libéralisation commerciale déprécie vraisemblablement le taux de change réel (voir Edwards, 1997 ; El Badawi et Soto, 1997). En effet, une réduction de tarif déplace la demande des biens non échangeables vers les biens importables et la production des importables vers les non échangeables et les exportables dépréciant ainsi le taux de change réel d'équilibre. Le taux d'ouverture est calculé comme suit : (valeur des exportations plus valeur des importations) rapporté au PIB en valeur. Elle est notée OUV.

- Les dépenses publiques : une augmentation des dépenses publiques es associée à un choc d'offre négatif. L'effet de cette augmentation sur le taux de change réel d'équilibre dépend en fait de la répartition des dépenses publiques entre biens échangeables et biens non échangeables. Ainsi, une hausse des dépenses publiques en biens non échangeables es associée à une appréciation du taux de change réel d'équilibre, soit une détérioration compétitive du pays, alors qu'une augmentation des dépenses publiques en biens échangeables provoque une dépréciation réelle du change. Elles sont notées DPUB.

Le taux de change effectif réel, le PIB réel par tête et les termes de l'échange sont exprimés en logarithme. Les entées nettes de capitaux, les indicateurs de développement financier, l'ouverture commerciale et les dépenses publiques sont exprimés en pourcentage du PIB. Les données sont extraites de la base de données de la Banque Mondiale (WDI, 2010).

#### b) *Méthodologie économétrique*

Notre méthodologie repose sur l'utilisation des techniques de l'économétrie des données de panels non stationnaires. La non stationnarité des variables macroéconomiques justifie, en partie, le recours à ces techniques. Ces approches exploitent les relations de cointégration entre les variables dépendante et indépendantes pour accroître l'efficacité dans l'estimation des paramètres. En effet, les estimations de long terme par ces techniques sont plus efficaces que celles obtenues en coupes transversales ou en séries temporelles. Cela est d'autant vrai que la dimension temporelle des séries macroéconomiques est en général limitée (Pedroni, 1996 ; Froot et Rogoff, 1994 ; Chin et Johnston, 1996), particulièrement dans les pays en développement. Les approches de panel non stationnaires comprennent des méthodes semi-

paramétriques comme les moindres carrés ordinaires modifiés (Fully Modified Ordinary Least Squares, FMOLS) de Pedroni (2000) et des méthodes paramétriques telles que les moindres carrés ordinaires dynamiques (Dynamic Ordinary Least Squares, DOLS) de Kao et Chiang (1999) et Mark et Sul (2003).

L'analyse économétrique se décompose en trois étapes : la première consiste à vérifier le degré d'intégration des variables utilisées, ensuite, on recherche l'existence d'un vecteur de cointégration et enfin, on estime ce vecteur. Cette dernière étape permettra de conclure sur la nature du lien qui unit le taux de change effectif réel, les afflux de capitaux et le développement financier.

*i. Tests de stationnarité des variables*

Une étape préliminaire à l'estimation consiste à tester l'ordre d'intégration de nos séries. Le test le plus fréquemment utilisé, lorsque la dimension temporelle est limitée, est celui de Im, Pesaran et Shin (2003) (IPS par la suite). IPS ont introduit un test, nommé t-bar, basé sur la moyenne des statistiques de Dickey-Fuller (ou Dickey-Fuller Augmenté) calculées pour chaque individu du panel. IPS proposent de tester l'hypothèse nulle  $\rho_i = 0 \quad \forall i$ , contre l'hypothèse alternative :  $\rho_i < 0$  pour  $i = 1, 2, \dots, N_1$  et  $\rho_i = 0$  pour  $i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$ . 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 :

$$\Delta y_{it} = \rho_i \cdot y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \cdot \Delta y_{i,t-j} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

avec  $p_i$  le nombre de retard choisi de façon à éliminer l'autocorrélation des résidus.

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

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

où  $t_{iT}(p_i, \beta_i)$  correspond à la statistique individuelle de Student associée à l'hypothèse nulle ( $\rho_i = 0$ ) dans le modèle (2) pour un nombre de retard  $p_i$  et un vecteur de paramètres ADF  $\beta_i = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,p_i})$ . Il s'agit de la statistique 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  $t_{iT}(p_i, \beta_i)$ , IPS proposent d'utiliser la statistique standardisée  $Z_{tbar}(p, \beta)$  centrée sur l'espérance de la distribution asymptotique  $\eta$  de la statistique individuelle ADF et réduite par la variance de cette même distribution :

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

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). Les résultats du test IPS sont présentés dans le tableau 5.

*Tableau 5 : Les résultats du test IPS (2003)*

	Variables en niveau		Variables en différence 1 <sup>ère</sup>	
	Avec constante	Const. + tendance	Avec constante	Const. + tendance
TCR	-0.32	-0.04	-2.64***	-1.46***
IDE	0.52	-0.72	-11.81***	-8.6***
CREDIT	0.099	-0.51	-4.56***	-3.56***
IDE*CREDIT	-0.84	-0.93	-7.72***	-6.63***
LIQ	3.01	0.96	-3.03***	-2.37***
IDE*LIQ	1.33	-0.22	-6.88***	-6.64***
PROD	4.6	2.2	-3.52***	-3.95***
TE	-1.26	0.19	-4.97***	-4.09***
OUV	3.5	-0.49	-4.09***	-4.05***
DPUB	-0.42	-0.02	-5.05***	-5.36***

*Notes : Données en panel stationnaire à \*10 %, \*\* 5 %, \*\*\* 1 %.*

ii. *Tests de cointégration*

Pour étudier l'existence d'une relation de cointégration, on s'est référé aux travaux de Pedroni (1999, 2004). Tout comme les tests IPS (2003), les tests de Pedroni prennent en compte l'hétérogénéité par le biais de paramètres qui peuvent différer entre les individus. Une telle hétérogénéité peut se situer à la fois au niveau des relations de cointégration et au niveau de la dynamique de court terme. Ainsi, sous l'hypothèse alternative, il existe une relation de cointégration pour chaque individu du panel. 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. La mise en oeuvre des tests nécessite au préalable d'estimer la relation de long terme suivante :

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1,it} + \beta_{2i} x_{2,it} + \dots + \beta_{Mi} x_{M,it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

avec  $i = 1, \dots, N$  désigne l'individu,  $t = 1, \dots, T$  et  $m = 1, \dots, M$ .

Sur les sept tests proposés par Pedroni, quatre sont fondés sur une dimension *within* ou intra-individuelle et trois sur la dimension *Between* ou inter-individuelle. Les deux catégories de tests reposent sur l'hypothèse nulle d'absence de cointégration :  $\rho_i = 1 \forall i$ ,  $\rho_i$ , désigne le terme autorégressif des résidus estimés sous l'hypothèse alternative tels que :

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

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

Nous constatons 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, chacune des sept statistiques suit une loi normale centrée réduite pour T et N suffisamment importants :

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

où  $Z_{NT}$  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).

En termes de puissance, Pedroni (1999, 2004) montre pour des valeurs de T supérieures à 100, ces statistiques se comportent relativement bien et ne souffrent pas de distorsion de seuil. Cependant, pour des échantillons de plus petites tailles (T inférieur à 20) la statistique « ADF-stat » du modèle *between* est la plus puissante. C'est cette statistique que nous allons utiliser pour tester la relation de cointégration.

Il est important de noter que l'hypothèse nulle testée est l'absence de relation de cointégration entre les variables. Par conséquent, au seuil considéré, une statistique calculée plus petite que la valeur critique tabulée (-1.65 au seuil de 5 %) conduira au rejet de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration.

Le tableau 6 présente les résultats des tests pour diverses spécifications. Dans la première spécification (1), nous introduisons la variable CREDIT comme indicateur du développement financier. En revanche, dans la deuxième spécification (2) la variable LIQ est retenue comme indicateur du développement financier.

Tableau 6 : Tests de cointégration (Pedroni, 1999)

	Spécification (1)	Spécification (2)
Between ADF-stat	-3.67**	-1.99**

Notes : Variable dépendante : taux de change effectif réel. \*\* rejet de l'hypothèse nulle de la non cointégration à un niveau de 5 %.

Comparée à la valeur critique (-1.65) au seuil de 5 %, la valeur calculée de la statistique « ADF-stat » du modèle *between* indique clairement l'existence d'une relation de cointégration entre le taux de change réel et ses fondamentaux. Nous passons maintenant à l'estimation de cette relation.

iii. *Relation de cointégration*

Nous avons choisi la méthode FMOLS qui comme le DOLS qui est une technique d'estimation de

cointégration sur données de panel. Les FMOLS permettent de prendre en compte l'hétérogénéité dans la relation de cointégration. Dufrenot et Yehoue (2005) constatent que l'hypothèse de vecteurs cointégrant homogènes conduit à des estimations biaisées et les résultats sont souvent contre-intuitifs. L'estimateur FMOLS, étudié notamment par Pedroni (1996), permet de tenir compte des problèmes d'endogénéité du second ordre des régresseurs (engendrée par la corrélation entre le résidu de cointégration et les

innovations des variables I(1) présentes dans la relation de cointégration) et des propriétés d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des résidus. Finalement, Pedroni montre que le FMOLS est un estimateur asymptotiquement sans biais et distribué suivant une loi

normale standard libre de toute corrélation sérielle et de tout effet de feedback endogène indiosyncratiques. Les résultats de l'estimation par la méthode FMOLS sont présentés dans le tableau 7.

Tableau 7 : Estimation de la relation de cointégration pour les pays du Maghreb

	Spécification (1)	Spécification (2)
IDE	0.092*** (1.89)	0.4** (1.97)
CREDIT	0.007* (7.09)	-
IDE*CREDIT	-0.031** (-2.14)	-
LIQ	-	0.008* (7.37)
IDE*LIQ	-	-0.12** (-2.34)
PROD	0.311** (2.69)	0.96* (5.27)
TE	0.37* (3.86)	0.282* (4.76)
OUV	-0.013* (-5.86)	-0.007* (-6.16)
DPUB	0.016* (4.19)	0.024* (7.88)

Notes : Variable dépendante : taux de change effectif réel. \*, \*\* et \*\*\* sont les significativités respectivement à 10%, 5% et 1%. Entre parenthèses se trouvent les statistiques t distribuées selon une loi normale centrée et réduite.

Le tableau 7 montre que les coefficients estimés des variables ont le signe attendu et sont statistiquement significatives. Dans les deux spécifications, le coefficient de cointégration relatif aux IDE confirme les prédictions théoriques. Le coefficient estimé est positif et statistiquement significatif impliquant que l'accroissement des flux de capitaux entraîne une hausse des dépenses intérieures et une réallocation des facteurs de production vers le secteur des biens non échangeables. La hausse à long terme de la demande des biens non échangeables entraîne une appréciation du taux de change réel. En effet, une hausse de 1 % des entrées nettes d'IDE entraîne une appréciation du taux de change réel de 0.092 % selon la spécification (1) et de 0.4 % selon la spécification (2)<sup>9</sup>.

Les résultats confirment également qu'une amélioration des termes de l'échange conduit à une appréciation réelle du taux de change, ce qui signifie que l'effet de richesse domine l'effet de substitution. De plus, une augmentation des dépenses publiques est associée avec une appréciation du taux de change réel. Un relâchement des restrictions commerciales (accroissement du taux d'ouverture) est associé avec une dépréciation du taux de change réel dans les pays du Maghreb. Enfin, le revenu par tête contribue aux variations de long terme du taux de change réel. En

effet, le développement économique est accompagné par une appréciation du taux de change réel (effet Balassa-Samuelson).

La spécification (1) présente les résultats de l'estimation en incluant une variable d'interaction entre les entrées nettes d'IDE et l'indicateur de développement financier CREDIT. Les résultats montrent qu'un niveau plus élevé de crédits accordé au secteur privé par rapport au PIB atténue l'appréciation réelle du taux de change induite par les entrées nettes d'IDE. Le coefficient de la variable d'interaction IDE\*CREDIT est de signe négatif et statistiquement significatif à 5 %. En particulier, une augmentation d'une unité de CREDIT réduit l'effet des afflux de capitaux sur le taux de change réel de 0.031%.

La spécification (2) présente les résultats de l'estimation en introduisant une variable d'interaction entre les entrées nettes d'IDE et l'indicateur de développement financier, LIQ. Les résultats suggèrent qu'un niveau élevé d'engagements liquides par rapport au PIB atténue considérablement l'effet des entrées nettes d'IDE sur le taux de change réel. Le coefficient de la variable d'interaction IDE \*LIQ est de signe négatif et significatif au niveau de 5 %. En effet, une augmentation d'une unité de LIQ réduit l'effet des entrées de capitaux sur le taux de change réel de 0.12 %.

Les entrées de capitaux dans les pays du Maghreb, en particulier les IDE, conduisent à une appréciation réelle du taux de change, mais cet effet est atténué si ces économies disposent des systèmes

<sup>9</sup> L'effet total d'une unité supplémentaire de l'IDE peut être calculé en additionnant le coefficient du niveau d'IDE avec le coefficient du terme d'interaction IDE\* indicateur du développement financier et le coefficient de l'indicateur lui-même.

financiers développés. Il importe donc de renforcer les secteurs financiers nationaux, et notamment d'accroître leur capacité à assumer les risques associés à des flux de capitaux transfrontaliers importants et parfois volatils. Les économistes maghrébines doivent également faire preuve d'une discipline budgétaire adéquate pour pouvoir tirer profit des flux de capitaux. Il importe aussi de chercher des moyens plus efficaces pour surveiller les flux de capitaux transfrontaliers volatils.

#### IV. CONCLUSION

L'objet de cet article est de montrer que, dans l'allocation optimale des ressources, le développement du système financier pourrait atténuer l'appréciation du taux de change réel induite par l'afflux de capitaux. En admettant que les afflux de capitaux permettent d'améliorer la capacité productive de l'économie et de réduire la pression sur la demande globale, la pression à la hausse sur le prix relatif des biens non échangeables devrait être atténuée.

A l'aide des techniques économétriques de panel non stationnaires et pour un échantillon de trois pays du Maghreb entre 1980 et 2008, cette étude a fourni des preuves solides pour cette hypothèse. Nous avons utilisé un modèle de comportement de taux de change qui décrit la relation entre les afflux de capitaux, le taux de change réel et le développement financier. Nous avons en particulier utilisé les tests d'intégration sur données de panel proposés par IPS (2003) ainsi que les tests de cointégration sur données de panel développés par Pedroni (1996, 1999, 2000, 2004), ce qui nous a permis de constater l'existence de plusieurs sources d'impulsion influençant le taux de change réel dans les pays du Maghreb.

Nos résultats montrent que l'approfondissement des marchés financiers nationaux et le renforcement des institutions peuvent atténuer en partie l'un des principaux risques associés à l'afflux massif des capitaux dans les pays du Maghreb – la déstabilisation de la gestion macroéconomique – suite à une appréciation importante du taux de change réel. Ces afflux de capitaux peuvent jouer un rôle important dans l'optique du développement et de la croissance des économies maghrébines.

#### REFERENCES RÉFÉRENCES REFERENCIAS

- ANIMA, (2010), « Investissements directs étrangers et partenariats vers les pays Med en 2009 », Etude n°14, avril. Agence française pour les investissements internationaux.
- Artus P., Cartapanis., 2008, « Globalisation financière et croissance dans les économies émergentes », *Revue Economique*, vol. 59, n°6, pp. 1145-1158.
- Agenor P. R., 1998, « Capital inflows, external shocks and the real exchange rate », *Journal of International Money and Finance*, vol. 17, n°5, pp. 713–740.
- Acemoglu D., Aghion P. H., Zilibotti F., 2003, « Distance to frontier, selection and economic growth », NBER Working Paper, n°9066.
- Athukorala P. C., Rajapatirana S., 2003, « Capital inflows and the real exchange rate: Comparative study of Asia and Latin America », *Research School of Pacific and Asian Studies Working Paper*, n°2.
- Balassa, B. (1964), "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, 72(6), 548-596.
- Banerjee A., « Panel data units and cointegration: An overview », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, n°3, pp. 607-629.
- Baffes J., Elbadawi I., O'Connell S., 1999, « Single-equation of the equilibrium exchange rate », in Hinkle L., Montiel P., *Exchange Rate and Measurement for Developing Countries*, Oxford University Press.
- Beck T., Levine R., Loayza N., 2000, « Finance and the sources of growth », *Journal of Financial Economics*, vol. 58, n°1, pp. 261-300.
- Bosworth B., Collins S., 1999, « Capital flows to developing economies: Implications for savings and investment », *Brookings Papers on Economic Activity*, n°1, pp. 143–180.
- Claessens S., Laeven L., 2005, « Financial dependence, banking sector competition, and economic growth », *Journal of the European Economic Association*, vol. 3, n°1, pp. 179-207.
- Corden W. M., 1994, *Economic Policy, Exchange Rates and the International System*, Oxford: Oxford University Press.
- Chinn D. M., Johnston L., 1996, « Real exchange rate levels, productivity and demand shocks: Evidence from a panel of 14 countries », NBER Working Paper, n° 5709.
- Dufrenot J. G., Yehoue E. B., 2005, « Real exchange rate misalignment: A panel co-integration and common factor analysis », *IMF Working Paper*, n°164.
- Demirgüç-Kunt A., Levine R., 2008, « Finance, financial sector policies, and long-run growth », *World Bank, Policy Research Working Paper*, n°4469.
- De la Torre A., Gozzi J.C., Schmukler S. L., 2007, « Capital market development: Whither Latin America? », *World Bank Policy Research Working Papers*, n°4156.
- Dornbusch R., 1998, « Capital controls: an idea whose time is past », in Fischer S., et al., 1998, « Should the IMF Pursue Capital-Account Convertibility? », *Essays in International Finance*, n°207, pp. 20-27.
- Edwards S., Savastano M., 1999, « Exchange rates in emerging economies: What do we know? What

- do we need to know? », NBER Working Paper, n° 7228.
19. Edwards S., 1997, « Exchange rate issues in developing and transitional economies », *Journal of African Economies*, vol. 6, n°3, pp. 37-73.
  20. El Badawi I., Soto R., 1997, « Real exchange rate and macroeconomic adjustment in Sub-Saharan Africa and other developing countries », *Journal of African Economies*, vol. 6, n°3, pp. 74-120.
  21. FMI, 2007a, *Perspectives économiques pour la région Asie-Pacifique*, avril (Washington).
  22. FMI, 2007b, *Perspectives économiques régionales pour l'Hémisphère occidental*, octobre (Washington).
  23. FMI (2009), *Global Financial Stability Report*.
  24. Fisher S., 2003, « Globalization and its challenges », *American Economic Review*, vol. 93, n°2, pp. 1-30.
  25. Fischer S., 1997, « Capital account liberalization and the role of the IMF », *Speech at the IMF Annual Meetings*, September 19, 1997, <http://www.imf.org/external/np/speeches/1997/091997.htm>.
  26. Fisman R., Love I., 2004, « Financial development and growth in the short and long run », NBER Working Paper, n°10236.
  27. Froot A. K., Rogoff K., 1994, « Perspectives on PPP and long run real exchange rates », NBER Working Paper, n° 4952.
  28. Gourinchas P. O., Jeanne O., 2007, « Capital flows to Developing Countries: The allocation puzzle », NBER Working Paper, n°13602.
  29. Gruben W., McLeod D., 1998, « Capital flows, savings and growth in the 1990s », *Quarterly Review of Economics and Finance*, n°38, pp. 287-301.
  30. Holstrom B., Tirole J., 1993, « Market liquidity and performance monitoring », *Journal of Political Economy*, vol. 101, n°4, pp. 678-709.
  31. Im K. S., Pesaran M. H., Shin Y., 2003, « Testing for unit roots in heterogeneous panels », *Journal of Econometrics*, vol. 115, n°1, 53-74.
  32. Kao C., Chiang M. H., 1999 « On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data », *Center for Policy Research Working Papers*, n° 2.
  33. King R. G., Levine R., 1993, « Finance and growth: Schumpeter might be right », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 108, n°3, pp. 717-738.
  34. Kose M. A., Prasad E., Rogoff K., Wei S., 2006, « Financial globalization: a reappraisal », *IMF Working Paper*, n°189.
  35. Lartey E. K. K., 2008, « Capital inflows, Dutch disease effects and monetary policy in a small open economy », *Review of International Economics*, vol. 16, n°5, pp. 971-989.
  36. Levine R., 2005, « Finance and growth: theory, evidence, and mechanisms », in Aghion P., Durlauf S., (eds), *The Handbook of Economic Growth*, Amsterdam, Netherlands: North-Holland.
  37. Levine R., Loayza N., Beck T., 2000, « Financial intermediation and growth: Causality and causes », *Journal of Monetary Economics*, vol. 46, n°1, pp. 31-77.
  38. Levine R., Zervos S., 1998, « Capital control liberalization and stock market development », *World Development*, vol. 26, n°7, pp. 1169-1184.
  39. Montiel P.J., 1999, « Policy responses to volatile capital flows », (unpublished: Washington: World Bank). Disponible sur Internet: [www.worldbank.org/research/interest/conf/past/paps15-16/montiel2.pdf](http://www.worldbank.org/research/interest/conf/past/paps15-16/montiel2.pdf).
  40. Mark C. N., Sul D., 2003, « Cointegration vector estimation by panel DOLS and long-run money demand », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 65, n°5, pp. 655-680.
  41. Mishkin F., 2006, *The Next Great Globalization, How Disadvantaged Nations can Harness their Financial Systems to Get Rich*, Princeton & Oxford, Princeton University Press.
  42. Mileva E., 2008, « The impact of capital flows on domestic investment in transition economies », *ECB Working Paper Series*, n°871.
  43. Mody A., Murshid A. P., 2005, « Growing up with capital flows », *Journal of International Economics*, vol. 65, n°1, pp. 249-266.
  44. Obstfeld M., 1998, « The global capital market: Benefactor or menace? », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 12, n°4, pp. 9-30.
  45. Otker-Robe I., Polanski Z., Topf B., Vavra D., 2007, « Coping with capital inflows: Experiences of selected European countries », *IMF Working Paper*, n°190.
  46. Pedroni P., 2004, « Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis », *Econometric Theory*, Vol. 20, n°3, pp.597-625.
  47. Pedroni P., 2000, « Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels », in *Advances in Econometrics*, n°15, Edited by Baltagi H., Badi H., Kao C., 2000, Elsevier Science.
  48. Pedroni P., 1999, « Critical values for cointegrating tests in heterogeneous panels with multiple regressors », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, n°1, pp. 653-670.
  49. Pedroni P., 1996, « Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity, Indiana University », *Working Paper in Economics*, n°20.
  50. Prasad E., Rajan R., Subramanian A., 2007, « Foreign capital and economic growth », *Brooking Papers on Economic Activity*, vol. 1, pp. 153-209.
  51. Rajan R G., Zingales L., 1998, « Financial dependence and growth », *American Economic Review*, vol. 88, pp. 559-586.
  52. Reinhart C., Rogoff K., 2008, « This time is different: a panoramic view of eight Centuries of financial crises », NBER Working Paper, n°13882.



53. Saborowski C., 2009, « Capital inflows and the real exchange rate: Can financial development cure the Dutch disease? », IMF Working Paper, n°20.
54. Summers L. H., 2000, « International financial crises: Causes, prevention and cures », American Economic Review, vol. 90, n°2, pp. 1-16.
55. Wurgler J., 2000, « Financial markets and the allocation of capital », Journal of Financial Economics, vol. 58, n°1, pp. 187-214.

