

## Ampleur et déterminants des cycles d'activité en Chine

Sandra Poncet\* et Jean Barthélemy<sup>+</sup>

### Résumé long :

Cet article étudie l'ampleur et les déterminants de la synchronisation des cycles d'activité à l'intérieur de la Chine. La synchronisation des cycles provinciaux d'activité est mesurée à partir de la corrélation des profils de production. Le fédéralisme de facto qui caractérise ce pays suggère l'importance de la coordination entre les différentes politiques provinciales.

Notre travail cherche à répondre à deux questions fondamentales. Il s'interroge en premier lieu sur le degré de synchronisation des cycles d'activité à l'intérieur de la Chine. Il s'agit ainsi d'identifier si la corrélation est homogène au sein du territoire ou si au contraire il existe des lignes de fractures qui distinguent des régions aux cycles différents. En second lieu, notre étude cherche à mettre en évidence les facteurs qui influencent la coordination des fluctuations économiques entre les provinces chinoises. Nous portons une attention toute particulière à l'impact des différences provinciales en termes de stratégie industrielle, de politiques fiscale et économique et d'engagement dans le commerce international. Nous portons une attention particulière à l'influence de l'autonomie provinciale en termes de politiques industrielles, fiscales et commerciales. Nos résultats indiquent que le commerce intérieur et la coordination fiscale influencent positivement l'intégration économique et stabilisent les fluctuations entre les régions. A l'inverse, l'hétérogénéité en termes de commerce international et de structure de production ressort comme une force centrifuge nuisible à terme à la cohésion économique de la Chine. Les résultats soulignent ainsi ailleurs que l'hétérogénéité des politiques provinciales est généralement associée à une moindre cohésion économique. Il apparaît ainsi qu'une augmentation d'un écart-type de la divergence fiscale entre deux provinces réduit la corrélation de leurs cycles d'activité de 10% environ.

Classification *JEL* : E32, F41, E63.

Mots clés : Intégration économique, Chine, cycles d'activité.

---

\* Centre d'Economie de la Sorbonne et Ecole d'Economie de Paris, Université Paris 1, CNRS et CEPPII. E mail : sandra.poncet@univ-paris1.fr

<sup>+</sup> ENSAE. E mail : jean.barthelemy@ensae.org

# Ampleur et déterminants des cycles d'activité en Chine

## INTRODUCTION

Cette étude a pour objet l'analyse des déterminants de la synchronisation des cycles d'activité à l'intérieur de la Chine. Ce pays se caractérise par un fédéralisme de facto. Les gouvernements provinciaux disposent de compétences économiques et financières accrues en lien avec le processus de décentralisation (Zhang et Zou, 1998). L'étude du niveau et des déterminants de la coordination économique entre les provinces chinoises devrait permettre de déterminer si les réformes ont réussi à promouvoir l'intégration économique du pays (Poncet, 2005). La cohésion économique interne du pays est en effet apparue récemment en première ligne des préoccupations des dirigeants chinois, dont l'objectif est l'approfondissement des réformes et la promotion d'un développement plus équilibré.

Une synchronisation forte des cycles d'activités à l'intérieur de l'économie chinoise est un préalable indispensable dans un contexte de plus en plus globalisé au maintien de la stabilité macro-économique. L'observation d'une corrélation limitée des cycles économiques des marchés provinciaux chinois suggérerait une capacité limitée des provinces à absorber les chocs asymétriques. Cette question est d'autant plus cruciale que certains auteurs s'inquiètent déjà de discontinuités importantes induites par les frontières provinciales qui menacent l'unité économique du pays (Young, 2001).

Notre étude s'inscrit dans la logique de la littérature sur les zones monétaires optimales (ZMO), fondée au début des années 1960 par les travaux pionniers de Mundell (1961) et McKinnon (1963) et enrichies plus récemment par les contributions notamment de Eichengreen (1992) et Frankel et Rose (1998). D'après cette littérature, l'étroitesse des liens commerciaux et la symétrie des cycles d'affaire entre des régions/pays renforcent les bénéfices de l'adoption d'une monnaie unique. Néanmoins, ces critères sont endogènes. Frankel et Rose (1998) ont ainsi trouvé pour les pays industrialisés que la corrélation de leurs cycles d'affaire augmentait avec l'intensité de leurs relations commerciales. Par ailleurs, les gains d'efficience micro-économiques attendus - comme la réduction des coûts

de transaction sur les flux de commerce et d'investissement et les gains de la spécialisation économique (Rose, 2000)- peuvent être plus que compensés par la perte de flexibilité macro-économique associée au renoncement à la capacité de stabilisation des fluctuations cycliques par une politique monétaire indépendante. La synchronisation des cycles d'activité constitue un indicateur de résultat qui permet de juger du degré d'intégration et de la désirabilité d'une zone monétaire. Les travaux théoriques ainsi que les études empiriques ont mis en évidence les différences interactions existant entre les échanges commerciaux, l'intégration financière, la similarité des structures of production, l'homogénéité des politiques et la synchronisation des cycles d'activité<sup>1</sup>. Il apparaît ainsi bien établi dans la littérature que la synchronisation des cycles d'activité est renforcée par l'intensité des échanges commerciaux et la similarité des structures de production (Calderón et al., 2003). Nous cherchons à vérifier si des résultats identiques s'appliquent à l'économie chinoise et à identifier les autres facteurs qui peuvent renforcer le degré de cohésion économique entre les provinces chinoises.

Notre étude mesure la synchronisation des cycles provinciaux d'activité à partir de la corrélation des profils de production. Notre stratégie empirique porte sur des données mensuelles de production industrielle pour 28 provinces entre 2001 et 2004. Le degré de synchronisation des cycles d'activité est mesuré par les corrélations de la composante cyclique isolée grâce au filtre de Hodrick et Prescott (1997) de la production désaisonnalisée. Notre travail cherche à répondre à deux questions fondamentales. Il s'interroge en premier lieu sur le degré de synchronisation des cycles d'activité à l'intérieur de la Chine. Il s'agit ainsi d'identifier si la corrélation est homogène au sein du territoire ou si au contraire il existe des lignes de fractures qui distinguent des régions aux cycles<sup>2</sup> différents. En second lieu, notre étude cherche à mettre en évidence les facteurs qui influencent la coordination des fluctuations économiques entre les provinces chinoises. Nous portons une attention toute particulière à l'impact des différences provinciales en termes de stratégie industrielle, de politiques fiscale et économique et d'engagement dans le commerce international. Nous vérifions la robustesse des relations estimées en prenant en compte les sources potentielles d'endogénéité. Cette étude permet surtout de formuler des recommandations en termes de politiques économiques aux autorités centrales soucieuses de promouvoir la cohésion économique nationale. Nos résultats indiquent ainsi que

---

<sup>1</sup> Une liste non-exhaustive des travaux est synthétisée dans Imbs (2003) .

l'hétérogénéité des politiques provinciales est généralement associée à une moindre cohésion économique. Il apparaît ainsi qu'une augmentation d'un écart-type de la divergence fiscale entre deux provinces réduit la corrélation de leurs cycles d'activité de 10% environ.

Ce papier s'organise comme suit. La première partie fournit des faits stylisés sur la décentralisation économique et le fédéralisme de facto qui caractérise la Chine. La deuxième partie développe la méthodologie ainsi que les données utilisées pour étudier les cycles d'activité en Chine. La troisième partie présente les principaux résultats sur les déterminants du degré de coordination des activités économiques provinciales.

---

<sup>2</sup> Par cycle, nous entendons la composante non tendancielle de l'activité économique.

## **1-DECENTRALIZATION ECONOMIQUE ET COORDINATION POLITIQUE EN CHINE**

Le marché intérieur chinois a souvent été comparé à un ensemble de marchés provinciaux juxtaposés à l'abri de protection. Cette duplication régionale du marché intérieur chinois héritée de la politique d'autosuffisance régionale sous Mao est décrite par les analystes comme une «cellularisation» de l'économie le long des frontières provinciales (Donnithorne, 1972).

Lee (1998) explique que ce phénomène s'est gravement amplifié avec le processus de décentralisation lancé en 1980 qui a accru la responsabilité financière des provinces sans toutefois leur conférer plus de moyens. Le gouvernement central n'est pas parvenu à gérer les comportements protectionnistes des provinces. Kumar (1994) note, en effet, que la politique préférentielle engagée par les autorités centrales ainsi que l'incitation propre des responsables provinciaux a amplifié le phénomène de concurrence acharnée et de poursuite des intérêts particuliers: « les gouvernements provinciaux ont mis en place la politique de « *ge ben qiancheng* » (chacun poursuit sa propre course) ou « *ge xian shentong* » (chacun montre ses prouesses spécifiques), ce qui a abouti à une situation de « *ge zi wei zheng* » (chacun agit consciemment sans égard pour l'intérêt général) ».

Naughton (2003) souligne que l'intégration économique du marché interne en Chine est toujours entravée par l'engagement des autorités provinciales à la fois comme régulateurs et acteurs de l'activité économique. Les institutions chinoises sont telles que les gouvernements régionaux non seulement possèdent mais aussi financent et réglementent les entreprises. Leurs objectifs sont en conséquence complexes et parfois contradictoires. La recherche du profit de l'entreprise selon les lois du marché poursuivie par le propriétaire privé se double de l'objectif de maximisation de l'emploi, de la croissance de la région et aussi des recettes fiscales du responsable provincial. L'autorité des gouvernements provinciaux couvre autant la production, la distribution, la taxation, les subventions que le commerce. Ils sont donc à même de recourir à des mesures protectionnistes pour assurer le développement de leurs entreprises à l'abri de la concurrence extérieure (barrières aux échanges, subventions, réglementations discriminatoires...).

Si le rôle de ce fédéralisme à la chinoise dans la mise en place de mécanismes de marché et dans la dynamique de croissance a été souligné par de nombreuses études (Cao et al., 1999 ;

Lin et Liu, 2000), l'autonomie excessive de pouvoirs aux gouvernements provinciaux peut être source de difficultés économiques. L'absence de coordination entre des gouvernements provinciaux autonomes, qui recherchent le développement le plus rapide possible, a abouti non seulement à une duplication systématique des activités mais aussi à la mise en œuvre de politiques préférentielles provinciales et de mesures de protection.

Confronté à des menaces de surchauffe économique due à des investissements excessifs et non rationalisés, le gouvernement central affiche depuis les années 1990 son engagement dans la promotion de l'intégration nationale. Le neuvième plan quinquennal mené entre 1996-2000 a mis en œuvre un réalignement de la politique de développement régional en affichant sa priorité donnée à la lutte contre les disparités ainsi qu'à la promotion de la coopération entre les provinces notamment par la création de zones multirégionales de coopération économique.

L'objectif de cette étude est de vérifier l'efficacité de ces efforts en étudiant l'importance de l'hétérogénéité des politiques provinciales sur un indicateur du degré de coordination des profils provinciaux d'activité. Cet indicateur mesuré sur la base de la corrélation des composantes non tendancielle de la production des provinces est considéré comme un indicateur de résultat de la capacité de coordination économique entre les provinces. Son calcul est présenté dans la section suivante.

## 2-DONNEES ET METHODOLOGIE

### Les données

Le calcul de l'indicateur de résultat de la capacité de coordination économique entre les provinces s'appuie sur des données mensuelles de production industrielle qui couvrent 28 provinces chinoises<sup>3</sup> entre 2001 et 2004. Il est évident que la relativement courte durée de notre échantillon constitue une limite sérieuse de notre étude<sup>4</sup>. Néanmoins les années de 2001 à 2004 correspondent à une période particulièrement digne d'intérêt dans la mesure où après l'entrée de la Chine en 2001 il est particulièrement intéressant d'étudier la question de la coordination économique entre les provinces chinoises dans un contexte d'approfondissement des réformes (promotion de la coordination et de l'intégration économique entre les provinces par les autorités centrales) et d'accroissement de l'intégration internationale de la Chine. Même si la mise en relation d'un indicateur de corrélation de cycles économiques sur une courte période avec des déterminants plus structurels est critiquable, les résultats empiriques peuvent mettre en évidence des facteurs significatifs de la cohésion économique interne. Le recours à des indicateurs retardés et à une procédure d'instrumentation permettra d'extraire une relation causale entre des indicateurs de politique fiscale et de structure commerciale et industrielle et la synchronisation des cycles d'activité en Chine.

L'intégration économique est appréhendée par une mesure de la synchronisation des cycles d'activités. Le degré de synchronisation des cycles d'activité est mesuré par les corrélations de la composante non tendancielle isolée grâce au filtre de Hodrick et Prescott (1997) de la production désaisonnalisée<sup>5</sup>. Dans un premier temps, la composante saisonnière est supprimée à l'aide du procédé X12 du bureau de recensement américain. Ensuite, la composante cyclique de la production est isolée grâce au filtre de Hodrick et

---

<sup>3</sup> L'étude porte sur 28 provinces dans la mesure où les province du Hainan et celle du Tibet n'ont pas été incluses dans les estimations en raison de l'absence de données. La liste complète des 28 provinces apparaît en annexe 2. Ces données calculées en prix constant de 1990 sont issues du National Bureau of Statistics (NBS).

<sup>4</sup> Nous remercions un rapporteur anonyme pour ses critiques constructives sur ce problème.

<sup>5</sup> La courte période pour laquelle les données sont disponibles empêche l'utilisation de la méthode de Baxter King dans la mesure où celle-ci induit la perte d'une grande partie des observations au début et à la fin de la période de sorte qu'il reste un nombre insuffisant d'observations pour lesquelles la composante cyclique est calculée pour calculer un coefficient de corrélation.

Prescott (1997)<sup>6</sup>. Enfin, le degré de synchronisation des cycles d'activité est mesuré par les corrélations de la composante cyclique de la production  $y$ . Formellement, la corrélation,  $\hat{\rho}_{ij}$ , entre les composantes cycliques  $y_i$  et  $y_j$  des provinces  $i$  et  $j$  est telle que  $\hat{\rho}_{ij} = \text{cov}(y_i, y_j) / \sqrt{\text{var}(y_i) \text{var}(y_j)}$ <sup>7</sup>.

Les corrélations bilatérales<sup>8</sup> sont obtenues pour la période 2001-2004. Sur cette période, la corrélation moyenne est de 0,57, soit juste inférieure au niveau de 0,64 calculé entre les états des Etats-Unis entre 1981 et 1997 par Clark et van Wincoop (2001). L'annexe 1 indique la source des données et l'annexe 2 fournit la liste des 28 provinces considérées dans l'étude et la moyenne de leur degré de corrélation avec les cycles d'activité des autres provinces.

### Méthode d'estimation

Afin d'analyser les déterminants de la synchronisation des cycles d'activité en Chine, les corrélations bilatérales entre les provinces chinoises sont régressées suivant l'équation (1):

$$\hat{\rho}_{ij} = \alpha + \beta X_{ij} + \gamma \text{Distance}_{ij} + \delta \text{Voisin}_{ij} + \kappa \text{Taille}_{ij} + \lambda W_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

Où  $X_{ij}$  contient des variables prenant en compte d'éventuelles discontinuités spatiales en Chine tandis que  $W_{ij}$  inclut les déterminants autres que la distance, la contiguïté ou la taille. Conformément à Frankel et Rose (1998), Imbs (2003), et Calderón et al. (2003), les écart-type sont corrigés de l'hétéroscédasticité par la méthode de White (1980). De plus,

<sup>6</sup> En appliquant ce filtre, nous avons choisi les paramètres recommandés par la littérature (Hodrik et Prescott, 1997) pour les données mensuelles, à savoir un paramètre de lissage lambda égal à 14400. Nous avons vérifié la robustesse de nos estimations à la valeur du paramètre de lissage de la procédure de filtrage à la Hodrick Prescott. L'utilisation d'un autre paramètre ne modifie pas significativement les résultats de sorte que nous ne reportons que les résultats utilisant cette valeur. Ces résultats additionnels basés sur des paramètres entre 13000 et 15000 sont disponibles auprès des auteurs.

<sup>7</sup> Nous devons reconnaître comme le souligne un rapporteur anonyme que cette formule ne permet de saisir que les corrélations linéaires alors même qu'il est possible que les cycles des différentes provinces soient corrélées de façon non linéaire.

<sup>8</sup> Le travail empirique porte donc sur 378 corrélations bilatérales des 28 provinces avec les 27 autres ((27\*28)/2=378).

en raison de l'endogénéité potentielle de certains déterminants, les estimations utilisent la méthode des doubles moindres carrés lorsque le test de Durbin-Wu-Hausman<sup>9</sup> décèle la présence d'une variable endogène. Enfin, l'utilisation de la méthode des moments généralisée (GMM)<sup>10</sup> prend en compte l'éventualité d'une structure complexe de la matrice de variance-covariance des résidus.

### **3-RESULTATS EMPIRIQUES**

Les résultats sont reportés dans le tableau 1. Les colonnes fournissent les estimations après l'introduction successive à côté des caractéristiques spatiales exogènes d'indicateurs de dissimilarité de spécialisation sectorielle, de coordination des politiques provinciales, d'intégration domestique, et de dissimilarité d'engagement dans le commerce international. L'annexe 2 fournit la table de corrélation entre ces différents indicateurs.

Différents tests ont été menés pour vérifier la validité économétrique du modèle. Au bas du tableau 1 sont reportés le test de sur-identification de Hansen ainsi que la liste des variables endogènes et le R<sup>2</sup> partiel associé aux instruments. Les R<sup>2</sup> partiels sont systématiquement supérieurs à 10% ce qui atteste du pouvoir explicatif acceptable des instruments choisis. Le test de sur-identification de Hansen permet de vérifier la validité des instruments (i.e. non corrélés avec le résidu). Sous l'hypothèse nulle, le test est distribué suivant une loi du  $\chi^2$ . Le rejet correspond à la remise en cause de la validité des instruments.

#### **Identification de lignes de fractures et contrôle pour les facteurs exogènes**

Les deux premières colonnes s'attachent à tester l'existence de discontinuités régionales notamment d'une ligne de fracture Intérieur/Côte. Cette approche repose sur l'hypothèse classique d'une marginalisation des provinces intérieures. En effet, elles ont

---

<sup>9</sup> La validité des instruments est vérifiée sur la base du test de sur-identification de Hansen.

<sup>10</sup> Comme le font remarquer Clark et vanWincoop (2001), le fait que les corrélations soient mesurées avec erreur peut créer un type particulier d'hétéroscédasticité qui n'est pas pris en compte par la correction standard de White.

longtemps connu des conditions de développement économique plus difficiles et ont été souvent négligées voire discriminées par le gouvernement central (Lin et al., 2002; Démurger et al., 2002). Deux variables muettes sont introduites pour capter les divergences au point de référence qui est la corrélation moyenne entre les provinces intérieures. La première variable muette (Intra Côte) vaut 1 lorsque les provinces  $i$  et  $j$  sont situées toutes les deux sur la côte<sup>11</sup> et 0 sinon. La seconde indicatrice (Frontière Intérieur-Côte) vaut 1 lorsque les provinces  $i$  et  $j$  sont localisées de part et d'autre de la ligne de démarcation Intérieur-Côte et 0 sinon. Cette deuxième variable muette capte l'effet frontière entre les deux régions.

Les deux variables muettes sortent avec un signe négatif et significatif soulignant que l'intérieur du pays est plus intégré que la côte et qu'il existe un effet frontière entre ces deux régions. Cette relative désintégration de la côte peut s'expliquer par l'essor économique extrêmement rapide qu'ont connu certaines provinces côtières comme Shanghai et Guangdong alors que le reste de la côte subissait une croissance plus modérée.

Avant de procéder à la recherche des forces centripètes et centrifuges dans l'économie chinoise, il est nécessaire de contrôler les dissimilarités géographiques exogènes. L'introduction d'une mesure de la distance entre les provinces et d'une variable captant l'effet de la taille jointe permet la prise en compte des caractéristiques exogènes des provinces. La taille est mesurée par le produit des populations des deux provinces en moyenne sur la période considérée. Enfin, une variable muette de contiguïté est introduite, elle vaut 1 lorsque les deux provinces sont voisines et 0 sinon. Cette variable doit capturer la relation spécifique liée au voisinage.

Conformément à la théorie (Clark et van Wincoop, 2001; Barrios et de Lucio, 2003; Barrios et al., 2003), les résultats (colonne 2) confirment que deux provinces géographiquement proches ont des cycles d'activité plus corrélés. Par contre, il ne semble pas y avoir d'effet de voisinage ni d'effet de la taille.

---

<sup>11</sup> Suivant la classification usuelle, les provinces côtières sont : Pékin, Tianjin, Hebei, Shanxi, Liaoning,

## L'influence de la spécialisation de production

La colonne 3 procède à l'introduction d'un indicateur de spécialisation provinciale pour déterminer si les provinces ayant des productions similaires possèdent des cycles d'activité plus synchronisés. Krugman (1993) montre qu'en présence de chocs industriels spécifiques, une plus grande similarité de la structure de production tend à augmenter la corrélation des cycles d'activité. En effet, deux économies produisant les mêmes biens vont suivre un développement très similaire. Parallèlement, Kraay et Ventura (2001) et Imbs (2003) soulignent que des pays avec des productions identiques seront plus synchronisés même si les chocs sont agrégés. Les études empiriques font ressortir l'impact positif de la proximité de structure de production sur la synchronisation des cycles que ce soit avec des données régionales (Kalemli-Ozcan et al., 2001; Clark et van Wincoop, 2001; Barrios et de Lucio, 2003; Barrios et al., 2003) ou nationales (Imbs, 2003; Calderón et al., 2003).

Dans la lignée de Clark et van Wincoop (2001), cette étude repose sur une mesure de la dissimilarité de production proposée par Krugman (1991) :  $\sum_{k=1}^n |s_{ik} - s_{jk}|$  où  $s_{ik}$  et  $s_{jk}$  représentent la part de l'activité  $k$  dans le PIB des provinces  $i$  et  $j$ . Cette mesure couvre 24 secteurs<sup>12</sup>. Comme le relève Kalemli-Ozcan et al. (2001), il est possible que la spécialisation soit endogène dans la mesure où elle peut être affectée par des fluctuations asymétriques. Cependant, le rejet de cette hypothèse par le test de Durbin-Wu-Hausman nous conduit à retenir la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). En cohérence avec la littérature empirique et théorique, les résultats suggèrent un impact négatif et significatif des dissimilarités de structure de production sur la synchronisation des cycles d'activité. Cet effet est robuste à l'inclusion des autres déterminants de synchronisation des cycles.

## L'influence de la coordination des politiques économiques

La coordination des politiques provinciales est traditionnellement considérée comme un déterminant clé de la synchronisation des cycles (Fatás, 1997). Cependant,

---

Shandong, Jiangsu, Shanghai, Zhejiang, Fujian, Guangdong, Guangxi, Hainan.

l'effet d'une plus grande coordination est ambigu. Si les politiques macro-économiques sont des sources propres des fluctuations, alors des politiques coordonnées devraient aboutir à une meilleure synchronisation. A contrario, une stratégie commune réduit les marges de manœuvre des gouvernements locaux ce qui devrait se traduire par une moindre corrélation des cycles d'activité. Cette étude s'appuie sur deux indicateurs, l'un captant les divergences en terme de politique fiscale et l'autre en terme d'autonomie économique globale.

Comme dans Clark et Van Wincoop (2001), cette étude utilise l'écart-type du différentiel de déficit public pour approcher les différences de politiques fiscales et pour analyser leur impact sur la synchronisation des cycles d'activité. Cet indicateur s'appuie sur le déficit public annuel exprimé en pourcentage du PIB sur la période 1990-2002. Le second indicateur d'autonomie économique des provinces porte sur le différentiel d'inflation. Boyreau-Debray (2000) trouve en effet que la divergence de l'indice des prix à la consommation par rapport à la moyenne nationale est directement associée à des différences de politiques provinciales. Nous calculons ainsi en moyenne sur la période 1998-2002 de la valeur absolue de la différence des indices provinciaux des prix (IPC) :  $|IPC_{i,t} - IPC_{j,t}|$ . Ces deux indicateurs peuvent a priori paraître redondants. Néanmoins leur faible degré de corrélation (cf. annexe 2) ainsi que leur significativité simultanée indiquent de manière intéressante qu'ils captent chacun un aspect différent de l'autonomie économique des provinces. Les deux indicateurs sont calculés à partir de données annuelles et n'excédant pas 2002 dans un souci de limiter les problèmes d'endogénéité potentiels. L'indicateur portant sur la politique fiscale s'appuie sur une période plus longue (1990-2002) dans la mesure où le calcul d'écart-type est plus exigeant en nombre d'observations.

Seul l'écart-type de la différence de déficit public se révèle être endogène d'après le test de Durbin-Wu-Hausman. Les estimations sont en conséquence conduites par la méthode des doubles moindres carrés<sup>13</sup>.

---

<sup>12</sup> Les données proviennent de la table entrées-sorties par province de 1992.

<sup>13</sup> Les instruments utilisés sont les différences inter-provinciales en termes de densité de population et de *remoteness* intérieur ainsi que la somme des taux de scolarisation.

Les résultats sont reportés dans les colonnes 4 et 5. Les deux indicateurs de divergence de politique provinciale entrent avec un signe négatif et significatif. Les provinces conduisant des politiques similaires bénéficient ainsi de cycles d'activité davantage corrélés. Ce résultat conforte l'idée selon laquelle la politique provinciale est plutôt source de fluctuations que de stabilité. La significativité simultanée des deux indicateurs d'autonomie provinciale indique qu'ils captent des aspects complémentaires des marges de manœuvre économique des provinces : l'aspect fiscal est renforcé par les divergences de la politique provinciale au sens large: consommation publique, entreprises étatiques... Ces résultats suggèrent l'importance d'une rationalisation des politiques provinciales afin de stabiliser les fluctuations de la production, et donc, de parvenir à une meilleure cohésion économique.

### **L'influence de l'intégration économique intérieure**

L'influence de l'intégration du marché intérieur sur la synchronisation des cycles d'activité a reçu beaucoup d'attention notamment dans le cadre des débats sur les pays de l'Union européenne qui gagneraient à la création d'une monnaie unique. L'impact de l'intégration commerciale sur la synchronisation des cycles d'activité est a priori ambigu. D'un côté, si la demande est une force dominante de l'économie, l'intégration commerciale augmente la corrélation des cycles d'activité (Imbs, 2003 et 2004). De l'autre, si les chocs industriels spécifiques sont à l'origine des cycles de production, une plus grande intégration conduit à une plus grande spécialisation et accroît ainsi le commerce interbranche selon la théorie de Heckscher-Ohlin. Dans ce contexte, une plus grande intégration commerciale réduit la corrélation des cycles (Eichengreen, 1992; Krugman, 1993). Généralement, les études empiriques relèvent un impact positif de l'intégration commerciale sur le degré de synchronisation des cycles d'activité (Clark et van Wincoop, 2001; Frankel et Rose, 1998; Calderón et al., 2003).

Il n'existe malheureusement pas de données sur les flux commerciaux bilatéraux entre les provinces chinoises. La seule série bilatérale disponible est celle du fret ferroviaire en volume entre les différentes provinces. Le transport ferroviaire constitue un indicateur imparfait de l'intensité des échanges globaux en Chine en raison de la surreprésentation de produits comme le charbon, le grain, l'acier et le fer qui, s'ils représentent plus de la moitié

du transport ferroviaire, ne comptent que pour dix à quinze pour cent du commerce total entre les provinces.

L'indicateur d'intégration économique est calculé comme la moyenne du fret ferroviaire bilatéral entre 1998 et 2001. Le test de Durbin-Wu-Hausman indique que ce déterminant est endogène, c'est-à-dire que la synchronisation des cycles d'activité affecte l'intensité commerciale bilatérale. Les résultats après instrumentation de cet indicateur<sup>14</sup> sont reportés dans la colonne 6. Ils attestent de l'impact positif de l'intégration économique sur la synchronisation des cycles d'activité. L'indicateur de fret ferroviaire entre avec un signe positif et significatif en cohérence avec l'idée selon laquelle ce sont des chocs globaux qui expliquent les fluctuations économiques et que l'intensité des échanges favorise la diffusion des chocs pour un niveau de spécialisation productive donnée.

### **L'influence de la dissimilarité d'engagement international**

Cette étude a pour objectif final de déterminer si l'hétérogénéité provinciale en termes du niveau ou de l'orientation de l'engagement dans le commerce international affecte la synchronisation des cycles d'activité. On s'attend en effet à ce que deux régions engagées dans un même degré dans les échanges internationaux subissent des chocs similaires et révèlent donc une synchronisation des cycles d'activité plus grande. Le différentiel d'ouverture commerciale est calculé comme la valeur absolue de la différence des taux d'ouverture extérieure des deux provinces.

Dans la mesure où des provinces intégrées dans les échanges internationaux peuvent l'être avec des partenaires très différents (Kazakhstan, Russie, Japon, etc.) et donc subir des chocs distincts, il apparaît nécessaire de tester l'importance non seulement de la différence de niveau mais aussi d'orientation géographique de l'ouverture. Nous avons recours à un indice de dissimilarité de partenaires construit selon la logique de Krugman (1991) comme

$$\sum_{p=1}^n |s_{ip} - s_{jp}|$$
 où  $s_{ip}$  et  $s_{jp}$  sont les parts du partenaire  $p$  dans les exportations des provinces  $i$

---

<sup>14</sup> Les instruments incluent les différences en termes de *remoteness* international et intérieur, de densité de population, de distance au barycentre de la Chine et à Pékin.

et  $j$  respectivement. Les données issues des douanes chinoises décomposent les exportations provinciales entre 224 pays pour l'année 1997.

Les colonnes 7 à 9 rapportent les résultats après prise en compte de l'hétérogénéité provinciale en termes d'intensité et d'orientation de l'ouverture internationale. Les différentiels d'ampleur de l'ouverture n'entrent pas significativement dans la régression. La synchronisation des cycles d'activité entre deux provinces est par contre affectée négativement par des différences en termes de partenaires commerciaux. Les provinces apparaissent ainsi bénéficier de cycles d'autant plus corrélés qu'elles échangent avec les mêmes partenaires. Les fluctuations de la production industrielle semblent en conséquence liées moins à l'intensité de l'ouverture qu'aux partenaires avec lesquels la province commerce.

## **CONCLUSIONS**

Ce travail étudie l'ampleur et les déterminants de la synchronisation des cycles d'activité en Chine. La cohésion économique interne du pays est en effet apparue récemment en première ligne des préoccupations des dirigeants chinois, dont l'objectif est l'approfondissement des réformes et la promotion d'un développement plus équilibré. Le degré de corrélation des profils de production industrielle des provinces chinoises sur la période 2001-2004 apparaît relativement élevé dans la mesure où il est comparable à celui observé dans les années 1990 entre les états américains. Les résultats montrent que la côte est moins intégrée que l'intérieur validant l'hypothèse d'une ligne de fracture entre l'intérieur et la frange maritime du pays. L'identification des déterminants des corrélations des cycles d'activité en Chine est assez concluante. L'intégration commerciale et la coordination des politiques provinciales ressortent comme des forces centripètes qui renforcent la synchronisation des cycles. A l'inverse, les divergences en termes de structure de production et de partenaires internationaux réduisent la corrélation des cycles économiques des provinces. Ces résultats mettent en exergue l'importance d'une rationalisation des politiques provinciales afin de stabiliser les fluctuations de la production, et donc, de parvenir à une meilleure cohésion économique.

## REFERENCES

- Barrios S. et De Lucio J. (2003), "Economic integration and regional business cycles: Evidence from the Iberian regions", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 65, 4, pp. 497-515.
- Barrios S., Brülhart M., Elliot R., et Sensier M. (2003), "A tale of two cycles: Co-fluctuations between UK regions and the Euro zone", *The Manchester School*, vol. 77, 3, pp. 265-292.
- Boyreau-Debray G. (2000), "Politique économique locale et inflation en Chine", *Revue Economique*, vol. 51, 3, mai, pp. 713-724.
- Calderón C., Chong A., et Stein E. (2003), "Trade intensity and business cycle synchronization: Are developing countries any different?", Working Paper 478, Inter-American Development Bank, Research Department, Washington, DC.
- Clark T. et Van Wincoop E. (2001), "Borders and business cycles", *Journal of International Economics*, vol. 55, 1, pp. 59-85.
- Cao Y. Qian Y. et B. Weingast (1999), "From federalism, Chinese style to Privatization, Chinese style", *Economics of Transition*, vol. 7, 1, .p. 103-131.
- Démurger S. et G. Lelong (2002), "China's regional development: Prospects and Policies" dans OECD, *China in the World Economy*, Paris: OECD
- Donnithorne, A., (1972), China's Cellular Economy: Some trends since the Cultural Revolution, *China Quarterly*, vol. 52, pp. 605-619.
- Eichengreen B. (1992), "Is Europe an Optimum Currency Area?" dans Grubel, H., Borner S. (Eds), *The European Community after 1992: Perspectives from the Outside*. MacMillan, Basingstoke, England, pp. 138-161.
- Fatás A. (1997), "EMU: Countries or regions? Lessons from the EMS experience", *European Economic Review*, vol. 41, 3-5, pp. 743-751.
- Frankel J. et Rose A. (1998), "The endogeneity of the Optimum Currency Area criteria", *Quarterly Journal of Economics*, 108, 449, pp. 1009-25.
- Hausman (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, vol. 50, pp. 749-759
- Hodrik R. et Prescott E. (1997), "Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, pp. 1-16.
- Imbs J. et Wacziarg R. (2003), "Stages of Diversification", *American Economic Review*, vol. 93, 1, pp. 63-95.
- Imbs J. (2003), "Co-fluctuations", version révisée de Imbs, J., 1998, DEEP Working Paper 98-19, University of Lausanne.
- Imbs J. (2004), "Growth and volatility", version révisée de Imbs, J., 2002, CEPR Discussion Paper 3561.
- Kalemli-Ozcan S. Sorensen B. E. et Yosha O. (2001), "Economic integration, industrial specialization, and the asymmetry of macroeconomic fluctuations", *Journal of International Economics*, vol. 55, 1, pp. 107-137
- Kraay A. et Ventura J. (2001), "Comparative advantage and the cross-section of business cycles", NBER Working Paper 8104.
- Krugman P. (1991), *Geography and trade*, MIT Press, Cambridge.

- Krugman P. (1993), Lessons from Massachusetts for EMU, in Torres, F. and Giavazzi, F. (Eds.), *Adjustment and growth in the European Monetary Union*. Cambridge University Press, Cambridge. 37
- Kumar, A., 1994, China's Reform, Internal Trade and Marketing, *The Pacific Review*, vol. 7, 3, pp. 323-339.
- Lee, P. K. (1998), Local Economic Protectionism in China's Economic Reform, *Development Policy Review*, vol. 16, pp. 281-303.
- Lin J. Y., Cai F. et Li Z. (2002), Social consequences of economic reform in China: an analyses of regional disparity in the transition period, in Mary-Françoise Renard (ed.) *China and its Regions – Economic Growth and Reform in Chinese Provinces*, Cheltenham / Northampton : Edward Elgar.
- Lin J. Y. et Z. Liu (2000), Fiscal decentralization and Economic Growth in China, *Economic Development and Cultural Change*, vol. 49, pp. 1-21.
- Lyons, T. P., (1985), China's Cellular Economy: A Test of the Fragmentation Hypothesis, *Journal of Comparative Economics*, vol. 9, pp. 125-144.
- McKinnon, R.I., 1963. Optimum Currency Areas. *American Economic Review*, vol. 53, pp. 717-724.
- Mundell, R., (1961), A Theory of Optimum Currency Areas. *American Economic Review* vol. 51, 4, pp. 509-517.
- Naughton, B. (2003), "How much can regional integration do to unify China's markets?", in Nicholas Hope, Dennis Yand and Mu Yang Li (eds.), *How far across the river? Chinese Policy Reform at the Millenium*, Stanford: Stanford University Press, pp. 204-232.
- Poncet S. (2005), "A Fragmented China: Measure and Determinants of Chinese Domestic Market Disintegration", *Review of international Economics*, vol. 13, 3, pp. 409-430.
- White H. (1980), "A heterokedasticity-consistent covariance matrix estimator and direct test for heteroskedasticity", *Econometrica*, vol. 48, 4, p. 817-838.
- Young A. (2001), «The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, 4, novembre, pp. 1091-1135.
- Zhang T. et Zou H- F. (1998), "Fiscal decentralization, public spending and economic growth", *Journal of Public Economics*, vol. 67, pp. 221-240.

## Annexe 1: Sources des données

**Les données mensuelles de production industrielle** calculées en prix constant de 1990 sont disponibles au niveau provincial. Elles sont issues du *China Monthly Statistics* édité par le China Statistical Information and Consultancy Service Center sous la direction du National Bureau of Statistics.

**Distance:** Les distances bilatérales entre les provinces chinoises sont mesurées par les distances kilométriques par les plus grandes routes entre leurs capitales à partir de cartes routières très détaillées. Ce mesure qui prend en considération la réalité de l'espace géographique chinois (montagnes, lacs, densité et qualité des infrastructures routières) est sûrement une meilleure mesure que la distance à vol d'oiseau.

**Structure de production:** La décomposition assez fine (24 secteurs) de la production (couvrant l'ensemble des secteurs d'activités) des provinces chinoises n'est disponible que dans les tables entrée-sortie provinciales. Ces tables ont été obtenues pour l'année 1992 directement auprès du National Bureau of Statistics.

**Echanges inter-provinciaux:** Les données du fret ferroviaire (en tonnes) bilatéral entre les provinces bilatéral sont issues de l'annuaire *China transportation and communications yearbook*. Ces données saisies pour les années entre 1998 et 2001 sont d'imparfaites représentations du flux d'échange total entre les provinces dans la mesure où le volume de fret ferroviaire dépend largement de l'existence et du développement des autres modes de transport disponibles (tels que les routes et les voies fluviales). Nous ne prétendons ainsi pas que cet indicateur mesure le commerce inter-provincial dans son ensemble mais qu'il en représente une part même si celle-ci est très différente selon les provinces.

### **Echanges internationaux:**

Nous avons recours à la décomposition des exportations et importations provinciales par partenaires. Elle couvre 224 partenaires internationaux et a été obtenu des *Chinese Customs* pour l'année 1998.

**Coordination des politiques économiques :**

Le déficit public par province est calculé comme la différence entre la somme des dépenses budgétaires et extra-budgétaires et la somme des recettes budgétaires et extra-budgétaires. L'ensemble de ces statistiques sont issues de l'ouvrage "1949-1999 China Statistical Data Compilation" édité par le China Marketing Research ainsi que des annuaires China Statistical Yearbook publiés par le National Bureau of Statistics.

L'ensemble des autres données provinciales (PIB, population...) est obtenu à partir des annuaires China Statistical Yearbook publiés par le National Bureau of Statistics.

Annexe 2: Statistiques descriptives

Table A: Moyenne des corrélations des cycles d'activités par provinces

corrélation	2001-2004
	Région côtière
Pékin	0,58
Tianjin	0,41
Hebei	0,70
Liaoning	0,70
Shanghai	0,39
Jiangsu	0,70
Zhejiang	0,49
Fujian	0,51
Shandong	0,68
Guangdong	0,35
Guangxi	0,37
	Région intérieure
Shanxi	0,64
Nei Monggol	0,69
Jilin	0,51
Heilongjiang	0,61
Anhui	0,67
Jiangxi	0,60
Henan	0,59
Hubei	0,67
Hunan	0,70
Guizhou	0,68
Yunnan	0,34
Shaanxi	0,70
Gansu	0,50
Qinghai	0,47
Ningxia	0,61
Xinjiang	0,53
Sichuan	0,49

Source: Calculs des auteurs.

Table B: Corrélacion bilatérale des différents indicateurs

	Taille	Voisin	Distance	Dissimilarité de la structure de production	Dissimilarité en termes d'inflation	Dissimilarité en termes de déficits	Fret ferroviaire	Dissimilarité de commerce international
Taille	1							
Voisin	0,17	1						
Distance	-0,24	-0,48	1					
Dissimilarité de la structure de production	-0,43	-0,31	0,36	1				
Dissimilarité en termes d'inflation	-0,13	-0,23	0,20	0,14	1			
Dissimilarité en termes de déficit	-0,46	-0,10	0,24	0,37	0,06	1		
Fret ferroviaire	0,14	0,35	-0,35	-0,06	-0,10	-0,19	1	
Dissimilarité de commerce international	-0,02	-0,15	0,03	0,58	0,19	0,03	0,00	1
Dissimilarité de partenaires commerciaux	-0,23	-0,21	0,65	0,28	0,15	0,09	-0,15	-0,04

Tableau 1: Synchronisation des cycles d'activité provinciaux sur la période 2001-2004

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	MCO	MCO	MCO	IV-GMM	IV-GMM	IV-GMM	IV-GMM	IV-GMM	IV-GMM
Intra Côte	-0,108*** (0,034)	-0,147*** (0,033)	-0,108*** (0,031)	-0,136*** (0,032)	-0,110*** (0,036)	-0,227*** (0,052)	-0,235*** (0,052)	-0,096** (0,049)	-0,165*** (0,059)
Frontière Côte-Intérieur	-0,153*** (0,026)	-0,162*** (0,026)	-0,060** (0,028)	-0,070** (0,029)	-0,111*** (0,034)	-0,161*** (0,037)	-0,167*** (0,038)	-0,093** (0,046)	-0,132*** (0,049)
Taille (1)		0,076 (0,078)	-0,171** (0,084)	-0,348*** (0,101)	-0,141 (0,104)	-0,313*** (0,118)	-0,344*** (0,119)	-0,118 (0,096)	-0,224* (0,114)
Distance (2)		-0,672*** (0,137)	-0,411*** (0,123)	-0,380*** (0,126)	-0,064 (0,154)	0,434 (0,356)	0,497 (0,361)	-0,195 (0,182)	0,500 (0,397)
Voisin		-0,026 (0,036)	-0,036 (0,035)	-0,034 (0,035)	-0,176*** (0,057)	-0,099* (0,054)	-0,097* (0,057)	-0,131** (0,051)	-0,131** (0,061)
Dissimilarité de la structure de production			-0,578*** (0,082)	-0,478*** (0,084)	-0,637*** (0,094)	-0,470*** (0,098)	-0,454*** (0,100)	-0,512*** (0,184)	-0,453** (0,194)
A_ Dissimilarité de la politique locale (écart-type des déficits publics)				-2,707** (1,220)	1,904 (1,195)	-2,109 (1,424)	-2,479* (1,452)	0,769 (1,172)	0,367 (1,369)
B_ Dissimilarité de la politique locale ( différentiel d'inflation)				-0,040*** (0,014)	-0,049*** (0,017)	-0,037** (0,017)	-0,035** (0,017)	-0,043*** (0,016)	-0,040** (0,020)
C_ Fret ferroviaire (2)					0,745*** (0,289)	0,562* (0,304)	0,610* (0,324)	0,463* (0,270)	0,699** (0,328)
D_ Dissimilarité de l'intensité du commerce international								-0,054 (0,104)	-0,079 (0,116)
E_ Dissimilarité des partenaires internationaux						-0,380* (0,205)	-0,410** (0,209)		-0,444* (0,244)
Constante	0,671*** (0,016)	0,809*** (0,036)	1,117*** (0,055)	1,234*** (0,067)	1,093*** (0,068)	1,330*** (0,111)	1,342*** (0,113)	1,086*** (0,081)	1,260*** (0,113)
Observations	378	378	378	378	378	378	378	378	378
R <sup>2</sup>	0,078	0,16	0,28						
Test de sur-identification de Hansen (p-value)				0,21	0,16	0,24	0,21	0,25	0,69
Liste des variables endogènes (R <sup>2</sup> partiel des instruments entre parenthèses)				A (0,21)	A (0,22)	A (0,30) et C (0,10)	A (0,37), C (0,11) et E (0,24)	A (0,43), C (0,10) et D (0,22)	A (0,45), C (0,10), E (0,21) et D (0,25)

Les écarts-type corrigés par la méthode de White (1980) sont reportés entre parenthèses.

\* significatif à 10%; \*\* significatif à 5%; \*\*\* significatif à 1%

(1) et (2): les coefficients ont été multipliés par 10<sup>10</sup> et 10000 respectivement.