

Développement Financier Et Croissance Economique : Le Cas De La Chine

Financial Development And Economic Growth : The Case Of China

LAAJOUL Mouna

Doctorante

Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales Rabat-Agdal

Université Mohammed V de Rabat-Maroc

Laboratoire d'économie appliquée

m.laajoul@gmail.com

OULHAJ Lahcen

Professeur de l'enseignement supérieur

Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales Rabat-Agdal

Université Mohammed V de Rabat-Maroc

Laboratoire d'économie appliquée

lahcen.oulhaj@gmail.com

Date de soumission : 30/04/2021

Date d'acceptation : 08/06/2021

Pour citer cet article :

LAAJOUL. M. & OULHAJ. L. (2021) « Développement financier et croissance économique : le cas de la Chine », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 2 : Numéro 6 » pp : 136 – 151.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons

Attribution License 4.0 International License



Résumé

La croissance économique est l'indicateur le plus suivi pour mesurer l'augmentation de la richesse créée dans un pays. Elle représente l'objectif ultime de toute politique publique, étant donné qu'une croissance soutenue favorise la création d'emploi et se traduit par l'amélioration du niveau de vie de la population. Dans ce sillage, les pays en voie de développement visent, par le biais de différentes stratégies sectorielles, à amorcer un nouveau régime de croissance capable de les hisser au rang des pays émergents. Parmi ces derniers figure la Chine, qui se démarque à l'échelle mondiale par sa croissance fulgurante ayant battu tous les records. L'analyse des moteurs de la croissance chinoise fait ressortir que la politique de réforme lancée en 1978 est à l'origine de l'émergence du pays. Celle-ci a concerné également le système financier qui s'est développé avec les réformes de l'économie planifiée. Dans ce sens, il est intéressant d'étudier et d'analyser le rôle du système financier dans le développement économique de l'Empire du Milieu. Ainsi, cet article examine la relation entre le développement financier et la croissance en Chine moyennant l'approche ARDL de cointégration sur la période 1992-2017. Le développement financier a été représenté par le crédit bancaire au secteur privé et la capitalisation boursière et la croissance a été approchée par le PIB réel par habitant. Les principaux résultats font ressortir l'existence d'une relation de long terme entre le développement financier et la croissance en Chine, et d'un lien de causalité allant du développement financier à la croissance économique.

Mots clés : Chine ; ARDL ; cointégration ; développement financier ; croissance.

Abstract

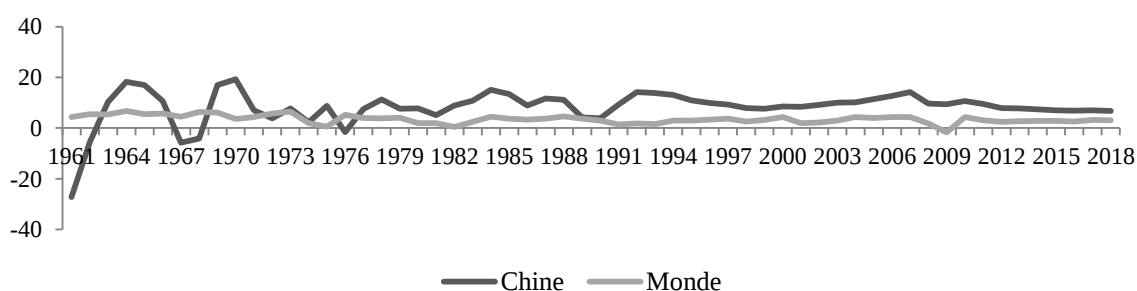
Economic growth is the most monitored indicator for measuring the increase in wealth created within a country. It is the ultimate goal of any public policy, since sustained growth promotes job creation and improves the standard of living of the population. In this context, developing countries aim, through various sectoral strategies, to initiate a new growth regime capable of raising them to the rank of emerging countries. Among these is China which stands out on a global scale for its record-breaking growth. An analysis of China's growth drivers shows that the reform policy launched in 1978 is at the root of the country's emergence. The financial system has also developed with the reforms of the planned economy. In this regard, it is interesting to study and analyze the role of the financial system in China's economic development. Thus, this article examines the relationship between financial development and economic growth in China using ARDL approach to cointegration for the period from 1992 to 2017. Financial development was represented by domestic credit to private sector and stock market capitalization and growth was approximated by real GDP per capita. The main findings indicate the existence of a long-run relationship between financial development and growth in China, and a causal relationship ranging from financial development to economic growth.

Keywords : China ; ARDL ; cointegration ; financial development ; growth.

Introduction

Le développement économique de la Chine a été spectaculaire avec une croissance moyenne de 9,5% sur la période 1978-2018, bien supérieure à celle mondiale de 2,9%. En l'espace de 40 ans, le PIB chinois a été multiplié par 35, passant de 293,6 milliards de dollars en 1978 à 10 873 milliards de dollars en 2018, tandis que le PIB mondial a vu son niveau tripler à 82 892,7 milliards de dollars en 2018 au lieu de 26 266,7 milliards de dollars en 1978. Cette croissance vertigineuse a permis de hisser le PIB chinois à la deuxième place mondiale après celui des Etats-Unis qui s'est élevé à 17 856,5 milliards de dollars en 2018, et a fait passer la part du PIB chinois de 1,7% du PIB mondial en 1978 à 15,2% en 2018. La figure ci-après présente la croissance en Chine et celle mondiale.

Figure N°1 : Croissance économique en Chine et dans le Monde



Source : Banque mondiale.

L'analyse des déterminants du décollage économique de la Chine fait ressortir que la politique de réforme lancée en 1978 est à l'origine de l'émergence de la Chine en tant que puissance économique mondiale incontestable. Celle-ci a permis l'ouverture et la modernisation de l'économie chinoise, qui était renfermée sur elle-même avant 1978. Dans ce sens, le miracle chinois se traduit notamment par :

- une nette progression de la part du total des exportations et des importations de biens et services dans le PIB, passant de 9,7% en 1978 à 37,4% en 2018 ;
- une forte hausse des investissements directs étrangers entre 1979 et 2018, passant de 80 mille dollars à 235,4 milliards de dollars ; et
- une amélioration des indicateurs de développement humain se rapportant en particulier à l'amélioration de l'espérance de vie de 65,9 ans en 1978 à 76,7 ans en 2018, et à la baisse du ratio de la population pauvre¹ à 0,7% en 2015 au lieu de 66,2% en 1990.

¹ Disposant de moins de 1,90 dollars par jour.

Le système financier a connu également un développement notable depuis 1978 dans le cadre de la politique de réforme et d'ouverture. En particulier, le secteur bancaire s'est renforcé grâce à la diversification des activités bancaires, et le marché boursier s'est structuré par le biais de la création de deux bourses des valeurs en 1990 : Shanghai stock exchange et Shenzhen stock exchange. Dans le même sillage, le ratio du crédit bancaire en pourcentage du PIB a connu une nette évolution, passant de 65,3% en 1985 à 154,9% en 2017. De même, le marché boursier chinois est le deuxième marché mondial en termes de capitalisation boursière. Celle-ci a atteint 8 711,3 milliards de dollars en 2017 et a été devancée uniquement par celle des Etats-Unis qui s'est établie à 32 120,7 milliards de dollars.

Partant de ces constats, il semble naturel de se poser la question afférente au rôle du développement financier dans le décollage économique de la Chine. En d'autres termes, le développement financier aurait-il eu un effet positif sur la croissance en Chine ?

Cet article essaye d'apporter des éléments de réponse à cette problématique. Il est structuré en trois grandes parties. La première présente une revue de littérature se rapportant à la relation entre la finance et la croissance. La deuxième partie porte sur la quantification de la relation entre le développement financier et la croissance en Chine. Elle présente le cadre théorique de l'étude et les résultats empiriques. En dernier lieu figure la conclusion qui récapitule les principaux résultats et jette la lumière sur d'autres questions et perspectives de recherche.

1. Revue de littérature

La littérature économique, relativement récente, afférente au rôle du système financier dans la croissance économique et le développement des nations a suscité un vif débat entre économistes. En effet, le système financier joue un rôle crucial dans le financement de l'économie à travers notamment l'intermédiation bancaire, en collectant l'épargne des agents à excédent de ressources et octroyant des crédits rémunérés aux taux d'intérêt débiteurs aux agents à besoin de financement. Cependant, les liens entre l'économie réelle et la sphère financière ont divisé les économistes entre partisans du rôle positif du système financier dans la croissance et détracteurs niant toute connexion entre les deux. Parmi ces derniers figurent les post-keynésiens, qui considèrent que le développement financier est une réponse au changement de l'offre et de la demande dans l'économie réelle. Par conséquent, la finance ne cause pas mais suit la croissance : « Where enterprise leads finance follows. » (Robinson, 1952). En revanche, le succès du développement économique britannique serait imputable à la

supériorité de son marché financier, qui avait réussi à mobiliser l'épargne pour financer les investissements à long terme. Ainsi, l'accès des entreprises au financement avait été décisif dans la mise en place des nouvelles technologies en Angleterre. Le sous-développement économique est donc lié à la difficulté, voire l'impossibilité, de mobiliser les ressources pour les besoins de financement de l'économie en général et des entreprises en particulier (Bagehot, 1873). En outre, l'entrepreneur et le banquier représentent les deux acteurs complémentaires du processus d'innovation. En conséquence, les crédits bancaires sont indispensables pour la croissance du moment qu'ils améliorent la productivité en encourageant l'innovation (Schumpeter, 1912). De même, une relation positive a été identifiée entre l'intermédiation financière et la croissance, moyennant une analyse d'impact des actifs monétaires sur la croissance. Ainsi, le développement a sans doute des fondements financiers (Gurley & Shaw, 1955). Par ailleurs, le secteur bancaire joue un rôle important dans les économies sous-développées. En effet, l'importance du système bancaire augmente avec le retard de l'économie, et le niveau de développement économique au début du processus d'industrialisation détermine le rôle du secteur bancaire (Gerschenkron, 1962). Dans le même sillage, l'effet positif de l'intermédiation financière sur la croissance a été démontré par le biais de l'efficacité et le volume de l'investissement, dans le cadre de l'une des premières études empiriques s'intéressant au lien entre la finance et la croissance. Les résultats de l'étude ont montré que le Japon, l'Italie et la Grande-Bretagne ont des indicateurs de développement financier plus élevés que l'Union Soviétique, d'où l'importance des niveaux respectifs de leur richesse (Goldsmith, 1968). Dans le même sens, la théorie de l'histoire économique (Hicks, 1969) stipule que les biens produits pendant les premières décennies de la révolution industrielle avaient été inventés longtemps auparavant. La réussite de la révolution industrielle en Angleterre s'expliquerait par la liquidité du marché financier qui avait favorisé le financement des inventions, en assurant la transformation des innovations en activité industrielle. Les banques jouent également un rôle déterminant dans la majorité des inventions techniques, en encourageant les investissements à grande échelle (Cameron, 1972). En revanche, la répression financière entrave le développement financier et économique en décourageant l'épargne et l'investissement ((McKinnon, 1973) et (Shaw, 1973)). En conséquence, la libéralisation financière, considérée comme élément clé du développement économique, devrait être fortement préconisée et encouragée. Par ailleurs, l'étude empirique de la relation entre les différents indicateurs relatifs aux marchés boursiers, au secteur bancaire et à la croissance fait ressortir que la liquidité du marché boursier et le

développement du secteur bancaire sont positivement et fortement corrélés avec les taux de croissance, d'accumulation du capital et d'accroissement de la productivité (Levine & Zervos, 1998). De même, l'examen empirique de la relation causale entre le développement financier, le marché du crédit et la croissance en Grèce entre 1988 et 2002 indique qu'il existe une relation de long terme entre les variables relatives au marché boursier, au secteur bancaire et à la croissance économique. Les tests de causalité de Granger indiquent l'existence d'une relation causale bidirectionnelle entre le développement du secteur bancaire et la croissance et d'un lien de causalité unidirectionnelle entre la croissance et le développement du marché boursier (Dritsaki & Dritsaki-Bargiota, 2005). Dans le même sillage, l'examen de la relation entre le développement financier et la croissance économique en Chine via l'approche ARDL de cointégration fait ressortir que le développement financier, représenté par un indicateur synthétique construit moyennant une analyse en composantes principales, a renforcé la croissance chinoise sur la période 1977-2006 (Jalil, et al., 2010). Une autre étude réalisée sur la base d'un échantillon de 87 pays développés et en développement sur la période 1980-2010 indique que le développement financier est bénéfique pour la croissance jusqu'à un certain seuil. Au-delà, il devient plutôt nuisible à la croissance. Plus précisément, les résultats font ressortir que le crédit au secteur privé affecte négativement la croissance lorsque son ratio dépasse 88% du PIB (Law & Singh, 2014). Ce seuil est comparable à d'autres estimés à 90% (Cecchetti & Kharroubi, 2012) et entre 80%-100% du PIB (Arcand, et al., 2012). Et enfin, il existe une relation en forme de U inversée entre la finance et la croissance à long terme. À court terme, la relation entre les deux n'est pas significative. Pour sa part, l'excès de financement pourrait avoir un effet négatif sur la croissance dans les pays à revenu intermédiaire (Samargandi, et al., 2015).

2. Quantification de la relation entre le développement financier et la croissance en Chine

La quantification de la relation entre le développement financier et la croissance en Chine a reposé sur un modèle autorégressif à retards échelonnés de cointégration (Autoregressive Distributed Lag approach to cointegration), permettant de déterminer la relation de long terme entre le développement financier et économique en Chine.

2.1. Présentation des variables

La croissance a été approchée par le logarithme du PIB réel par habitant et le développement du système financier a été représenté par le ratio du crédit bancaire au secteur privé en

pourcentage du PIB comme variable proxy de la profondeur des institutions financières et par celui de la capitalisation boursière en pourcentage du PIB comme proxy de la profondeur du marché financier. Une variable de contrôle a été introduite dans le modèle et se rapporte à l'ouverture commerciale représentant la somme des exportations et des importations en pourcentage du PIB. Les données ont une fréquence annuelle et couvrent la période 1992-2017. Elles ont été obtenues à partir des bases de données « Global Financial Development » et « World Development Indicators » de la Banque mondiale.

2.2. Cadre théorique

Le modèle utilisé pour l'analyse quantitative de la relation entre le développement financier et la croissance en Chine est le modèle ARDL de cointégration (Pesaran, et al., 2001). Il permet de modéliser la relation entre des variables économiques dans une seule équation, dans laquelle la variable dépendante est expliquée par ses propres valeurs retardées ainsi que des valeurs actuelles et retardées des autres variables explicatives. Il présente trois avantages majeurs :

- 1- il convient aux séries temporelles non stationnaires et aux séries avec des ordres d'intégration différents ne dépassant pas 2 (Pesaran & Pesaran, 1997) ;
- 2- il est possible de dériver le modèle de correction d'erreur (Error Correction Model) à partir du modèle ARDL par une simple transformation (Banerjee, et al., 1993). Le modèle de correction d'erreur (ECM) permet d'incorporer la dynamique de court terme et l'équilibre de long terme et d'éviter les régressions fallacieuses résultant de l'utilisation des séries temporelles non stationnaires (Shrestha & Bhatta, 2018) ;
- 3- il convient mieux aux petits échantillons que l'approche de cointégration de Johansen et Juselius (Pesaran & Shin, 1999).

Ainsi, l'approche ARDL de cointégration repose sur l'estimation du modèle suivant :

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta CR_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta CB_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta OC_{t-i} + \rho_1 Y_{t-1} + \rho_2 CR_{t-1} + \rho_3 CB_{t-1} + \rho_4 OC_{t-1} + u_t$$

Où:

- Y est le logarithme naturel du PIB réel par habitant ;
- α_0 est la constante ;
- CR représente le ratio du crédit bancaire au secteur privé en pourcentage du PIB ;
- CB est le ratio de la capitalisation boursière en pourcentage du PIB ;

- OC représente le ratio de l'ouverture commerciale ; et
- u_t est le terme d'erreur (bruit blanc).

L'estimation du nombre de retard optimal pour chaque variable repose sur la minimisation du critère d'informations Akaike (Akaike's Information Criteria (AIC)).

La première partie de l'équation avec β , δ , θ et λ représente la dynamique de court terme du modèle. La deuxième partie avec ρ représente la dynamique de long terme.

La première étape de l'approche ARDL de cointégration est de procéder au test aux bornes « Bounds test » afin de tester l'existence d'une relation de long terme entre les variables. La statistique de test est la F-statistic. L'hypothèse nulle correspond à $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \rho_4 = 0$, reflétant l'absence de relation de long terme. L'hypothèse alternative s'exprime ainsi $H_1: \rho_1 \neq 0, \rho_2 \neq 0, \rho_3 \neq 0, \rho_4 \neq 0$. La F-statistic calculée est comparée à deux ensembles de valeurs critiques estimées par Pesaran et al. (2001). Le premier représente la borne inférieure et correspond aux variables du modèle qui sont stationnaires et le second représente la borne supérieure et correspond aux variables intégrées d'ordre 1. Ensuite, la F-statistic calculée est comparée aux deux bornes:

- si la valeur de la F-statistic excède la borne supérieure, on rejette H_0 ;
- si la valeur de la F-statistic est inférieure à la borne inférieure, on ne rejette pas H_0 ;
- si la valeur de la F-statistic est comprise entre les deux bornes, il n'est pas possible de conclure.

S'il existe une relation de long terme entre les variables, il sera procédé à l'estimation du modèle ECM présenté ci-après :

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta CR_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta CB_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta OC_{t-i} + \alpha ECM_{t-1} + u_t$$

Le coefficient de correction d'erreur indique la vitesse de retour à l'équilibre de long terme suite à un choc de court terme.

Dans le cas où les variables du modèle sont cointégrées, il sera procédé à l'analyse du sens de causalité entre les variables par le biais du test de causalité de Granger. Plus précisément, si deux variables A et B sont cointégrées, alors soit:

- A exerce un effet sur B;
- B a une influence sur A ou;

- A et B s'influencent mutuellement.

Les deux premiers cas indiquent une relation de causalité unidirectionnelle tandis que le troisième reflète l'existence d'une relation bidirectionnelle entre les deux variables.

2.3. Résultats empiriques

L'approche ARDL suppose que l'ensemble des variables sont stationnaires en niveau ou en différences premières. Autrement dit, les variables doivent être intégrées d'ordre 0 ou d'ordre 1 ou présenter une combinaison de variables $I(0)$ et $I(1)$. Dans ce sens, le test Augmented Dickey-Fuller (ADF) permet de tester la stationnarité d'une série temporelle. Celle-ci est donc stationnaire si elle ne comporte ni tendance ni saisonnalité.

Il convient de mentionner tout d'abord que l'ensemble des variables retenues ont été corrigées des effets saisonniers. Nous avons appliqué le test Augmented Dickey-Fuller (ADF) pour tester la stationnarité des variables. Le tableau N°1 synthétise les résultats du test, ceux-ci indiquent que l'ensemble des variables étudiées sont intégrées d'ordre 1.

**Tableau N°1 : Résultats du test ADF réalisé sur les variables
en différences premières**

Variable	Trend and Intercept		Intercept		None	
	ADF statistic	Probability	ADF statistic	Probability	ADF statistic	Probability
D(Y)	-8,125829	0,0000	-8,400074	0,0000	-4,007648	0,0001
D(CR)	-5,668306	0,0002	-5,735687	0,0000	-4,927436	0,0000
D(CB)	-3,918861	0,0319	-4,634094	0,013	-4,407021	0,0001
D(OC)	-5,714029	0,0001	-5,708581	0,0000	-5,673539	0,0000

Source : Auteurs

Le modèle ARDL choisi sur la base du critère de sélection AIC est le modèle ARDL (4, 4, 4, 3). La valeur du R^2 est élevée et les résultats des tests de validation du modèle relatifs à la normalité des erreurs et à l'absence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des erreurs sont bons.

Les résultats des estimations ainsi que ceux des tests de validation sont présentés dans les deux tableaux N°2 et N°3.

Tableau N°2 : Estimation du modèle ARDL (4,4,4,3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	0,736877	0,293901	2,50723	0,0871
Y(-2)	0,020267	0,523519	0,038713	0,9716
Y(-3)	0,995556	0,743922	1,338252	0,2732
Y(-4)	-0,91099	0,541353	-1,68279	0,191
CR	0,000605	0,00122	0,496096	0,6539
CR(-1)	0,000421	0,001824	0,231085	0,8321
CR(-2)	0,001157	0,001572	0,736319	0,5149
CR(-3)	0,000616	0,000655	0,94132	0,416
CR(-4)	0,00038	0,000455	0,835784	0,4646
CB	0,00079	0,000279	2,836072	0,0659
CB(-1)	-0,00027	0,000306	-0,86626	0,4501
CB(-2)	0,000187	0,000466	0,401081	0,7152
CB(-3)	2,11E-05	0,00054	0,039163	0,9712
CB(-4)	0,000998	0,000566	1,762527	0,1762
OC	-0,06213	0,158201	-0,39272	0,7208
OC(-1)	0,048595	0,131284	0,370152	0,7359
OC(-2)	0,101809	0,131097	0,776598	0,494
OC(-3)	0,128554	0,113141	1,136224	0,3384
C	1,077475	0,395839	2,722001	0,0724
R-squared	0,999981			
Adjusted R-squared	0,999868			
Prob(F-statistic)	0,000002			

Source : Auteurs

Tableau N°3 : Résultats des tests de validation du modèle

Hypothèse nulle	Test	F-statistic	Probabilité
Normalité des erreurs	Jarque-Bera	0,921271	0,630883
Absence d'autocorrélation des erreurs	Breusch-Godfrey	1,312751	0,5252
Homoscédasticité des erreurs	Breusch-Pagan-Godfrey	1,003094	0,5832

Source : Auteurs

Les résultats du bounds test de cointégration, font ressortir que la F-statistic calculée (5,9) est supérieure aux valeurs critiques de la borne supérieure (4,68) aux seuils de 10%, 5%, 2,5%

et 1%, d'où l'existence d'une relation de long terme entre les variables du modèle. Dans ce sens, le test de causalité de Granger permet d'analyser le sens de causalité entre les variables notamment celles relatives à la sphère financière et le développement économique. Les résultats indiquent :

- l'existence d'une relation de causalité bidirectionnelle au sens de granger entre la capitalisation boursière (en pourcentage du PIB) et le logarithme du PIB par habitant ; et
- l'existence d'une relation de causalité unidirectionnelle au sens de granger entre le crédit au secteur privé (en pourcentage du PIB) et le logarithme du PIB par habitant dans le sens où c'est le crédit qui cause le logarithme du PIB par habitant. Les tableaux N°4 et N°5 récapitulent les résultats du bounds test et de celui de causalité de Granger.

Tableau N°4 : Résultats du bounds test

Test Statistic		Value
F-statistic		5,899896
K		3
Signif.	I(0)	I(1)
10%	2,37	3,2
5%	2,79	3,67
2,5%	3,15	4,08
1%	3,65	4,66

Source : Auteurs

Tableau N°5 : Résultats du test de causalité de Granger

Hypothèse nulle	F-statistic	Prob.
CR ne cause pas Y au sens de Granger	3,08986	0,0250
Y ne cause pas CR au sens de Granger	1,28216	0,3077
CB ne cause pas Y au sens de Granger	4,57867	0,0235
Y ne cause pas CB au sens de Granger	4,38067	0,0267

Source : Auteurs

L'estimation de la relation de long terme fait ressortir que l'ensemble des coefficients des variables explicatives (CR, CB et OC) sont significatifs². En outre, ils exercent un effet positif sur le PIB par habitant comme indiqué dans le tableau N°6.

Tableau N°6 : Coefficients de la relation de long terme

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CR	0,020093	0,002573	7,809033	0,0044
CB	0,010933	0,001983	5,513695	0,0117
OC	1,369866	0,4665	2,936475	0,0607
C	6,807177	0,560431	12,14633	0,0012

Source : Auteurs

Ainsi, à long terme, une augmentation de 1% des ratios du crédit bancaire au secteur privé, de la capitalisation boursière et de l'ouverture commerciale améliore le PIB par habitant de 0,02%, 0,01% et de 1,37% respectivement.

Ensuite, l'estimation de la relation de court terme met en évidence l'existence d'un mécanisme de correction d'erreur, qui rétablit l'équilibre de long terme lorsque le modèle subit un choc exogène. En effet, le coefficient de correction d'erreur estimé à près de -16% est statistiquement significatif et a le sens attendu. Cela signifie que lorsque le PIB par habitant est dévié de son niveau d'équilibre, environ 16% de ce déséquilibre est corrigé durant la même année.

Dans le même sillage, l'examen des effets à court terme des variables financières sur le PIB par habitant indique que ceux-ci sont minimes. Ainsi, la variable crédit bancaire au secteur privé retardée exerce un effet négatif sur le PIB par habitant. En revanche, la capitalisation boursière a une influence positive sur la croissance. Cet effet est négatif lorsque la variable est retardée.

² Le coefficient du ratio de l'ouverture commerciale est significatif au seuil de 10%.

Les résultats des estimations de la relation de court terme sont récapitulés dans le tableau N°7.

Tableau N°7 : Résultats du modèle ECM

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Y(-1))	-0,104838	0,141853	-0,739062	0,5134
D(Y(-2))	-0,084571	0,188788	-0,447968	0,6846
D(Y(-3))	0,910985	0,185585	4,908713	0,0162
D(CR)	0,000605	0,000306	1,978014	0,1423
D(CR(-1))	-0,002154	0,000522	-4,124921	0,0258
D(CR(-2))	-0,000996	0,00027	-3,693798	0,0344
D(CR(-3))	-0,00038	0,000175	-2,171578	0,1183
D(CB)	0,00079	8,93E-05	8,849702	0,003
D(CB(-1))	-0,001205	0,000144	-8,364366	0,0036
D(CB(-2))	-0,001019	0,000219	-4,660259	0,0186
D(CB(-3))	-0,000998	0,00026	-3,830433	0,0314
D(OC)	-0,062129	0,043724	-1,420941	0,2504
D(OC(-1))	-0,230363	0,065483	-3,517904	0,039
D(OC(-2))	-0,128554	0,043858	-2,931108	0,0609
CointEq(-1)	-0,158285	0,019079	-8,296512	0,0037

$$\text{CointEq} = Y - (0,0201*CR + 0,0109*CB + 1,3699*OC + 6,8072)$$

Source : Auteurs

Les résultats empiriques de l'étude font ressortir que le développement du système financier, ayant débuté avec les réformes de 1978, a favorisé la croissance en Chine. En particulier, les variables relevant de la sphère financière à savoir le crédit bancaire et la capitalisation boursière exercent un effet positif sur la croissance à long terme. En revanche, les effets sont plutôt faibles et négatifs à court terme. Cela implique qu'il est important de distinguer les effets à long terme de ceux à court terme du développement financier sur la croissance.

Ces résultats corroborent d'autres obtenus antérieurement (Jalil, et al., 2010) indiquant que le développement financier, représenté par un indicateur synthétique construit sur la base du ratio du crédit au secteur privé rapporté au PIB, de l'agrégat M3 et du ratio des actifs des banques commerciales rapportés au total des actifs des banques commerciales et de la banque centrale, stimule la croissance à long terme en Chine. De même, le coefficient de correction d'erreur estimé dans le cadre de leur étude est de 13%, soit un taux proche et comparable du notre qui avoisine 16%.

Ainsi, les recommandations en termes de politiques macroéconomiques font ressortir que les pays en voie de développement ont intérêt à engager des réformes durables et continues dans le temps de leurs systèmes financiers. Ces derniers devraient être érigés en socles sur lesquels reposent les différentes stratégies sectorielles de développement. Les réformes devraient porter notamment sur l'amélioration de l'accès au financement des entreprises et des PME en particulier, l'accélération de l'inclusion financière, le développement des infrastructures des marchés financiers et le renforcement des politiques macroprudentielles.

Conclusion

Cet article a examiné la relation entre le développement financier et la croissance économique en Chine moyennant l'approche ARDL de cointégration. Le rythme de la croissance en Chine a été spectaculaire en comparaison avec celui de la croissance mondiale, en relation principalement avec le lancement de la politique de réforme et d'ouverture en 1978, qui a concerné également le système financier. Avec une croissance moyenne de près de 10% sur la période 1978-2018, l'économie chinoise est aujourd'hui la deuxième économie au monde et n'est devancée que par celle des Etats-Unis. Les résultats empiriques font ressortir que le développement du système financier a eu un rôle positif dans la croissance en Chine. Plus précisément, il existe une relation de long terme entre le développement financier, représenté par le crédit au secteur privé et la capitalisation boursière, et le PIB par habitant. Dans le même sillage, les résultats indiquent l'existence d'une relation de causalité entre le crédit au secteur privé, la capitalisation boursière et le PIB par habitant. En revanche, l'effet du développement financier sur la croissance est minime à court terme. Par ailleurs, plusieurs risques planent sur le système financier chinois. Il s'agit en particulier de la hausse des prêts non performants qui ont atteint 1,7% du total des prêts en 2017 contre 1,1% en 2010, et de la forte volatilité des cours boursiers avec une moyenne de 33,4% sur la période 1992-2017, soit presque le double de la volatilité des cours boursiers américains en moyenne (16,7%) sur la même période. Les récentes évolutions du système financier mondial concernant notamment l'adoption des monnaies digitales présentent également de nombreux défis. En particulier, la Chine vient de lancer ses tests pour l'adoption de sa monnaie digitale le « yuan numérique » ou « e-yuan » visant à remplacer une partie des billets et pièces en circulation. Celle-ci aura la particularité de soutenir le rôle des banques chinoises qui seront amenées à assurer de nouvelles prestations. L'utilisation du yuan numérique a le potentiel de transformer le

système financier aussi bien en Chine qu'à l'échelle internationale. Ainsi, il serait intéressant d'étudier les effets de l'adoption du e-yuan sur le système financier et la croissance en Chine.

BIBLIOGRAPHIE

Arcand, J., Berkes, E., & Panizza, U. (2012). Too much finance? International Monetary Fund working paper 12/161.

Bagehot, W. (Eds.). (1962). Lombard Street, A Description Of The Money Market, Homewood, IL: Richard D. Irwin.

Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J. W., & Hendry, D. F. (1993). Co-integration, Error-correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data. Oxford: Oxford University Press.

Cameron, R.E. (1972). Banking and Economic Development: Some Lessons of History. New York: Oxford University Press.

Cecchetti, S., & Kharroubi, E. (2012). Reassessing the impact of finance on growth. Bank for International Settlements working paper number 381.

Dritsaki, C., & Dritsaki-Bargiota, M. (2005). The causal relationship between stock, credit market and economic development: an empirical evidence for Greece. *Econ Change Restruct*, 38(1), 113–127.

Gerschenkron, A. (1962). Economic Backwardness in Historical Perspective: A Book of Essays. Cambridge: Harvard University Press.

Goldsmith R.W. (1968). Financial structure and development. New Haven: Yale University Press.

Gurley, J.G., & Shaw, E.S. (1955). Financial Aspects of Economic Development. *The American Economic Review*, 45(4), 515-538.

Hicks, J. (1969). A Theory of Economic History. Oxford: Clarendon Press.

Jalil, A., Feridun, M., & Ma, Y. (2010). Finance-growth nexus in China revisited: New evidence from principal components and ARDL bounds tests. *International Review of Economics and Finance*, 19(2), 189–195.

Law, S. H., & Singh, N. (2014). Does too much finance harm economic growth? *Journal of Banking and Finance*, 41(C), 36–44.

Levine, R., & Zervos, S. (1998). Stock Markets, Banks, and Economic Growth. *American Economic Review*, 88, 537-558.

McKinnon, R.I. (1973). Money and Capital in Economic Development, Washington, DC: Brookings Institution.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Strom (Eds.), *Econometrics and Economic Theory in 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (pp. 371-413) Cambridge: Cambridge University Press.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.

Robinson, J. (1952). The Generalization of the General Theory. In *The Rate of Interest and Other Essays*, London: MacMillan.

Samargandi, N., Fidrmuc, J., & Ghosh, S. (2015). Is the relationship between financial development and economic growth monotonic? Evidence from a sample of middle-income countries. *World Development*. 68 (C), 66–81.

Schumpeter, J.A. (Eds.). (1934). *The Theory of Economic Development*, Cambridge, MA: Harvard University Press.

Shaw, E.S. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*, New York: Oxford University Press.

Shrestha, M.B., & Bhatta, G.R. (2018). Selecting appropriate methodological framework for time series data analysis. *The Journal of Finance and Data Science*, 4(2), 71-89.