

Les Canaux De Transmission De La Crise Des Subprimes Aux Pays Emergents : Cas De L'Economie Brésilienne

Fatma Braham¹

Résumé : Les mouvements d'intégration financière, les impératifs de la globalisation des marchés ainsi que l'interdépendance des pays (Nord-Nord et Nord-Sud) ont participé à la transmission de la crise américaine des subprimes au reste du monde et particulièrement aux pays émergents, et de là cette crise acquiert la dimension mondiale. Cette évidence économique laisse avancer une hypothèse à savoir que l'effet de contagion de la crise des subprimes devrait atteindre les pays émergents non seulement à l'échelle de la sphère financière mais surtout au niveau de leurs sphères réelles. Ces pays dont l'appartenance économique et politique diffèrent dans le passé montrent à présent un partage de similarités structurelles et réglementaires qui laisse prévoir une vulnérabilité commune quant à leurs activités productives. Notre travail a cherché d'abord à montrer théoriquement les canaux de transmission de la crise financière américaine à la structure réelle notamment industrielle des pays émergents. Ensuite, nous avons mesuré cet effet de contagion sur le niveau de la production industrielle des pays émergents en relativisant l'intensité du canal commercial par rapport au canal financier pour un échantillon de pays émergents et ce en appliquant une estimation en données de panel. Enfin, nous avons analysé cet effet de choc sous sa dimension temporelle pour le cas de l'économie brésilienne moyennant les résultats d'estimation du modèle vectoriel à correction d'erreur ainsi que ceux des fonctions de réponses impulsionnelles au niveau de l'indice de production industrielles brésilienne.

Mots clés : crise financière, Subprimes, effet de contagion, canal de transmission, pays émergents.

Abstract: The movements of financial integration, the imperatives of market globalization and the countries interdependence (South-South and North-South) participated in the transmission of the US subprime crisis to the world, especially in emerging countries and from there the crisis acquires its global dimension. This economic evidence leaves to venture a guess that the contagion effect of the subprime crisis is expected to reach emerging not only at the level of the financial world, but especially in terms of their industrial spheres. Those countries with different economic and political affiliation in the past show now a sharing of structural and regulatory similarities that foreshadows a common vulnerability on their productive activities. Our work has sought first to demonstrate theoretically the transmission channels of the US financial crisis to the real structure including emerging industrial countries. Next, we measured this contagion effect on the level of industrial production in emerging countries by relativizing the intensity of the commercial channel relative to the financial channel for a sample of emerging countries and by applying an estimate panel data. Finally, we analyzed the shock effect in its temporal dimension to the case of the Brazilian economy through the estimation results of the vector error correction model and those of the impulse response functions at the level of the index Brazilian industrial production.

Keywords: financial crisis, subprime, contagion effect, transmission channel, emerging countries.

I. Introduction Et Méthodologie

Plusieurs travaux empiriques ont eu pour objectif de prouver la contagion des crises financières sur les fondamentaux macroéconomiques à l'échelle mondiale qui indiquent l'état de santé d'un pays tels que la croissance économique, le commerce, le marché de travail et etc. Mais peu de ces travaux se sont spécialisés dans l'étude du secteur de l'industrie, malgré son poids important dans le développement de la compétitivité nationale et internationale de la plupart des pays avancés et particulièrement pour le cas des pays en transition, dont l'industrie constitue toujours le principal moteur de leur croissance. Ce travail tente d'estimer cet impact sur une base de données relative à quatre pays émergents connus par les BRICS² (à l'exception de l'Inde)³. A ce titre, nous allons mettre l'accent:

- dans une première section, sur les principaux canaux de transmission des crises financières à l'économie réelle voire la production industrielle des pays émergents. Une revue de la littérature empirique

¹ Fatma Braham, Maître Assistante Habilitée, Ecole Supérieure de Commerce de Tunis, Université de Manouba, Adresse de messagerie : fatma.braham@gmail.com

² L'acronyme «BRICS» vient pour désigner une organisation internationale regroupant les cinq grandes forces émergentes: Brésil, Russie, Inde, Chine et Afrique du Sud, et qui sont respectivement les sixième, neuvième, dixième, deuxième et vingt-neuvième puissances économiques mondiales (au sens du PIB nominal). Regroupés, les BRICS représentent 40% de la population mondiale et, en 2015, ils devraient compter 61% de la croissance mondiale et pourraient faire contreponds au G8, selon les prévisions du FMI (2009).

³ Faute des données disponibles sur ce pays pendant la période qui s'étend sur 11 ans de 2002 à 2012.

s'impose pour cerner les variables à utiliser afin de mesurer l'effet des chocs externes (réels et financiers) sur la production industrielle.

- dans une seconde section, nous allons tester nos variables de contrôle en deux temps. D'abord, par une analyse en données de panel couvrant un échantillon de 4 pays émergents sur la période de 2002-2012 en données mensuelles. Ensuite une analyse temporelle moyennant la technique VECM (modèle vectoriel à correction d'erreur) va inspecter l'effet de long terme de la crise des subprimes sur la production industrielle de l'économie brésilienne. Les résultats du VECM seront appuyés par l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle (FRI) des différents chocs sur l'IPI (Indice de la production industrielle) dans un premier temps et par l'analyse de la décomposition de sa variance, dans un second temps.

I Crises Financières Et Mécanismes De La Contagion Des Secteurs Industriels Des Pays Emergents

Dans la présente section nous allons présenter une revue de la littérature empirique sur les principaux mécanismes de transmission des crises financières à la sphère productive réelle. Toutefois, avant de parvenir à analyser la vive hypothèse, il est important de contourner les différents travaux empiriques récents qui ont traité l'effet des chocs réels et financiers sur la production industrielle surtout en ce qui concerne les pays émergents.

I.1 Littérature empiriques des effets de contagion dans les pays émergents

La littérature empirique a montré que les effets à long terme d'une récession économique se manifestent par des pertes de production permanentes et que les pertes de production liées à des crises financières sont d'autant plus graves, (rapport de l'OCDE, 2009).

En effet, de nouvelles voies de recherche ont porté sur l'importance des conditions d'offre de crédits des banques dans la transmission des chocs à la sphère réelle. Les études d'enquête de Lown et Morgan (2006) sur données bancaires américaines, ont confirmé l'effet de durcissement des conditions d'accès aux crédits sur l'offre de crédit, qui elle-même joue un rôle dans la transmission des chocs à l'économie réelle.

Plus récemment, Guichard et Turner (2008) et Swiston (2008) ont évalué le degré de stress financier en intégrant des variables similaires sur les conditions de crédit dans des indicateurs synthétiques qui ont fait partie de leurs modélisations empiriques.

Blot, Le Bayon, Lemoine et Levasseur (2009) ont étudié les mécanismes théoriques par lesquels les chocs financiers se transmettent à la sphère réelle. En fait, la pertinence de ces canaux de transmission a été illustrée empiriquement selon une modélisation VAR où les crises financières (notamment celle de «*Subprimes*» de 2007) sont mesurées par différents chocs ayant des impacts récessifs sur les cycles d'activité industrielle de la France et des Etats-Unis. Ils ont conclu dans l'ensemble que les chocs financiers contribuent fortement aux cycles d'activités industrielles.

Une panoplie de recherches sur les crises financières s'est concentrée surtout à l'étude de leurs effets à long terme sur les pays avancés. Mais, sont peu les travaux qui ont étudié de manière spécifique l'effet de ces crises financières sur le secteur industriel des pays émergents.

La mondialisation croissante des économies des pays émergents, tant sur le plan commercial que financier ainsi que les épisodes des crises financières ont montré l'importance des chocs des variables externes, notamment financières, au sein des pays émergents, (Kaminsky et al. 2003).

Les travaux sur l'impact des crises financières sur les économies émergentes sont limités. Toutefois, plusieurs économistes ont étudié le degré d'exposition de ces économies à des chocs externes. Dans ce contexte, nous pouvons citer:

Mussa et al. (2000) dans une étude spéciale du FMI ont montré d'abord que: «les régimes de change fixes sont, par essence, plus vulnérables aux crises, et qu'en conséquence, il y aurait lieu d'inciter les pays émergents à opter pour les régimes de change flottants dans l'intérêt de la communauté internationale comme dans leur propre intérêt... En réalité, les pays en développement et en transition dont le régime de change est assez flexible se servent habituellement de la politique monétaire et des interventions officielles pour influencer sur le taux de change».

De plus, ils ont mis en avant pour des groupes régionaux importants des pays à marchés émergents, comme le Mercosur⁴ et l'ASEAN⁵ qui entretiennent des liens commerciaux diversifiés avec les pays industrialisés tout en ayant un volume considérable d'échanges commerciaux intra-régionaux. Ajoutons que la déstabilisation consécutive de leurs activités économiques est due aux fluctuations marquées de leurs taux de change essentiellement par rapport au dollar américain.

⁴ Le Mercosur ou le Marché commun du sud est une communauté économique qui regroupe plusieurs pays de l'Amérique du Sud tels que l'Argentine, le Brésil, le Paraguay, l'Uruguay, la Venezuela, la Bolivie, le Chili, la Colombie etc.

⁵ L'ASEAN ou l'ANASE (Association des Nations de l'Asie du Sud-est) est une organisation politique, économique et culturelle qui regroupe dix pays d'Asie du Sud-est tels que les Philippines, l'Indonésie, la Malaisie, le Singapour, la Thaïlande etc.

Cependant, ces auteurs ont notamment conclu que l'intégration économique régionale (accord monétaire et de change régional) est indispensable pour ces groupes et demande des structures institutionnelles voire une volonté politique commune au terme de nombreuses années d'efforts.

Outre les travaux sur les politiques de change, Abeysinghe.T (2000) a utilisé un modèle structurel de commerce afin de tester l'effet de la crise en Asie sur le secteur réel des pays sud-est asiatiques. Ses résultats empiriques ont montré que le commerce est un facteur important dans la transmission des effets de la crise aux cycles d'activités manufacturières de Singapour, et que les contractions de l'économie réelle sont les résultats des chocs financiers directs à l'origine de la contagion pure.

Une étude réalisée en 2007 par Yilmazkuday a concerné l'impact des crises de change sur les secteurs industriels Coréen, Turquie et Tchèque. Son analyse s'intéressait d'abord à la détermination des cycles de production industrielle à partir de plusieurs mesures de croissance et de la production industrielle. Ensuite, à la recherche d'un intervalle de temps dans lequel les effets des crises de change normalement disparaissent.

En fait, il s'est inspiré du modèle univarié à changements de régimes markoviens élaboré par ses prédécesseurs Albert et Chib (1993) dont l'objectif du modèle était de générer des probabilités pour les différentes mesures de croissance moyenne de la production industrielle par l'application de la méthode d'échantillonnage de Gibbs.

De plus, il a utilisé des indices de production industrielle mensuels pour obtenir la variation mensuelle (en %) de la production industrielle et c'est pour n'importe quel intervalle de temps désiré. En effet, il a démontré que les effets des crises de change disparaissent dans un intervalle de 4 ans pour la Corée après la crise de change de 1997, à partir de 7 ans après la crise de 1994 et 2001 pour la Turquie et à partir de 5 ans pour la république Tchèque après la crise de change de 1997.

De et Chiranjib (2011) ont tenté d'expliquer l'impact de la crise mondiale sur le commerce et l'industrie indienne. Dans leur analyse, ils ont utilisé deux modèles: les données de panel et la technique d'auto-régression vectorielle (VAR).

En fait, le modèle panel n'a pas donné une indication significative sur l'influence de l'industrie indienne par la baisse de la demande dans les économies développées comme les Etats-Unis, l'Union Européenne et le Japon.

Par contre, les résultats de l'étude par la technique VAR ont indiqué que le changement dans la composition de l'industrie en Inde a affecté de manière significative ses exportations vers ses partenaires commerciaux pendant les chocs de la crise internationale. L'étude a montré également que le choc des exportations de l'Inde vers les Etats-Unis a joué son rôle dans la libéralisation du commerce indien et que l'industrie indienne n'a pas été sensiblement affectée par la crise mondiale.

En outre, Akingunola et Sangosanya (2011) ont essayé de mesurer l'impact de la crise économique mondiale sur la performance industrielle Nigérienne. Leur étude s'est basée sur un modèle de régression afin de capter les changements structurels inhérents de la relation qui existe entre les indicateurs macroéconomiques et la production industrielle du Nigéria en amont et en aval de la crise. L'analyse a révélé que la performance industrielle Nigérienne est négativement liée aux divers chocs externes. Ils ont conclu que la performance industrielle n'a subi qu'un léger changement structurel durant la crise.

Une autre recherche plus récente d'Al Qaisi (2013) a analysé l'effet de la crise financière internationale sur le secteur industriel en Jordanie. Cet auteur a estimé différents ratios financiers à partir des états financiers des entreprises industrielles Jordaniennes pour la période allant de 2000 à 2008. Ses résultats ont montré que les retombés de la crise financière mondiale étaient négligeables sur le secteur industriel en Jordanie.

Les recherches précédentes sur les marchés réels des pays émergents n'ont pas consacré une attention particulière aux mécanismes via lesquels les chocs externes pourraient se transmettre d'un pays à un autre, d'où l'intérêt de la partie qui suit.

I.2 Les canaux de transmission de la crise financière à l'économie réelle des pays émergents

Nous soutenons l'hypothèse que les pays émergents sont généralement vulnérables aux chocs extérieurs à cause de leur dépendance à l'économie internationale. De là, les effets négatifs de ces chocs se propagent du champ financier vers le réel de sorte qu'il aura une contraction importante de leur production.

En effet, le degré de symétrie des chocs entre les pays permet de comparer la vitesse avec laquelle ces économies agissent devant ces chocs. La différence des réponses des pays face à un choc commun exprime le niveau de convergence ou d'interdépendance entre leurs structures macroéconomiques et financières.

Dans ce contexte, Bayoumi et Eichengreen (1993) et Canova (2003) ont estimé qu'il existe un ensemble de pays appartenant à la même zone ayant un profil économique et financier similaire et qui réagissent identiquement aux différents chocs.

A ce titre, les phénomènes de contagion qui ont résulté des crises financières récentes dans les pays développés impliquent le fort besoin d'analyser l'influence des crises financières dans les pays émergents, (Kaminsky et al. 2003).

En général, les crises financières affectent l'économie réelle à la fois du côté de l'offre et de celui de la demande. La crise financière internationale caractérisée par la chute des bourses, la diminution des prix immobiliers, pétroliers et de matières premières et la paralysie des marchés interbancaires, a entraîné plusieurs chocs qui ont affecté les décisions d'investissement et de consommation des agents non financiers et par conséquent la production des industries.

En particulier, la propagation de ces phénomènes financiers à la sphère réelle était très rapide et effectuée par le biais de plusieurs canaux qui ont fait subir les agents non financiers soit un choc sur leur capacité de financement (coût du capital et rationnement des crédits), soit un choc sur leur richesse ou bien un choc d'incertitude, (Spilimbergo et al. 2008).

En outre, plusieurs mécanismes financiers ont participé dans la propagation de la crise des *Subprimes* et sont principalement l'effet financier, l'effet de richesse, l'effondrement du crédit et la baisse du commerce international.

I.2.1 Le canal du taux d'intérêt

Selon Mishkin (1995, 1996), le canal du taux d'intérêt ou de coût du capital ne se manifeste qu'à travers deux conditions. Il s'agit d'abord du taux d'intérêt réel et non pas nominal qui stimule les décisions d'investissement des entreprises et des ménages dans un cadre de rigidité des prix et des salaires. En effet, la baisse du taux d'intérêt réel entraîne la chute du coût de l'emprunt et par conséquent elle augmente l'investissement des entreprises et des ménages (logement et acquisition des biens durables) ce qui provoque la demande globale et la production. Compte tenu du fait que c'est le taux d'intérêt à long terme et non pas à court terme qui dirige les décisions des agents non financiers, il est nécessaire que la valeur du taux d'intérêt réel à long terme corresponde à chaque modification sur le taux d'intérêt à court terme.

En général, le taux d'intérêt réel constitue un outil puissant pour les banques centrales à stimuler la production de l'économie, puisque chaque nouvelle diminution du taux d'intérêt nominal (très proche de zéro) provoque un regain d'inflation anticipée (c.à.d. anticipations déflationnistes) et une baisse du taux d'intérêt réel qui encourage l'investissement des entreprises notamment des ménages et accélère la machine productive.

I.2.2 Le canal des crédits bancaires

Les recherches de Bernanke et Blinder (1988) et Bernanke et Gertler (1995, 1996) ont mis en évidence les imperfections des marchés financiers qui proviennent des asymétries informationnelles et stimulent l'accroissement et la transmission des chocs monétaires, réels et financiers. En fait, le canal du crédit bancaire comporte différents outils qui amènent à ces phénomènes d'amplification financière à savoir la prime de financement externe, le rationnement de l'offre de crédit et les ratios prudentiels.

Dans le modèle de l'accélérateur financier, les emprunteurs subissent une prime de financement externe dont le coût augmente lorsque les asymétries d'information sont élevées et diminue avec leur richesse nette. Dans ce cas, tout choc financier, monétaire ou réel qui se manifeste par un durcissement des conditions financières et un accroissement de la prime de financement externe détériore automatiquement la situation financière des agents et relâche les perspectives de croissance future. L'accélérateur financier est donc un vecteur important par lequel le choc influencera la sphère réelle par une dégradation de l'investissement et de la consommation qui dépasse les effets associés à la richesse et au coût de capital.

Le choc de la crise actuelle a amplifié l'inquiétude envers le risque de «credit crunch», c'est-à-dire de rationnement de crédit, qui a engendré le blocage du marché interbancaire ainsi que l'affaiblissement des activités de titrisation. Selon Altunbas et al. (2007), la titrisation a diminué la portée du canal de crédit en ajoutant une source alternative de liquidité aux banques et en les autorisant de se soustraire aux exigences des fonds propres. En effet, ce canal sera réactivé si les opportunités de titrisation se réduisent brusquement et les banques trouvent d'autres sources de financement.

Enfin, les établissements de crédit suite à un choc financier ont la possibilité de choisir entre la diminution de leur exposition aux risques (amélioration de la qualité de leurs actifs) en restreignant leur offre de crédit ou en accroissant la quantité de leurs fonds propres pour satisfaire les ratios prudentiels. Dans ce cadre, le canal de crédit sera renforcé lorsque les chocs sur le capital bancaire conduisent les banques à diminuer leur offre de crédit car elles sont entravées par des exigences réglementaires en fonds propres (Peek et Rosengren, 1995). Cependant, le rationnement de crédit pendant la crise financière de 2007 était la cause principale de la contraction des dépenses des agents non financiers.

I.2.3 Le canal des effets de richesse

Théoriquement, l'effet de richesse est conçu comme étant le revenu permanent des ménages (selon la thèse de Friedman). En effet, l'individu a une richesse initiale qui est composée de l'ensemble de ses revenus salariaux, de son patrimoine financier (actions et/ou obligations) et non financier (immobilier). Cette richesse dégage son revenu permanent qui est la moyenne actualisée de ses revenus présents et futurs anticipés. Or, tout

choc a un effet négatif sur la richesse du ménage qui abaisse son revenu permanent et par la suite sa consommation. Si ce choc négatif est momentané (ex. baisse de prix des actions), l'influence sur la consommation sera elle-même momentanée et aura un faible effet à cause de l'actualisation des flux financiers présents et futurs. Mais si le choc est permanent (ex. éclatement de bulles sur le marché immobilier), l'effet sur le revenu permanent sera grand et sur la consommation durable.

Empiriquement, l'utilisation des effets de richesse pour expliquer la consommation des agents non financiers a été insuffisante pour la plupart des pays sauf les Etats-Unis et le Royaume-Unis à cause de plusieurs divergences dans la composition de la richesse des individus comme la part des placements financiers, la part des dettes, la part des dépenses etc. dans la richesse.

I.2.4 Le canal du choc et de l'incertitude

Dans un environnement risqué et régi par l'incertitude, les entreprises et les ménages doivent prendre leurs décisions d'investissement et de consommation, ce qui implique des comportements opportunistes. En période de crise, l'incertitude augmente la précaution des agents non financiers ce qui favorise l'épargne au dépend de la consommation et de l'investissement.

En raison de l'irréversibilité des dépenses d'investissement et des coûts d'installation du capital élevés en cas d'engagement, la décision d'investir devient semblable à l'exercice d'une option (Pyndik, 1988). En effet, la firme n'investit que dans le moment opportun et rentable c'est-à-dire lorsque les gains sont supérieurs aux coûts d'installation du capital. Or, le prix implicite de l'option augmente avec la volatilité des risques sur les marchés et l'incertitude globale quant à la situation macroéconomique d'un pays.

La crise financière internationale a entravé le commerce et la demande mondiale dans les économies avancées et en même temps a entraîné la baisse des exportations des pays émergents et en développement. La plupart des économies émergentes sont particulièrement sensibles aux fluctuations du commerce mondial puisque leurs activités économiques sont fortement attachées aux exportations. C'est le cas des pays asiatiques spécialisés dans la production manufacturière dont les exportations ont été gravement affectées par le canal commercial, (Allegret, 2010).

Après avoir mis en exergue les principaux canaux de transmission des crises financières à la sphère productive réelle, nous allons spécifier les variables retenues pour la mesure de l'effet de la crise des subprimes sur la production industrielle des pays émergents.

Pour se faire, nous avons choisi un échantillon composé de quatre pays émergents: Brésil, Russie, Chine et Afrique du sud.

Les données utilisées dans notre étude couvrent une période de 130 observations, échelonnée du mois de janvier 2002 jusqu'à octobre 2012. Le tableau 1 résume l'ensemble des variables utilisées dans le but d'expliquer le lien existant entre les différents chocs externes (réels et financiers) et la production industrielle.

Tableau 1 : Spécification, définition et source des variables

Variable	Définition et mesure	Code	SA	Source
L'indice de la production industrielle (IPI)	Le log népérien de l'indice de la production industrielle est une variable d'activité proxy du secteur industriel émergent.	LIPI	+	Calculs à partir de la base de données de l'OCDE (2014);
L'indice des prix à la consommation (IPC)	Le log népérien de l'indice des prix à la consommation est une variable prix proxy de l'inflation.	LIPC	+	Base de données de l'OCDE (2014)
Les exportations	Le log népérien des exportations représente une variable volume proxy du canal commercial.	LEXP	+	
Le taux interbancaire à 3 mois	Le taux interbancaire à 3 mois est une variable du coût de refinancement bancaire proxy des chocs de politique monétaire d'où l'effet financier.	TIB	-	Banques centrales respectives aux pays de l'échantillon
Le spread interbancaire	Le taux interbancaire à 3 mois –le taux sur bons de trésor est un indicateur des difficultés de refinancement proxy des chocs de liquidité en période de crise qui représente le canal bancaire	SPREAD	-	
Les cours boursiers	Le log népérien des cours boursiers mesure la richesse financière des agents (ménages, entreprises et institutions financières) : le canal des effets de richesse	LCB	+	Bourses des pays
Le taux de change effectif réel ⁶	Le taux de change effectif réel est un indicateur	TCER	-	Calculs à partir de la

⁶ Les taux de change effectifs réels sont des indicateurs de compétitivité qui tiennent compte des différences de niveaux de prix entre les partenaires commerciaux. Les mouvements de taux de change réels effectifs donnent une indication de l'évolution de l'agrégat de la compétitivité -prix des exportations d'un pays. Une baisse du TCER indique une amélioration de la position concurrentielle. Les taux de change effectifs sont des indices en chaîne ayant pour année de base l'année 2005. La méthode de calcul des TCE est analysée dans Durand et al. (1992), Le Foulmer et al (2001) et Brézillon et al (2010), selon l'OCDE (2014).

	de compétitivité qui mesure l'évolution réelle de la valeur de la monnaie nationale. TCER= (IPC PAYS _i /IPC PART _i)*TCEN _i Avec: IPC PAYS _i l'indice des prix à la consommation du pays au mois i, IPC PART _i l'indice des prix à la consommation de son principal partenaire commercial au mois i et TCEN _i le taux de change effectif nominal au mois i.			base de données de l'OCDE (2014)
Dummy de crise	Variable indicatrice de survenance d'une crise financière dans un pays. Elle prend 1 s'il y a une crise et 0 sinon.	D1	-	Auteur
Dummy de régime de change	Variable indicatrice de l'aspect institutionnel de la contagion. Elle prend 1 dans le cas d'un régime de change flottant et 0 ailleurs (régime fixe ou régime intermédiaire)	D2	+	Auteur

II. Analyses empiriques de l'effet de choc de la crise des Subprimes sur l'activité industrielle des pays émergents

Dans la présente partie, l'approche est purement empirique visant la mesure de l'impact de la crise hypothécaire des *Subprimes* de 2007 sur le secteur industriel des pays émergents. Elle sera portée en deux niveaux. D'abord, une analyse en données de panel moyennement la méthode VCEM (modèle vectoriel de correction d'erreur) appuyée par un test de robustesse qui essaiera de tester la significativité (signe et intensité) de nos variables exogènes pour l'ensemble des pays de notre échantillon et couvrant la période 2002-2012. Ensuite, une analyse temporelle basée sur des techniques d'auto-régression vectorielle (tests de cointégration, fonction de réponse impulsionnelle et décomposition de la variance) examinant les effets à long terme de la crise sur la production industrielle de l'économie brésilienne.

II.1 Analyse en données de panel de l'impact de la crise des *Subprimes* sur le secteur industriel des pays émergents

Les données de panel ou les données longitudinales font référence typiquement aux données qui contiennent des observations temporelles de plusieurs individus. Ce qui implique au moins deux dimensions: une dimension individuelle indiquée par l'indice i , et une dimension temporelle indiquée par l'indice t . Cependant, un panel est dit cylindrique équilibré lorsqu'il comporte N unités d'observations $i=1, \dots, N$ sur T observations $t=1, \dots, T$, (Hsiao, 2005).

Le terme «panel» réfère aux observations dites *pooled* d'un ensemble de secteurs, de pays, de biens etc. Il s'agit d'un panel orienté de «Cross-section» ou en coupe transversale lorsqu'il est construit de plusieurs secteurs et pour une faible période de temps, ou bien d'un panel orienté de «Time-series» ou en séries temporelles⁷ s'il est construit d'un nombre faible de secteurs et un nombre important de périodes, (Hsiao, 2003).

Nous avons opté pour les données de panel comme modèle d'estimation orienté en séries temporelles pour les avantages de son estimation commune des coefficients et dans la croissance du degré de liberté avec le pouvoir d'isoler les effets des actions spécifiques permettant la baisse de potentialité des erreurs standards des coefficients estimés. Cette partie se concentre sur une étude économétrique en données de panel statique dont le but est d'analyser l'effet des variables réelles et financières sur l'indice de la production industrielle (IPI) dans les pays émergents d'abord, le cas spécifique du Brésil en second lieu.

- Spécification et estimation du modèle

Pour tester l'impact contagieux de la crise des *Subprimes* sur le secteur industriel des pays émergents nous avons appliqué la méthode de GMM sur données de panel statique. Cette méthode nous a permis d'étudier le comportement individuel dans un environnement temporel répétitif.

L'idée de base de notre modèle est d'estimer cette relation en régressant l'indice de la production industrielle (LPI) sur des indicateurs macroéconomiques: l'indice des prix à la consommation (LIPC), les exportations (LEXP), le taux de change effectif réel (LTCER), et sur des indicateurs financiers: le taux interbancaire (LTIB), le *spread* interbancaire (LSPREAD) et les cours boursiers (LCOURS) avec deux dummies indicatrices respectivement de crise (D1) et de régime de change (D2).

Cette relation est traduite par le modèle économétrique suivant:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + U_{it}$$

avec:

Y_{it} : variable à expliquer mesurant l'indice de la production industrielle d'un pays i à la période t (mois).

X_{it} : l'ensemble des variables explicatives englobant des indicateurs macroéconomiques, des indicateurs financiers et deux variables indicatrices binaires.

β : le vecteur de paramètres de l'ensemble des variables explicatives.

α_i : désigne les effets non observés spécifiques individuels invariants dans le temps.

U_{it} : le résidu de moyenne nulle, de variance constante, et qui est non corrélé dans le temps et des individus avec $i = 1 \dots N$ avec $N = 4$, $t = 1, \dots, T$ avec $T = 130$.

Le tableau 2 résume les propriétés statistiques des séries des variables utilisées dans notre modèle.

Tableau 2 : Statistiques descriptives des variables⁸

Variable	Observations	Moyenne	Ecart type	Min	Max
LIPI	520	4.660071	0.097082	4.35927	4.827513
LIPC	520	4.715327	0.206451	4.200205	5.242805
LEXP	520	24.12599	0.8561144	22.13425	25.9222
LTIB	519	1.926901	0.6685499	0.0861777	3.326115
LSPREAD	520	0.437249	1.264029	-4.60517	2.882004
LCOURS	519	8.719521	1.618929	0.6113567	11.19262
LTCER	520	2.228802	0.8601582	0.7556505	3.897323
D1	520	0.2153846	0.4114847	0	1
D2	520	0.6692308	0.4709432	0	1

• Source: STATA. 12

Les statistiques descriptives montrent que la variable en log népérien de l'indice de la production industrielle présente une moyenne de 4.660 et une variabilité moyennement faible de 0.097, avec un maximum de 4.827 et un minimum de 4.359. ce résultat avance que cet indicateur est assez semblable sur toute la période et quelque soit le pays.

Les variations sont distinctes pour les autres variables de contrôle, nous observons pour certaines comme les exportations, les *spreads* interbancaire, les cours boursiers et les taux de change effectifs réels ont des fluctuations considérables en moyenne avec une dispersion élevée. Pour les autres variables telles que l'inflation et les taux interbancaire se caractérisent par une dispersion moyennement élevée ce qui devrait être analysé avec plus d'acuité (objet de la section suivante).

Nous pouvons conclure de ce tableau des analyses descriptives que notre échantillon montre une hétérogénéité apparue dans de la variabilité moyennement élevée au niveau de toutes les variables de contrôle. Cette hétérogénéité peut être notamment expliquée par les caractéristiques individuelles spécifiques au choix de notre échantillon.

Avant d'estimer les variables et générer le degré du pouvoir explicatif du modèle, nous devons vérifier la non colinéarité des variables (voir annexes : Tab.3 matrice de corrélation, Test de VIF : Tab.4) et la stationnarité globale des séries du modèle est donc vérifiée en faveur de l'hypothèse nulle (H_0 : absence de racine unitaire). Les détails figurent en annexes.

- Résultats de tests de spécification du modèle :

Afin de spécifier notre modèle de régression s'il s'agit d'un panel à effet fixe ou à effet aléatoire, nous nous sommes référés au test de Hausman d'où les résultats du tableau 5 (annexe). Les résultats du test de Hausman⁹ est en faveur du modèle d'effet fixe où sa statistique de (204.46) d'où on accepte l'hypothèse nulle avec un niveau de signification de 5%.

Les résultats d'estimation montrent que les coefficients associés à tous les indicateurs exprimés en logarithme népérien l'indice des prix à la consommation (LIPC), les exportations (LEXP), le taux interbancaire (LTIB), le *spread* interbancaire (LSPREAD), les cours boursiers (LCOURS) et la dummy de change (D_2) sont statistiquement significatifs (leur p-value respective < 1%).

Toutefois, l'effet de certaines variables (LTIB, LSPREAD, LTCER et D_2) sur l'indice de production industrielle (LIPI) semble négatif. En outre, la dummy de crise (D_1) a un effet non significatif sur l'LIPI (p-Value > 1%). La statistique de Fischer : $F(3.506)=58.09$ confirme l'hétérogénéité des individus sous la forme d'un effet fixe, puisque la p-value < 5%. D'où la significativité globale du notre modèle estimé est donnée par la statistique de Fisher: $F(8.506)=228.42$ avec p-value=0.0000 au seuil de 5%, (voir annexe).

⁸ Le modèle est complet pour une série des variables de contrôle rapportées en logarithme népérien.

⁹ H_0 : modèle à effets fixes si $p < 5$
 H_1 : modèle à effets aléatoires sinon

- Résultats des tests de robustesse

Les tests de robustesse dans le cadre des données de panel permettent d'absorber l'effet d'hétérogénéité issu de certaines variables par rapport à l'identifiant LIPI et de corriger les t de Student de l'hétéroscédasticité par la méthode de White(1980)¹⁰. Dans notre modèle, les écarts types des variables D1 et LCOURS sont dits donc «robustes». D'où la confirmation de l'effet fixe de nos variables d'estimation (quelque soit l'individu i). Les résultats de la relation à long terme des variables sont indiqués dans le tableau 3.

Tableau 3 : Résultats à long terme pooled

LIPI		
Variables	Coefficient	(t-student)
LIPC	0.1740***	(0.02260)
LEXP	0.1110***	(0.01690)
LTIB	-0.0239**	(0.00802)
LSPREAD	-0.0119***	(0.00270)
LCOURS	0.0170	(0.01380)
LTCER	-0.1530***	(0.01610)
D ₁	0.00442	(0.00587)
D ₂	1.4890***	(0.01370)
Const	1.4890***	(0.25700)

• Source: STATA. 12

Avec: *(p<5%), ** (p<1%), *** (p<10%)

Le tableau 3 montre que les variables LIPC, LEXP, LTIB, LSPREAD et LTCER sont significatives. Il indique aussi qu'il existe une corrélation positive entre L'IPI et les variables IPC et EXP et une corrélation négative entre l'IPI et les variables TIB et SPREAD dans cet échantillon de quatre pays émergents à long terme. En plus, nous constatons un effet significatif et positif de la variable dummy de change D₂ sur l'IPI pour l'ensemble des pays.

En référence à nos résultats fournis par ce tableau, nous pouvons avancer que la crise des *Subprimes* peut affecter le secteur industriel des pays émergents à travers plusieurs canaux à savoir l'effet des prix à la consommation, le canal commercial via les exportations, le canal financier à travers le taux interbancaire et les *spreads*, le canal de change approximé par la nature du régime de change et le taux de change effectif réel.

En effet, nos estimations ont prouvé la significativité statistique de l'inflation et des exportations pour le secteur industriel des pays émergents à long terme. Cependant, le ralentissement du commerce international et de la demande mondiale suite à la crise financière exceptionnellement dans les pays avancés a affecté les capacités d'exportation dans les pays émergents dégradant énormément la production industrielle dans ces pays.

II.2 Analyse en série temporelle de l'impact de la crise des *Subprimes* sur le secteur industriel des pays émergents: cas du Brésil

Dans cette partie nous adoptons une analyse en séries temporelles pour affiner la régression précédente en données de panel couvrant nombre de pays émergents. L'objectif est toujours de tester l'effet de long terme des différentes variables de contrôle de modèle rencontrées dans le panel mais en insistant sur la dimension temporelle pour le cas d'un pays. Le choix du Brésil étant arbitraire va nous permettre une analyse qui s'intéresse à la dynamique de la variable explicative et non pas de relier des variables entre elles.

Dans ce qui suit, nous exposerons les divers résultats issus de l'analyse temporelle de l'impact de la crise des subprimes sur le secteur industriel du Brésil par la méthode d'estimation VECM.

- Spécification et estimation du modèle

Nous avons conservé la même spécification du modèle des données de panel de la partie précédente. Nous allons tester l'effet des changements dans le temps des différentes variables utilisées dans le modèle déjà spécifié pour le cadre du panel sur les changements de la variable IPI du Brésil.

Dans ce cas, l'écriture générale de notre modèle en séries temporelles est:

$$Y_t = \alpha + X_t\beta + U_t$$

avec:

Y_t = notre variable expliquée définissant l'indice de la production industrielle.

X_t = la matrice des variables explicatives composée des indicateurs macroéconomiques, des indicateurs financiers et des deux variables dummies.

β = le vecteur de paramètres de l'ensemble des variables explicatives.

α = désigne la constante.

¹⁰ La correction de l'hétéroscédasticité par la méthode de White permet une estimation convergente de la matrice variance covariance des paramètres estimés. Les écarts types corrigés par cette méthode sont appelés «robustes».

Ut= le résidu.

$t= 1 \dots T$ avec $T=130$.

Pour l'estimation de notre modèle, nous allons employer la méthode VECM qui nécessite d'abord la détermination de certaines propriétés statistiques des séries utilisées et la procédure à des certains tests (tests de stationnarité, tests de cointégration, tests de nombre de retards etc.) dont les résultats permettront de détailler la bonne spécification de notre modèle.

- Analyses descriptive des séries

Le tableau suivant résume la description statistique des séries des variables utilisées pour le cas du Brésil.

Tableau 4: Statistiques descriptives des variables en séries temporelles

Variable	Observations	Moyenne	Ecart type	Min	Max
LIPI	130	4.641186	0.094145	4.461300	4.827513
LIPC	130	4.676185	0.176317	4.297285	4.965638
LEXP	130	23.16931	0.460667	22.13425	23.83322
LTIB	130	2.619586	0.315784	1.978239	3.270329
LSPREAD	130	0.437249	0.476772	0.207014	2.729159
LCOURS	130	10.49188	0.612905	9.062188	11.19262
LTCER	130	1.126392	0.166686	0.755650	1.401510
D ₁	130	0.215385	0.412679	0	1

• Source : Eviews

L'analyse des tendances des variables du Brésil nous permet d'anticiper la stationnarité des séries utilisées. En effet, les variables étudiées présentent des fluctuations qui prennent de l'ampleur au cours du temps. Nous constatons pour la plupart des variables des tendances positives (LIPI, LIPC, LEXP, LCOURS, LTCER) et certaines variables ayant des tendances négatives (LTIB, LSPREAD).

L'effet du choc de la crise des *Subprimes* est exprimé par une chute de la tendance qui peut être observée pour la majorité des variables dans l'intervalle temporel [75, 100]. Le graphique 1 récapitule les tendances des variables de notre modèle pour le cas du Brésil.

- Résultats des tests de stationnarité

Avant d'estimer le modèle de base, nous devons tester la stationnarité des variables retenues. En fait, nous avons réalisé les tests de Dickey-Fuller Augmented ADF (1981) pour déterminer l'ordre de différenciation d'une série macroéconomique suivant son évolution au cours du temps. Les tests de stationnarité de nos variables montrent que toutes les séries sont intégrées à l'ordre 1, I(1) (annexes).

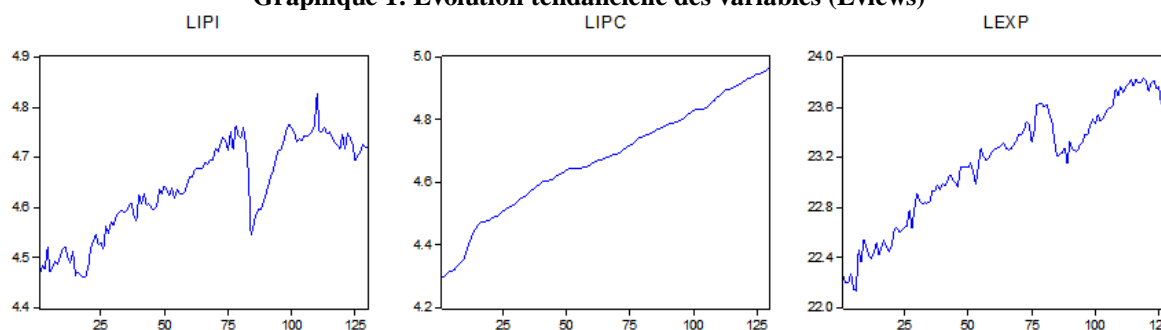
- Résultats des tests du nombre de retard optimal

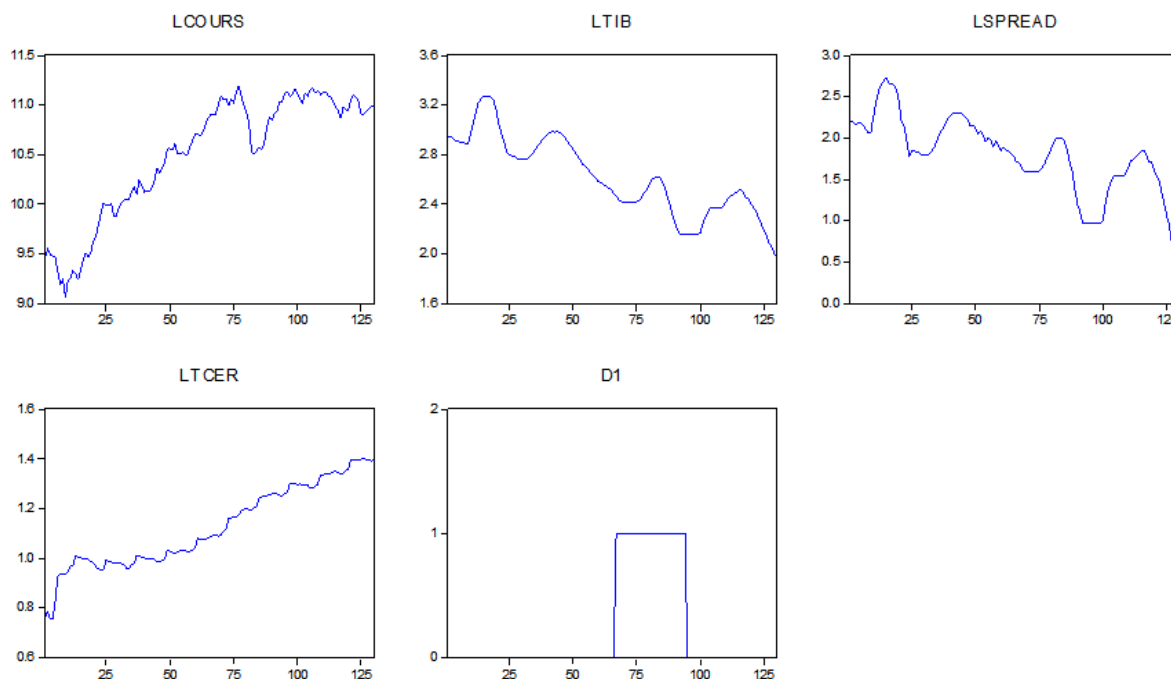
Afin de déterminer le nombre de retard «p» optimal du modèle, nous avons utilisé un certain nombre de critères à savoir les critères d'Akaike (AIC), de Schwarz (SC) et de Hannan-Quinn (HQ). En se basant sur les résultats du test SC, nous affirmons au seuil de significativité de 5% un nombre de retard égal à 1.

- Résultats des tests de cointégration

Le but de la cointégration consiste à détecter une relation de long terme entre deux ou plusieurs séries temporelles. Nos résultats confirment l'existence d'une relation de cointégration entre les variables du modèle de base. Pour cette raison nous avons choisi d'utiliser le modèle vectoriel à correction d'erreur noté VECM pour trouver une relation de causalité entre les variables en question.

Graphique 1: Evolution tendancielle des variables (Eviews)





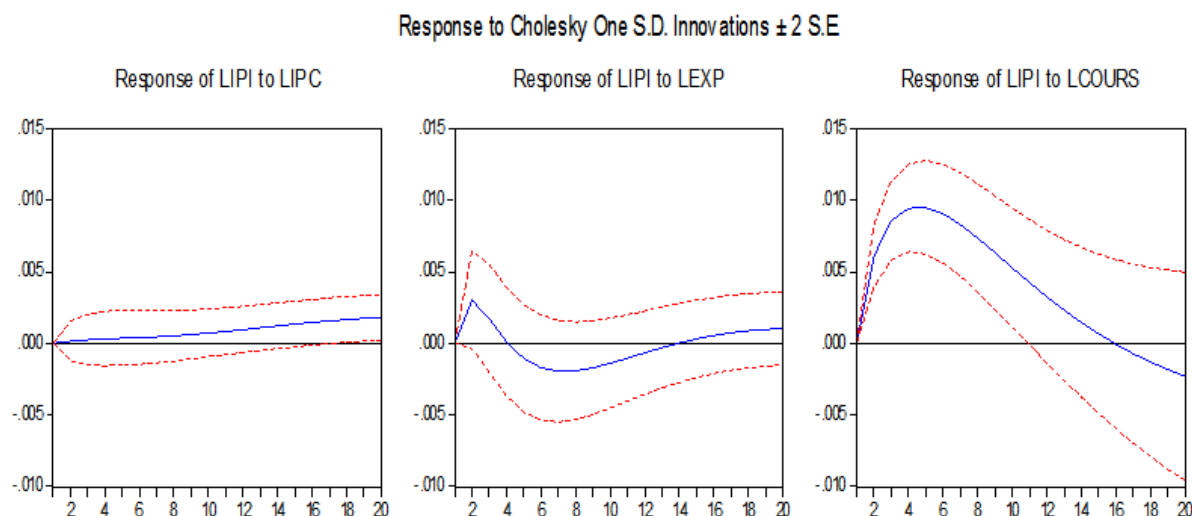
II.3. Analyses des résultats d'estimation

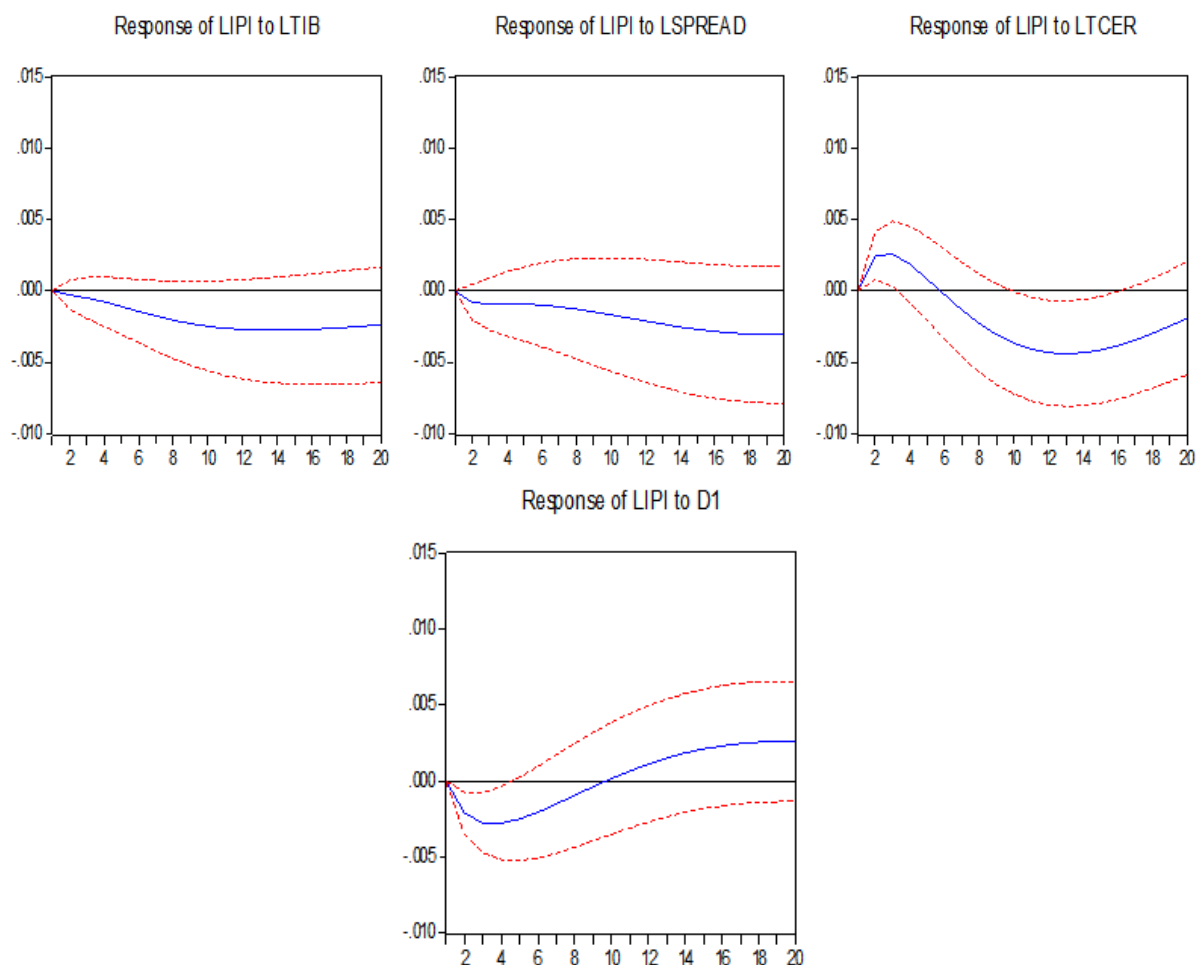
Nous allons examiner l'ampleur des différents chocs sur la production industrielle du Brésil. Plus précisément, nous allons analyser la réponse de l'indice de la production industrielle aux chocs sur les différentes variables. En effet, les fonctions de réponse impulsionnelle donnent la réponse de la variable endogène si un choc positif ou négatif intervient sur une des variables explicatives.

- Fonctions de réponse impulsionnelle FRI

L'analyse des effets de choc sur notre variable endogène (LIPI) par les FRI a confirmé une réaction tout au long de la période. Il ressort que la production industrielle au Brésil répond avec le signe attendu aux différents chocs (Graphique 2). Cette réaction était presque nulle au début de la période pour la majorité des variables du modèle. Elle prend de l'ampleur tout le long des périodes, une ampleur qui peut être positive pendant certain temps et négative en fin de période (LCOURS, LEXP, LTCER) et inversement (D1). Certaines réactions ont pris une dynamique positive au cours de toute la période (LIPC) et d'autres une dynamique négative (LTIB, LSPREAD).

Graphique 2 : Réponse impulsionnelle des différents chocs sur l'IPI (Eviews)





Un choc positif sur les prix entraîne une réaction positive de la production qui croît progressivement tout au long de la période. De même, un choc positif sur les exportations entraîne une augmentation de la production industrielle.

Par contre, un choc négatif dégrade la production industrielle dans la troisième année. Donc, l'indice de la production industrielle répond aux différents chocs liés aux exportations.

L'IPI répond rapidement à l'augmentation non anticipée des cours boursiers au Brésil ensuite, il prend une tendance opposée au bout de 5 ans. Cette variable répond négativement à l'augmentation non anticipée de l'écart entre le taux interbancaire à 3 mois et le taux sur bons de trésor de la banque centrale tout au long de la période. Pareil, notre variable endogène répond à un choc négatif sur le taux interbancaire. L'effet d'un choc positif sur le taux de change effectif réel présente une réaction positive pendant les trois premières années puis change de tendance au cours du reste de la période.

Enfin, l'IPI réagit négativement pendant trois ans suite à un choc négatif de la crise puis change de tendance 2 ans après la crise. Au total, la réponse instantanée de la production industrielle s'améliore significativement lors d'un choc positif et baisse lors d'un choc négatif sur l'une des variables explicatives du modèle.

- Décomposition de la variance

Les résultats (en annexe) montrent que la variable IPI est seulement expliquée par elle-même au bout de la première période alors que les effets des autres variables n'étaient ressentis qu'à partir de la deuxième période. Les résultats trouvés par la décomposition de la variance de l'indice de la production industrielle, nous révèle un rôle important des cours boursiers.

Pour un horizon de 20 périodes, nous pouvons remarquer que plus de 60% de la variation de l'IPI est expliquée par les chocs sur les variables explicatives dont: plus de 35% par les cours boursiers, 10% par le taux de change effectif réel, 5% par le taux interbancaire, 4% par le *spread* interbancaire, 4% par l'effet de la crise, 2% par les exportations et 1% par l'inflation, alors que le reste par les chocs sur la production industrielle.

Ces résultats montrent qu'à long terme la variation de la production industrielle dans le Brésil est essentiellement expliquée par la variation des cours boursiers. Tandis que la contribution de taux de change

effectif réel, de taux interbancaire, de spread interbancaire et de la crise dans cette variation est moins explicative. De plus, la part de l'indice des prix à la consommation et les exportations dans cette variation est encore plus faible.

- Interprétation des résultats du VECM

Le tableau 5 présente les résultats du modèle estimé à long terme pour le cas du Brésil. Toutes nos variables du modèle de base sont statistiquement significatives pour la production industrielle brésilienne à long terme. Nous constatons que l'impact des variables macroéconomiques est important ainsi que celui des variables financières mais avec des intensités moindres.

Tableau 5: Résultats d'estimation en séries temporelles

LIPI		
Variables	Coefficient	(t-student)
LIPC	0.24295	(0.21239)
LEXP	0.091486	(0.05039)
LTIB	-0.030710	(0.09139)
LSPREAD	-0.074103	(0.04531)
LCOURS	-0.312699	(0.03213)
LTCER	-0.131113	(0.13228)
D ₁	0.057877	(0.01151)
Const	-4.267109	

Source: Eviews

Nos résultats confirment que le secteur industriel brésilien a été contaminé par la crise des *Subprimes* via différents canaux de transmission et particulièrement par le canal de change (TCER) et le canal financier (TIB). En effet, les variables financières LTIB, LSPREAD et LCOURS affectent négativement l'indice de la production industrielle du Brésil avec des intensités respectivement 9%, environ 4.5% et 3%. Alors que les variables macroéconomiques IPC et EXP influencent positivement avec des intensités respectivement 21% et 5% à l'exception du taux de change effectif réel qui a eu un impact financier négatif et intensif sur l'IPI de l'ordre de 13%.

Ces résultats nous invitent à avancer que la contagion de la crise américaine aux marchés financiers du Brésil n'a pas été relativement ressentie jusqu'à 2012 ce qui pourrait être due à une faible intégration financière des marchés bancaires et boursiers brésiliens à la sphère financière internationale. Contrairement, la production industrielle brésilienne est fortement tributaire des composantes macroéconomiques notamment commerciales.

En résumé, l'économie brésilienne n'a pas échappé au phénomène de la contagion. Elle est doublement affectée : par son intégration financière et par son réseau commercial.

II. Conclusion

Nos analyses théoriques et empiriques, au cours de ce chapitre, relatives au pouvoir de l'effet de la contagion de la crise des *Subprimes* pour le cas des pays émergents d'abord et pour le cas du Brésil ensuite, nous ont ramené à avancer les conclusions suivantes :

- la production industrielle émergente a été touchée par le signe négatif des taux interbancaires et des spreads à cause de l'élargissement de la fourchette des taux financiers caractérisant des graves tensions sur les marchés interbancaires émergents.

En effet, les perturbations sur les marchés financiers, dues à la volatilité des places émergents et à l'incertitude financière et économique dans les pays émergents, accompagnées par la baisse de la croissance mondiale ont entravé le commerce et par conséquent ils ont impacté négativement les taux de change effectifs réels. Dans ce contexte, nous accordons une préférence pour les régimes de change flottants aux régimes de change fixes et intermédiaires dans les contextes des crises financières. Selon nos résultats, un régime de change flexible réduit l'intensité de contagion de la crise ce qui a un effet favorable sur la production industrielle pour ces pays émergents.

- l'output de nos modèles estimés a montré la non significativité des variables dans le long terme notamment les cours boursiers et la dummy de la crise. En effet, nous avons voulu montrer qu'avoir une crise financière dans un pays ne suffit pas pour vérifier qu'il y a eu un effet de contagion qui s'est transmis à la sphère réelle. De par sa définition, la contagion financière dans un pays doit être fondée sur les mécanismes de propagation des crises d'un pays à un autre et n'est certes pas conditionnée par ses propres défaillances structurelles qu'elles soient d'ordre réel ou financier.

Néanmoins, les spécificités et les typologies distinctes pur chaque pays affectent les caractéristiques structurelles parfois fondamentales que ce soit en termes du degré de développement, d'interconnexion entre l'industrie financière et réelle et/ou d'ouverture financière des marchés financiers émergents, des politiques

internes prudentes voir restrictives, des faiblesses institutionnelles et réglementaires qui rétrécissent le champ d'investissement et de prise de risque des agents, des entreprises industrielles et des institutions, etc.

En résumé, la récession des économies industrielles a d'abord réduit les exportations des pays émergents par le canal commercial et le canal de change, puis elle a transité à travers le canal financier puisqu'elle a brutalement asséché les opportunités des investissements directs étrangers menaçant les segments du tissu productif tels que le textile, l'aéronautique, l'automatique etc. engendrant de la baisse de la demande mondiale. Celle-ci a conduit à l'effondrement de certains marchés comme l'automobile et la construction à cause de la flambée des prix des matières premières ce qui nécessiterait une investigation théorique et empirique sous un angle sectoriel.

Bibliographie

- [1]. **Abeyasinghe T.** (2000), «Thai Meltdown and transmission of recession within ASEAN and NIE», The Contagion Conference.
- [2]. **Akingunola R.O. et Sangosanya A.O.** (2011), «Global Financial Crisis and Industrial Sector Performance in Nigeria: A Structural Analysis», *European Journal of Humanities and Social Sciences*, vol.3, n°1, pp.66-81.
- [3]. **Albert J.H. et Chib S.** (1993), «Bayesian Analysis of Binary and Polychotomous Response Data», *Journal of the American Statistical Association*, vol.88, n°422, pp.669-679.
- [4]. **Allegret J.P.** (2010), «La transmission internationale des crises: le cas des pays émergents», Conférence de l'Université de Lyon 2.
- [5]. **Al-Qaisi K.M.** (2013), «The Effect of the Financial Crisis on the Jordanian Industrial Sector», *International Journal of Finance & Banking Studies*, vol.2, n°1, pp.2147-4486.
- [6]. **Altunbas Y., Gambacorta L. et Marqués D.** (2007), «Securitisation and the bank lending channel», ECB Working Paper n°838.
- [7]. **Bayoumi T. et Eichengreen B.** (1993), «Is There a Conflict Between EC Enlargement and European Monetary Unification», *Greek Economic Review*, n°15(1), pp.131-154.
- [8]. **Bernanke B. et Blinder A.** (1988), «Credit, money, and aggregate demand», **Pyndick R.** (1988), «Irreversible investment, capacity choice and the value of the firm», In **Blot CH., Le Bayon S., Lemoine M. et Levasseur S.** (2009), «De la crise financière à la crise économique: une analyse comparative France-Etats Unis», *Revue de l'OFCE*, vol.110, pp.256-282.
- [9]. **Bernanke B. et Blinder A.** (1988), «Credit, money, and aggregate demand» in **Blot CH., Le Bayon S., Lemoine M. et Levasseur S.** (2009), «De la crise financière à la crise économique: une analyse comparative France-Etats Unis», *Revue de l'OFCE*, vol.110, pp.256-282.
- [10]. **Bernanke B., Gertler M. et Gilchrist S.** (1996), «The Financial accelerator and the flight to quality» in **Blot CH., Le Bayon S., Lemoine M. et Levasseur S.** (2009), «De la crise financière à la crise économique: une analyse comparative France-Etats Unis», *Revue de l'OFCE*, vol.110, pp.256-282.
- [11]. **Blot C., Le Bayon S., Lemoine M. et Levasseur S.** (2009), «De la crise financière à la crise économique: Une analyse comparative France-Etats-Unis», *Revue de l'OFCE*, vol.110, pp.256-282.
- [12]. **Canova F.** (2003), «The Transmission of US Shocks to Latin America», CEPR Discussion Paper Series n°3963.
- [13]. **De P. et Chiranjib N.** (2011), «Global Financial Crisis: Implications for Trade and Industrial Restructuring in India», *Asian Development Bank Institute, ADBI Working Paper Series n°294*.
- [14]. **Guichard S. et Turner D.** (2008), «Quantifying the effect of financial conditions on US activity», *OECD Working Paper*, n°635.
- [15]. **Kaminsky G., Reinhart C. et Vegh C.** (2003), «The Unholy Trinity of Financial Contagion», *NBER Working Paper n°10061*.
- [16]. **Kaminsky G., Reinhart C. et Vegh C.** (2003), «The Unholy Trinity of Financial Contagion», *NBER Working Paper n°10061*.
- [17]. **Lown C. et Morgan D.** (2006), «The credit cycle and the business cycle: new findings using the Loan officer opinion survey», *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.36, n°6, pp.1575-1597.
- [18]. **Mishkin F.S.** (1995), «Symposium on the Monetary Transmission Mechanism» in **Blot CH., Le Bayon S., Lemoine M. et Levasseur S.** (2009), «De la crise financière à la crise économique: une analyse comparative France-Etats Unis», *Revue de l'OFCE*, vol.110, pp.256-282.
- [19]. **Mishkin F.S.** (1996), «Les canaux de transmission monétaire: leçons pour la politique monétaire» in **Blot CH., Le Bayon S., Lemoine M. et Levasseur S.** (2009), «De la crise financière à la crise économique: une analyse comparative France-Etats Unis», *Revue de l'OFCE*, vol.110, pp.256-282.
- [20]. **Mussa M., Masson P., Swoboda A., Jadresic E., Mauro P. et Berg A.** (2000), «Exchange Rate Regimes in an Increasingly Integrated World Economy», *occasional paper 193, IMF*.
- [21]. **OCDE** (2009), «Perspectives économiques, analyses et projections; Au-delà de la crise : Perspectives à moyen terme pour le chômage, la croissance et les finances publiques», Juin.
- [22]. **Peek J. et Rosengren E.** (1995), «The capital crunch: neither a borrower nor a lender would be» in **Blot CH., Le Bayon S., Lemoine M. et Levasseur S.** (2009), «De la crise financière à la crise économique: une analyse comparative France-Etats Unis», *Revue de l'OFCE*, vol.110, pp.256-282.
- [23]. **Pyndick R.** (1988), «Irreversible investment, capacity choice and the value of the firm» in **Blot CH., Le Bayon S., Lemoine M. et Levasseur S.** (2009), «De la crise financière à la crise économique: une analyse comparative France-Etats Unis», *Revue de l'OFCE*, vol.110, pp.256-282.
- [24]. **Yilmazkuday H.** (2007), «The effects of currency crises in emerging markets on the industrial sector: An Alternative Regime-Shifting Approach», *Emerging Markets Finance and Trade*.
- [25]. **Webographie:**
- [26]. Banque Centrale de l'Afrique du Sud: www.resbank.co.za
- [27]. Banque Centrale de la Fédération de la Russie: www.cbr.ru
- [28]. Banque Centrale du Brésil: www.bcb.gov.br
- [29]. Banque Mondiale: www.banquemondiale.org
- [30]. Banque Populaire de la Chine: www.pbc.gov.cn
- [31]. Fond Monétaire International: www.imf.org
- [32]. Investing.com: www.investing.com
- [33]. OCDE: www.oecd.org
- [34]. Statistiques de l'OCDE: www.stats.oecd.org

Annexes

Matrice de corrélation des variables en données de panel (Source: STATA. 12)

	LIPI	LIPC	LEXP	LTIB	LSPREAD	LCOURS	LTCER	D ₁	D ₂
LIPI	1.0000								
LIPC	0.5804	1.0000							
LEXP	0.6194	0.4424	1.0000						
LTIB	-0.5328	-0.1041	0.7235	1.0000					
LSPREAD	-0.3472	0.0261	-0.4952	0.6965	1.0000				
LCOURS	0.0094	0.1640	-0.2204	0.4499	0.4478	1.0000			
LTCER	0.0531	0.3248	0.2886	-0.2784	-0.3492	-0.7367	1.0000		
D ₁	0.1680	0.2065	0.1563	0.0595	0.0112	0.1138	0.0300	1.0000	
D ₂	-0.0519	-0.0356	0.0985	0.2085	0.3279	0.7592	-0.7548	0.0899	1.0000

Résultats du test de VIF (Variance Inflation Factor) Source: STATA. 12

Variable	VIF	1/VIF
LCOURS	6.70	0.149166
D ₂	6.43	0.1555633
Moy_VIF	4.48	

Test d'homogénéité de Hausman (Source: STATA. 12)

Equation	LIPI
Valeurs	204.46
p-values	0.0000

Les résultats des tests de racine unitaire (Source : Eviews)

	Test ADF		
	En niveau	En première différence	Ordre d'intégration
LIPI	-1.904541	-13.21108*	1
LIPC	-2.044642	-4.504594*	1
LEXP	-1.624037	-14.12453*	1
LTIB	-1.533069	-3.546775*	1
LSPREAD	-1.141473	-3.563099*	1
LCOURS	-1.518269	-9.787980*	1
LTCER	2.032715	-4.286896*	1
D ₁	-1.721678	-11.22497	1

* seuil de significativité de 1%, ** seuil de significativité de 5%, *** seuil de significativité de 10%.

Décomposition de la variance de l'erreur de prévision de l'IPI (en %)

Source: Eviews

Period	S.E.	LIPI	LIPC	LEXP	LTIB	LSPREAD	LCOURS	LTCER	D ₁
1	0.01966	100.000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
2	0.02386	89.8795	0.00387	1.59313	6.54959	0.01539	0.11767	1.05438	0.78636
3	0.02661	78.9132	0.01197	1.70256	15.6271	0.04758	0.21707	1.78156	1.69884
4	0.02875	69.5953	0.02218	1.45937	24.1949	0.11240	0.28828	1.94294	2.38455
5	0.03052	62.2176	0.03357	1.41735	31.1726	0.22859	0.34891	1.79860	2.78271
6	0.03201	56.6136	0.04653	1.57657	36.3577	0.40990	0.41403	1.64303	2.93847
7	0.03326	52.4617	0.06222	1.80848	39.9019	0.66161	0.49530	1.68193	2.92672
8	0.03432	49.4122	0.08229	2.01385	42.0693	0.98025	0.60249	2.01762	2.82189
9	0.03524	47.1522	0.10875	2.14697	43.1400	1.35516	0.74422	2.66558	2.68702
10	0.03605	45.4300	0.14382	2.20190	43.3766	1.77096	0.92772	3.57853	2.57033
11	0.03678	44.0577	0.18976	2.19431	43.0137	2.21025	1.15828	4.67123	2.50472
12	0.03745	42.9043	0.24867	2.14761	42.2528	2.65604	1.43862	5.84307	2.50880
13	0.0380	41.8844	0.32225	2.08443	41.2611	3.09362	1.76857	6.99658	2.58893
14	0.0386	40.9464	0.41164	2.02230	40.1710	3.51148	2.14493	8.05019	2.74187
15	0.0392	40.0622	0.51724	1.97234	39.0820	3.90166	2.56164	8.94518	2.95767
16	0.0397	39.2176	0.63868	1.93977	38.0643	4.25944	3.01014	9.64761	3.22236
17	0.0402	38.4066	0.77477	1.92523	37.1639	4.58273	3.47987	10.1466	3.52012
18	0.0406	37.6267	0.92358	1.92633	36.4074	4.87139	3.95884	10.4506	3.83505
19	0.0411	36.8761	1.08255	1.93901	35.8066	5.12657	4.43429	10.5824	4.15227
20	0.0415	36.152	1.2485	1.9587	35.362	5.350234	4.89333	10.57468	4.458750