

Effets des IDE sur le développement industriel en Afrique Sub-Saharienne : Le rôle du désalignement du taux de change

Résumé

Cet article a pour objectif d'analyser le rôle du désalignement du taux de change dans l'explication des effets des investissements directs étrangers (IDE) sur le développement industriel en Afrique Sub-saharienne. Pour ce faire, le modèle ARDL a été utilisé pour analyser la nature du désalignement du taux de change avant de mobiliser l'économétrie spatiale pour examiner son rôle dans l'explication des effets des IDE sur le développement industriel. Il ressort des estimations que : (i) le taux de change des pays d'ASS enregistre des écarts positifs (surévaluations) et des écarts négatifs (sous-évaluations) du taux de change et que ces effets sont plus prononcés dans les pays à régime de change fixe ; (ii) les IDE ont des effets positifs sur le développement industriel mais la sous-évaluation amplifie ces effets tandis que la surévaluation les atténue. L'article préconise alors l'adoption des sous-évaluations du taux de change ; l'amélioration du climat des affaires afin de favoriser l'entrée massive des IDE et la création des emplois massifs dans le secteur manufacturier.

Mots clés : Taux de change, sous-évaluation, performances industrielles, économétrie spatiale, Afrique Sub-saharienne.

1. Introduction

La problématique de l'industrialisation est l'une des préoccupations majeures qui a toujours été au centre des débats économiques dans le monde. Une vaste littérature s'accorde sur l'importance du développement industriel dans l'explication de la croissance de long terme (Rodrik 2008). Son importance tient au fait que les activités industrielles améliorent la productivité du travail et favorisent la diffusion technologique vers les autres secteurs productifs, contribuant ainsi à accélérer la croissance économique et à créer des emplois (Hidalgo 2007 et Hausmann et al. 2007).

Dans la littérature, plusieurs théories et stratégies de développement industriel ont été développées et mises en œuvre. Lin (2012) subdivise leur évolution en trois vagues depuis la fin de la deuxième guerre mondiale. D'abord, il s'est agi de l'économie structurelle traditionnelle apparue en Amérique latine dans les années 1940 et poursuivie jusqu'à la fin des années 1980. Défendue par Lewis (1954) et Kuznets (1966), cette théorie montre que l'industrialisation s'opère par un transfert de main d'œuvre du secteur agricole vers le secteur industriel. Ce transfert de main d'œuvre se produit par l'accumulation du capital physique et du capital humain qui augmentent la productivité du secteur industriel et améliorent le rendement des industries. Ensuite, dans les années 1990 et sous les orientations de Williamson (1990), les politiques de développement étaient axées sur la stabilité macroéconomique et les formes structurelles fondées sur des principes néoclassiques et connu sous le nom de consensus de Washington.

Enfin, ce n'est qu'à partir du début de ce 21^e siècle que la question d'industrialisation a commencé à regagner d'intérêt dans les débats publics avec l'arrivée de la nouvelle économie structurelle dont l'un des précurseurs est Lin (2012). Dans cette nouvelle économie structurelle, la transformation structurelle est la stratégie recommandée pour impulser le développement industriel dans les pays en développement. L'un des aspects importants dans la justification de ce regain d'intérêt est la réaffirmation de l'importance du rôle de l'Etat dans le processus d'industrialisation. En effet, les auteurs comme Cimoli et al. (2008) et Rodrik (2009) s'inspireront de l'exemple d'industrialisation réussie des pays émergent d'Asie et d'Amérique latine pour réaffirmer le rôle capital de l'Etat dans le processus d'industrialisation en tant que régulateur des défaillances structurelles et facilitateur des marchés. Les pays comme la Chine, le Brésil, le Singapour et l'Inde, qui n'ont pas suivi les recommandations de la théorie dominante, celle des institutions internationales sur la conduite de la politique de développement, ont pu connaître un essor industriel remarquable. Leur industrialisation réussie

est basée sur une stratégie volontariste des pouvoirs publics de promouvoir la spécialisation de certains secteurs clés ayant des avantages comparatifs ([Amsden 1992](#) et [Wade 2004](#)).

Dès lors, la transformation structurelle est devenue un nouveau centre d'intérêt pour les institutions internationales et même une nouvelle stratégie pour les pouvoirs publics des pays en développement dans leur agenda de politique d'industrialisation. Il ne s'agit plus de montrer l'importance de la politique industrielle, mais de promouvoir l'essor des secteurs les plus porteurs d'une transformation productive par la conduite de politiques publiques adéquates. Par ailleurs, [Lin \(2013\)](#) et [Stiglitz et al. \(2013\)](#), bien que dans un cadre néoclasique, utilisent le concept de la Nouvelle Economie Structurelle pour montrer le besoin d'une transformation productive pilotée par les pouvoirs publics dans les pays en développement. C'est dans ce contexte de regain d'intérêt que l'Afrique s'est aujourd'hui lancée dans un nouveau paradigme de développement en inscrivant la transformation structurelle comme impératif et une unique voie de passage obligée pour son émergence économique ([La Conférence Internationale sur l'Emergence de l'Afrique 2015](#)).

Ainsi, au cours de ces dernières décennies, les gouvernements africains ont adopté plusieurs initiatives aux niveaux national et régional afin de se donner davantage de chances d'atteindre leurs objectifs. En effet, L'Union Africaine (UA) à travers l'Agenda 2063 ainsi que la Banque Africaine de Développement (BAD) à travers ses 5 grandes priorités « high 5 » ont fait de l'industrialisation une priorité pour le développement durable du continent. Plus récemment, les dirigeants africains ont lancé officiellement la mise en œuvre de l'Accord Zone de libre-échange continentale africaine (ZLECAf), avec pour objectif d'accroître le commerce intra-africain et de stimuler l'industrialisation et la transformation structurelle de l'Afrique.

Cependant, la réussite d'un tel pari de développement industriel des pays d'Afrique dans sa globalité et particulièrement ceux d'Afrique Sub-saharienne (ASS) suppose la levée d'un certain nombre de contraintes majeures et la question fondamentale que se posent les chercheurs, les praticiens et les décideurs politiques aujourd'hui est de savoir comment accélérer l'industrialisation de ces pays. L'une des réponses à cette question demeure le défi de l'attraction des Investissements Directs Etrangers (IDE) qui sont impératifs à l'essor industriel du continent. En effet, les IDE sont considérés aujourd'hui comme l'un des facteurs fondamentaux du développement industriel et les travaux de [You & Solomon \(2015\)](#) le confirment. L'entrée des IDE représente des ressources financières qui ne génèrent pas de dette. Elle est également un moyen efficace de financer la restructuration et la modernisation de

l'économie sans pour autant contraindre les gouvernements à investir des capitaux qu'ils ne possèdent pas (El Ouahed 2015).

Sur le plan théorique, l'entrée des IDE a des effets directs et indirects sur le développement industriel du pays d'accueil. L'effet direct se manifeste par la création de nouveaux emplois dans le secteur industriel (Rodríguez-Clare, 1996), par un effet de compétitivité résultant de la concurrence et par un effet d'entraînement dû à la sous-traitance de l'IDE avec les services locaux des fournisseurs (Markusen & Venables 1999). S'agissant de l'effet indirect, il est la résultante d'un transfert de technologie vers le pays d'accueil qui augmente la productivité des entreprises locales (Görg & Greenaway 2004).

Les faits stylisés montrent que l'ASS n'a pas encore amorcé son développement industriel. Elle demeure la région la moins industrialisée au monde et sa contribution à la valeur ajoutée manufacturière au niveau mondial reste insignifiante à moins de 2% (données de la Banque Mondiale). La part de cette valeur ajoutée dans le PIB était de 10,5% en 2018 contre plus de 16% en 1980, alors même qu'elle a atteint plus de 25% dans les pays en développement d'Asie au cours des dernières années, selon les données statistiques de la Banque Mondiale.

Cependant, quelques prémises d'espoirs sont observées dans certains pays bien que les répercussions de la pandémie de Covid-19 et du conflit russo-ukrainien compromettent ces progrès. En effet, quelques pays de l'ASS ont enregistré des avancées non négligeables de leurs secteurs manufacturiers et agro-industriels. A titre illustratif, selon l'ODI (2022)¹, l'Éthiopie a construit des parcs industriels de classe mondiale, ce qui lui a permis de multiplier ses IDE par quatre entre 2012 et 2017. Sur la même période selon le même rapport, la part IDE entrant en l'Éthiopie dans les flux d'IDE de l'Afrique de l'Est est passée de 10% à environ 50%, soit de 1% à 10% dans le reste du continent. De même, en 2019, le secteur industriel ougandais est passé de 20% à près de 30% du PIB grâce à d'importants investissements dans le domaine manufacturier (données statistique de la Banque Mondiale)². En outre, au Ghana, le secteur industriel enregistrait depuis trois ans une croissance annuelle moyenne supérieure à 10%, selon le rapport de BAD (2019)³.

Toutes ces avancées sont aujourd'hui menacées par des chocs extérieurs en raison de l'impact de la pandémie de Covid-19 et de la crise russo-ukrainienne qui ont entraîné la hausse

¹ ODI 2022, Overseas Development Institute: Will the 2020s be the decade of Africa's economic transformation?

² Banque Mondiale, 2020: Uganda Economic Update Recommends Expanding Social Protection Programs to Boost Inclusive Growth.

³ Ghana Economic Outlook, 2019

substantielle des prix de l'énergie et des denrées alimentaires. L'inflation du Ghana et de l'Éthiopie ont dépassé la barre de 30% en septembre 2022 en glissement annuel alors même que le Cédi ghanéen a perdu environ 40% de sa valeur par rapport au dollars américain depuis le début de l'année (selon le rapport FMI, 2022⁴).

Cette situation démontre la fragilité des économies d'ASS et ne permet pas de consolider les acquis en matières de développement industriel, ce qui pose la problématique de la prise en compte des facteurs externes dans les politiques de développement industriel des économies de cette zone. En effet, s'il le rôle prépondérant des IDE dans l'explication du développement industriel n'est plus à démontrer, il convient de noter que, les facteurs explicatifs qui peuvent inciter un étranger à investir dans une autre entité économique, restent un champ de recherche pertinent. La littérature empirique a beaucoup insisté sur les facteurs internes de la localisation des IDE dont les plus récurrents sont les conditions des marchés, la gouvernance politique et institutionnelle et l'offre infrastructurelle, etc.

Or, pour les petits pays en développement comme ceux de l'ASS, la politique développement industriel est rarement une affaire purement nationale (Pack & Saggi 2006). Les aspects internationaux sont cruciaux, et le rôle de la compétitivité des exportations a une grande importance. L'un des volets de ces aspects internationaux porte sur les politiques de change notamment la question de l'équilibre du taux de change. En effet, Le rôle des politiques de change dans le développement économique est toujours d'actualité et deux problèmes sont soulevés (Guzman et al. 2018). Il s'agit en premier lieu de la recherche de stabilité défendue par bon nombre d'économistes notamment les monétaristes tels que Friedman (1953) et Aizenman & Frenkel (1985). Au-delà de la recherche de la stabilité des prix ou d'atténuation des chocs, il s'agit en second lieu d'adopter une politique de change de long terme qui soit à mesure d'impulser le développement de la nation. Cette option dont l'objectif est la recherche du « bien-être » est défendue par les néokeynésiens comme Lapan & Enders (1980), Helpman (1981) et Obstfeld & Rogoff (1998). Selon ces auteurs, les niveaux de bien-être dépendent uniquement des niveaux de consommation et donc du niveau de revenu.

En s'inscrivant dans cette optique du « bien-être », une nouvelle piste de littérature émerge pour montrer que la sous-évaluation du taux de change peut permettre les pays africains d'impulser leur développement industriel. En effet, en s'intéressant à la nature du désalignement du taux de change, Rodrik (2008, 2016), de Johnson et al. (2010) et de Razmi et al. (2012) montrent

⁴ FMI, octobre 2022, Perspectives économiques régionales, Afrique subsaharienne sur la corde raide

qu'un taux de change réel sous-évalué peut être l'outil le plus efficace pour stimuler l'industrialisation des pays en développement en compensant les défaillances des institutions et des marchés.

Sur le pan empirique, seulement quelques études, à notre connaissance, ont contribué au débat sur la prise en compte de la nature du désalignement du taux change dans l'explication de développement industriel des économies d'ASS. De plus, ces études, ne parviennent pas aux mêmes conclusions. En effet, pendant que [Diop & Niang \(2018\)](#) trouvent que la sous-évaluation joue un rôle important dans les performances du secteur manufacturier sénégalais, les résultats de [Jeanneney & Hua \(2018\)](#) ne plaident pas en faveur d'une politique systématique de dépréciation des monnaies africaines pour favoriser l'industrialisation du continent.

Ces résultats contradictoires soulèvent la nécessité d'une nouvelle investigation en ASS et c'est pourquoi, nous nous interrogeons dans cet article : Quel rôle joue la nature du désalignement du taux de change dans l'explication des effets des IDE sur le développement industriel d'ASS? L'usage de l'économétrie spatiale permet de prendre en compte les aspects spatiaux dans un environnement de plus en plus globalisé. Dans la suite de cet article, nous présentons d'abord la revue de littérature sur la question, ensuite nous nous attèlerons sur le modèle d'analyse avant de présenter les résultats et discussions des analyses économétriques. En fin, nous terminerons par une conclusion.

2. Revue de littérature sur le désalignement du taux de change, IDE et développement industriel

2.1. Effets directs de l'entrée des IDE sur le développement industriel

L'une des premières études ayant analysé empiriquement les effets de l'entrée des IDE sur les performances industrielles est celle de [Blomström \(1986\)](#). En effet, l'auteur analyse les effets de la présence des firmes étrangères sur les performances des industries manufacturières mexicaines. Il trouve que l'efficacité du secteur de l'industrie manufacturière mexicaine est positivement corrélée avec la présence des firmes multinationales.

De même, plusieurs autres auteurs sont parvenus à des résultats similaires en analysant dans d'autres économies. A titre illustratif, [Barrios et al. \(2005\)](#) ont analysé l'impact des IDE sur le développement des entreprises locales irlandaises. Ils aboutissent à la conclusion que bien que l'effet concurrence décourage initialement les entreprises locales, les effets d'entraînement notamment les externalités positives apparaîtront et permettront un impact global largement

positif pour les entreprises locales. Les producteurs locaux ont besoin d'un certain temps pour s'adapter et améliorer leurs capacités. Aussi, [Zhang \(2014\)](#) analyse le cas de la Chine sur la période 2005-2010 et trouve que l'entrée des IDE affecte positivement la compétitivité industrielle chinoise et que les effets sont plus importants sur les industries manufacturières à faible technologie que les industries à moyenne et haute technologie.

Cependant, plusieurs autres études ont trouvé des résultats contradictoires. En effet, [Alfaro et al. \(2004\)](#) ont utilisé des données des entreprises brésiliennes, chiliennes et vénézuéliennes. Leurs résultats montrent que l'entrée de firmes multinationales est sans effets significatifs sur les retombées horizontales. Dans la même lignée, [Kaya \(2010\)](#) et [Kang & Lee \(2011\)](#) analyse la relation entre IDE et désindustrialisation pour le cas de 64 pays en développement et de l'OCDE. Leurs résultats montrent qu'il existe un impact positif des IDE sur l'emploi et sur la valeur ajoutée manufacturière.

2.2. Effets indirects de l'entrée des IDE sur le développement industriel

[Fosfuri et al. \(2001\)](#) ont analysé les retombées technologiques des IDE sur les entreprises locales par l'effet *spillover* technologique. Ils parviennent aux résultats qu'une firme multinationale peut transférer une technologie supérieure à sa filiale étrangère seulement après avoir formé des travailleurs dans les pays d'accueil. Aussi, la mobilité des travailleurs contribue à la retombée des *spillovers* technologiques.

En outre, [Sjöholm \(1999\)](#) a analysé les effets l'entrée des IDE sur la productivité des branches industrielles locales indonésienne². Ses résultats montrent que la présence des IDE a entraîné une forte augmentation de la productivité dans les intra-branches industrielles à travers notamment des retombées verticales des transferts technologiques. Cependant, l'étude n'a pas trouvé des résultats montrant la possibilité que la proximité géographique augmente les retombées verticales.

Dans la même lancée, plusieurs autres auteurs ont trouvé une relation positive entre entrée des IDE et la hausse de la productivité des entreprises locales. On peut citer les travaux de [Javorcik \(2004\)](#) qui ont analysé pour le cas de la Lituanie. Ses résultats montrent des retombées verticales positives de l'entrée des IDE sur la productivité intra-branche des entreprises locales surtout celles des fournisseurs des intrants. [Liu \(2008\)](#) et [Xu & Sheng \(2012\)](#) ont abouti à la même conclusion en analysant pour le cas de la Chine. Les résultats montrent la présence des retombées horizontales et verticales de l'entrée des IDE sur les entreprises locales. Aussi,

[Javorcik & Spatareanu \(2008\)](#) ont analysé pour le cas de la Roumanie et leurs résultats montrent que les retombées verticales sont perceptibles chez les entreprises locales sous-traitant avec les filiales étrangères et que l'effet horizontal concurrentiel négatif de l'entrée est atténué par le transfert de savoir qui augmente la productivité de la branche.

En outre, [Managi & Bwalya \(2010\)](#) ont analysé les retombées verticales et horizontales de l'entrée des IDE sur la productivité intra-branche et intersectorielle des entreprises locales de trois pays d'ASS notamment le Zimbabwe, la Tanzanie et le Kenya sur la période 1994-1995 à l'aide de la méthode GMM en système. Leurs résultats montrent l'existence des effets positifs verticaux et horizontaux de l'entrée des IDE sur la productivité extra et intra-branche des industries au Kenya et au Zimbabwe mais un effet négatif pour la Tanzanie. Par ailleurs, [Ongo Nkoa \(2016\)](#) a utilisé la méthode GMM pour analyser les effets des IDE sur les performances industrielles de 53 pays africains à travers des données de panel sur la période 1975-2014. Les résultats montrent que les IDE contribuent à l'industrialisation des pays africains à travers les effets directs et indirects de l'entrée des IDE.

Cependant, il existe des études empiriques ayant infirmé les retombées positives de l'entrée des IDE en trouvant au contraire des effets négatifs sur la productivité. A titre illustratif, [Kugler \(2006\)](#) a analysé les effets de l'entrée des IDE sur la productivité intrabranche des entreprises colombiennes par le canal du transfert technologique. Leurs résultats révèlent l'absence de retombées de l'entrée des IDE sur les entreprises de l'intra-branche.

Par ailleurs, certaines études dans la littérature ont montré que les IDE n'améliorent les performances industrielles que sous certaines conditions. Par exemple, [Borensztein et al. \(1998\)](#) soutiennent que les IDE ne profitent au pays d'accueil que lorsque ce pays dispose d'un seuil minimum de stock de capital humain ou d'éducation qui lui permet de bénéficier du transfert technologique. [De Mello \(1999\)](#) soutient que les IDE améliorent les performances industrielles lorsque les capitaux nationaux et étrangers sont complémentaires.

En outre, [Bwalya \(2006\)](#) analyse la nature et l'importance des externalités positives des IDE sur la productivité de 125 entreprises manufacturières locales du Zimbabwe sur la période 1993-1995 à l'aide d'une combinaison de modèles MCO, du modèle à effet fixe et la méthode GMM en système. Les résultats ne montrent pas d'effet positif de l'entrée des IDE sur la productivité intra-branche par le canal de transfert de connaissances. De même, [Waldkirch & Ofori \(2010\)](#) ont analysé pour le cas du Ghana en utilisant les méthodes MCO et de GMM en système sur la période 1991-1997. Il ressort de leurs analyses que les effets de la présence des IDE sur la

productivité des entreprises manufacturières nationales ghanéennes sont négatifs, mais positifs sur la plupart des entreprises étrangères. Dans cette même lancée, [Gui-Diby & Renard \(2015\)](#) ont examiné la relation entre IDE et le processus d'industrialisation en Afrique sur la période 1980-2009 à l'aide des données de panel de 49 pays en utilisant le *feasible generalized least squares method*. Les résultats auxquels ces auteurs ont abouti indiquent que l'entrée des IDE n'a pas eu d'impact significatif sur l'industrialisation de pays africains.

2.3. Etudes empiriques sur la relation entre taux de change et industrialisation

Plusieurs auteurs ont émergé dans les années 1990 pour vérifier empiriquement si une politique concurrentielle de taux de change réel peut attirer des investissements étrangers pour accroître la production et l'emploi dans le secteur des biens échangeables. La plupart de ces études dans cette période ont montré soit une relation négative entre les surévaluations du taux de change et performances industrielles ou soit une relation positive entre sous-évaluation du taux de change et de cette dernière. A cet effet, les auteurs comme [Cottani et al. \(1990\)](#) et [Dollar \(1992\)](#) ont utilisé un échantillon des pays en développement. Les résultats de leur analyse montrent qu'en économie ouverte, la dévaluation et le maintien de la stabilité du taux de change pourrait améliorer considérablement le développement industriel de nombreux pays en développement.

Par ailleurs, [Frenkel \(2004\)](#) et [Frenkel & Ros \(2006\)](#) analyse l'effet de la variation du taux de change sur le niveau d'emplois dans les économies d'Amérique Latine en utilisant les MCO sur la période 1980-2003 et 1990-2002 respectivement. Leurs résultats montrent qu'une sous-évaluation du taux de change stimule les entreprises à accroître la production et donc l'emploi dans le secteur des biens échangeables. Pour ces auteurs, la surévaluation du taux de change a un impact négatif sur la croissance économique en réduisant la rentabilité du secteur des biens échangeables, en particulier dans la manufacture.

En outre, [Hausmann et al. \(2005\)](#) et [Ostry et al. \(2008\)](#) étudient les cycles d'accélération de la croissance économique pour chercher les déterminants de ces accélérations de la croissance. Ils parviennent aux résultats que la plupart des accélérations de la croissance économique dans ces pays est corrélée à des augmentations des investissements et des échanges avec un maintien de dépréciations réels du taux de change ainsi que la qualité des institutions. Ces résultats témoignent l'importance des investissements et des sous évaluations du taux de change dans l'accélération de la croissance de long terme à travers le développement des performances industrielles.

Aussi, [Rodrik \(2008\)](#) ; [Gala \(2008\)](#), [Berg & Miao \(2010\)](#) et [MacDonald & Vieira \(2010\)](#) étudient la relation entre désalignement du taux de change et la croissance économique. Ils parviennent à la conclusion que la sous-évaluation est positivement corrélée à la croissance économique et que les résultats sont particulièrement forts dans les pays en développement.

En s'intéressant aux effets des désalignements du taux de change sur la productivité des industries, [McLeod & Mileva \(2011\)](#), [Mbaye \(2013\)](#), [Islam & Ahammed \(2017\)](#) et [Akram & Rath \(2018\)](#) utilisent des panels de pays en développement et émergents. Ils parviennent aux résultats que la sous-évaluation du taux de change entraîne une augmentation des salaires réels des travailleurs dans le secteur des biens échangeables de sorte à attirer les travailleurs vers ce secteur. Cette migration des travailleurs vers le secteur des biens échangeables entraîne une augmentation de la productivité des entreprises par l'effet apprentissage par la pratique « *the learning by doing* ».

[Jongbo \(2014\)](#) étudie l'effet du désalignement du taux de change sur la production du secteur industriel nigérian sur la période 1990-2012 à l'aide de la méthode MCO. Les résultats révèlent une relation bidirectionnelle c'est-à-dire qu'autant le taux de change réel affecte la production industrielle, autant cette dernière affecte la première. De même, [Diop & Niang \(2018\)](#) analysent les effets des désalignements du taux de change sur les performances industrielles du Sénégal sur la période 1980-2015 en utilisant une approche de cointégration développée par Pesaran, Shin et Smith appliquée au modèle *Auto-Regressive Distributed Lag (PSS-ARDL)*. Leurs résultats montrent que le taux de change joue un rôle important dans les performances du secteur manufacturier sénégalais à savoir que moins de sous-évaluation ou plus de surévaluation ont un impact négatif sur les performances de ce secteur, et cet effet semble linéaire.

Cependant, certains auteurs ne sont pas parvenus à des résultats similaires. En effet, [Jeanneney & Hua \(2018\)](#) étudient l'impact des taux de change réels sur l'industrialisation de 40 pays d'Afrique subsaharienne sur la période 2000-2015 en utilisant la méthode des GMM. Leurs résultats montrent que les variations du taux de change réels vis-à-vis de l'Europe ou des États-Unis n'ont pas d'effet sur la production manufacturière africaine. En revanche, l'appréciation des monnaies africaines vis-à-vis du renminbi exerce un effet positif mais à condition que cette appréciation demeure modérée. De ce fait, leurs résultats ne plaident pas en faveur d'une politique systématique de dépréciation des monnaies africaines pour favoriser l'industrialisation du continent.

En résumé, il ressort de la littérature que les travaux empiriques sur la relation entre taux de change, IDE et performance industrielle semblent divergents voire parfois contradictoires. C'est surtout le cas des études réalisées en Afrique où certaines trouvent que la sous-évaluation peut constituer un facteur déterminant pour impulser le développement industriel du continent tandis que d'autre n'en trouvent aucun effet significatif sur les performances industrielles. Quoiqu'il en soit, la question de la relation entre sous-évaluation et développement industriel reste pertinente dans les économies africaines surtout dans un contexte où le développement industriel du continent est au centre des débats.

3. Méthodologie d'analyse du rôle du taux de change dans la relation entre IDE et développement industriel

Avant de présenter les variables choisies et la matrice pour les analyses économétriques (3.3), nous présentons d'abord les modèles d'analyse (3.1.) et ensuite nous nous attèlerons sur les différents tests de spécification du modèle (3.2).

3.1. Présentation des modèles d'analyse et du modèle économétrique

Pour la détermination du taux de change d'équilibre et de ces désalignements, nous utilisons le modèle *Behavioural Equilibrium Exchange rate (BEER)* développé par [Clark & MacDonald \(1999, 2004\)](#). Pour ce faire, la technique d'estimation retenue est le modèle *Autoregressive Distributive Lags (ARDL)* en Panel développé par [Pesaran et al, \(1999\)](#). L'équation empirique du taux de change réel se présente comme suit après :

$$Tcer_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 Product_{i,t} + \beta_2 Ouv_{i,t} + \beta_3 TE_{i,t} + \beta_4 DPub_{i,t} + \beta_5 PE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$Tcer_{i,t}$ = Le taux de change effectif réel de la monnaie nationale dans le pays i pour l'année t ;
 $Product_{i,t}$ = La productivité relative qui mesure l'effet Balassa-Samuelson. $Ouv_{i,t}$ = le taux d'ouverture commerciale ; $TE_{i,t}$ = les termes de l'échange ; $DPub_{i,t}$ = les dépenses publiques qui représentent les dépenses de consommation finale des administrations publiques ; $PE_{i,t}$ = la position extérieure nette du gouvernement et ε = le terme d'erreur.

En ce qui concerne l'analyse des effets d'interaction entre sous-évaluation du taux de change réel et performances industrielles, nous nous appuyons sur le modèle de petite économie dépendante (ouverte) développé par [Salter \(1959\)](#) et [Swan \(1960\)](#) et repris par [Diop & Niang \(2018\)](#). Le modèle suppose une économie ouverte à deux secteurs dont l'un, le secteur des biens

échangeables et l'autre, le secteur des biens non échangeables. L'équation du modèle peut être écrite comme suit :

$$INDUS_{i,t} = c + \alpha Under_{i,t} + \theta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Avec $INDUS$ = la variable proxy qui capte les performances industrielles. Pour le cas de cette étude, nous utilisons la valeur ajoutée industrielle (VAI) en pourcentage du PIB et le niveau d'emplois du secteur industriel en pourcentage du total des emplois. $Under$ = les sous-évaluations du taux de change effectif réel. X = le vecteur des variables de contrôles déterminées sur la base de la littérature, ε étant le terme d'erreur. En utilisant les deux variables proxys des performances industrielles, le modèle peut être réécrit comme suit :

$$VAI_{it} = \alpha X_{it} + \beta IDE_{it} + région + \varepsilon_{it} \quad (3.a)$$

$$Emploi_{it} = \alpha X_{it} + \beta IDE_{it} + région + \varepsilon_{it} \quad (3.b)$$

Avec VAI = la valeur ajoutée industrielle et $Emploi$ = le niveau d'emploi dans le secteur industriel ; tous deux captent les performances industrielles mesurées. IDE_{it} = L'entrée nette des investissements directs étrangers en pourcentage du PIB. $région$ = La variable muette qui permet de prendre en compte le caractère très hétérogène des pays. ε mesure le terme d'erreur et α et β représentent les paramètres des variables explicatives.

En outre, pour être en adéquation avec notre intuition d'existence des effets indirects des sous-évaluations du taux de change sur les performances industrielles nous proposons d'utiliser une variable interactive entre sous-évaluation du taux de change et IDE en croisant ces deux variables. Pour ce faire, les équations (2) peuvent être réécrites comme suit :

$$\begin{cases} VAI_{i,t} = \alpha_{1i} + \alpha.Under_{i,t} + \beta_{1i}IDE_{it} + \alpha_{1i}(Under * IDE)_{i,t} + \theta_{1i}X_{1i,t} + \varepsilon_{i,t} & (4.a) \\ Emploi_{i,t} = \alpha_{2i} + \alpha.Under_{i,t} + \beta_{2i}IDE_{it} + \alpha_{2i}(Under * IDE)_{i,t} + \theta_{2i}X_{2i,t} + \varepsilon_{i,t} & (4.b) \end{cases}$$

Avec $(Under * IDE)_{i,t}$ qui mesurent l'effet interactif entre sous-évaluations du taux de change et IDE X_1 et X_2 = La matrice des variables de contrôle de la valeur ajoutée industrielle et du niveau d'emploi dans le secteur industriel proposée par [Gui-Diby & Renard \(2015\)](#) et [Zhang \(2014\)](#).

Par ailleurs, le processus de développement industriel regorge des complexités multidimensionnelles de sorte qu'analyser la relation entre IDE et performances industrielles sans tenir compte de la dépendance spatiale semble être une omission d'un aspect important.

En effet, l'avènement de la mondialisation laisse penser que l'activité économique d'un pays peut influencer ses partenaires commerciaux ou ses voisins proches à travers les échanges commerciaux et la mobilité des facteurs de production.

Pour le cas des IDE, l'installation d'une firme multinationale dans un pays va dépendre des conditions préalables d'attractivité qui peuvent être liées à un avantage comparatif ou à une politique d'incitation de la part des pouvoirs publics. L'un dans l'autre, l'arrivée de l'IDE dans un pays pourra vraisemblablement influencer les performances industrielles du pays d'accueil mais aussi de ses pays voisins. De ce fait, deux unités géographiques peuvent s'affecter mutuellement (Elhorst 2014). C'est pourquoi cette article fait recours à l'économétrie spatiale afin de tenir compte des interactions spatiales dans l'analyse des effets des IDE sur leurs performances industrielles.

3.2. Tests de spécification du modèle économétrique

La modélisation des interdépendances spatiales nécessite au préalable la réalisation d'un certain nombre de tests de spécification qui sont entre autres, les tests de dépendances spatiales et les tests d'autocorrélation spatiale. Ces tests permettent de choisir le modèle spécifique adéquat à utiliser pour les estimations. Ces différents tests se présentent comme suit.

3.2.1. Tests de dépendance spatiale

Pour tester la dépendance spatiale, le test de Hausman et celui de Pesaran (2015). Le test de Hausman est un test qui permet de déterminer si les coefficients des estimateurs (fixes et aléatoires) se diffèrent statistiquement. Le test consiste à comparer la matrice de variance-covariance des deux estimateurs. La décision du résultat du test qui suit une loi de Khi-deux à (K-1) degré de liberté (ddl) se présente comme suit : Accepter l'hypothèse nulle si P-value est supérieure à 5% pour un modèle à effets fixes convergent et efficace contre l'hypothèse alternative pour un modèle à effets aléatoires asymptotiquement optimal.

La dépendance spatiale dans la série peut être vérifiée également à l'aide du test décrit par Pesaran (2015). La statistique du CD-test de cet auteur est basée sur la moyenne de la corrélation des coefficients entre les différents pays pris deux à deux pour chaque intervalle de temps. Ce test consiste à tester l'hypothèse nulle d'absence de dépendance spatiale contre l'hypothèse alternative de présence de celle-ci.

3.2.2. Test d'autocorrélation de Moran

Le test de Moran permet de déterminer sous l'hypothèse nulle H_0 , l'absence d'autocorrélation spatiale et sous l'hypothèse H_1 la présence d'autocorrélation spatiale. Le test est basé sur la statistique I de Moran (1948).

3.3. Présentation des variables et formation de la matrice de poids

Pour analyser les effets spatiaux des IDE sur les performances industrielles des pays d'ASS, nous retenons un échantillon de 36 pays dont on a déjà présenté dans le chapitre précédent et sur la période 1998-2018. Le choix des pays et de la période se justifie par la disponibilité des données. Le tableau 1 ci-dessous présente les différentes variables retenues.

Tableau 1 : Présentation des variables utilisées pour les estimations

Variables	Signe attendu	Source de données
1.Valeur ajoutée industrielle		WDI
2.Emplois dans le secteur industriel		
3.Interaction entre Sous-évaluation du taux de change et IDE	+	Calculé par les auteurs
4.Sous-évaluations	+	
5.Investissements directs étrangers	+	WDI
6.Ouverture commerciale	+ ou -	WDI
7.Capital humain	+	
8.Importations	-	
9.Investissements domestique	+ ou -	
10.Produit intérieur brut	+	WGI
11.Rente des ressources naturelles	+	
12.Qualité des institutions	+	

Source: Auteurs, WDI= World Development Indicators; WGI= Worldwide Governance Indicators

Pour ce qui est de la matrice de poids, nous utilisons une matrice non symétrique dont les composantes w_{ij} représentent la valeur moyenne des exportations bilatérales de 36 pays d'ASS sur la période 1998-2018. Le choix de la matrice des exportations et des 36 pays se justifie par le fait de l'indisponibilité des données pour certains pays, vue que les exportations sont la variable la mieux indiquée pour capter les flux des échanges entre les pays. Comme LeSage & Pace (2009) et Elhorst (2014) l'ont montré, il est important de normaliser à 1 la matrice de poids non symétrique pour disposer d'une combinaison linéaire entre le pays i avec ses partenaires afin de faciliter la convergence des modèles estimés et la possibilité de les comparer entre eux.

A partir de cette matrice, l'estimation de la matrice de poids s'obtient en utilisant la moyenne des exportations bilatérales entre les 36 pays de l'ASS retenus et sur la période 1998-2018 à partir de la matrice des exportations tirée de la base des données du CNUCED. Nous avons ainsi adopté la procédure de [Drukker et al. \(2013\)](#) pour la formulation de la matrice de poids. Une fois la matrice de poids définie, il est possible de spécifier le modèle spatial à implémenter.

Par ailleurs, afin de tester la robustesse de nos résultats, nous avons repris les estimations en utilisant une matrice de contiguïté basée sur l'effet frontière. Il s'agit d'une matrice carrée des 36 pays de notre échantillon que nous affectons la valeur 1 si le pays partage la même frontière avec son partenaire bilatéral et 0 sinon. Les équations théoriques de l'économétrie spatiale peuvent être écrites comme suit. Pour la relation entre IDE et performances industrielles :

$$\begin{cases} VAI_{it} = \delta.W.VAI_{jt-1} + \beta.W.(Under * IDE)_{it} + W.X_{it}\alpha + \beta_i + \mu_{it} & (5.a) \\ Emploi_{it} = \delta.W.Emploi_{jt-1} + \beta.W.(Under * IDE)_{it} + W.X_{it}\alpha + \beta_i + \mu_{it} & (5.b) \end{cases}$$

Avec : VAI = la matrice (N, 1) de l'entrée nette des IDE ; $Emploi$ = la matrice (N, 1) du niveau d'emploi dans le secteur industriel ; $Under * IDE$ = la matrice (N, 1) de l'interaction entre sous-évaluation du taux de change et IDE ; IDE = la matrice (N, 1) de l'entrée nette des IDE W = la matrice carrée (N, N) de poids des échanges commerciaux entre les pays ; X_{it} = la matrice (N, K) des variables explicatives ; β_i = la constante et μ_{it} = les termes d'erreurs.

4. Résultats et discussion sur les analyses de la relation entre taux de change, IDE et développement industriel

Au regard des résultats de différents tests d'adéquations présentés en annexe, le modèle ARDL à l'aide de l'estimateur PMG a été utilisé pour déterminer le taux de change déséquilibre ainsi que éventuels des désalignements. Le modèle SAC a été retenu pour l'analyse des effets interactifs entre les sous-évaluations du taux de change et entrées nettes des IDE sur la valeur ajoutée industrielles et le modèle SAR pour l'analyse de ces effets sur le niveau d'emplois dans le secteur industriel en Afrique sub-saharienne. Les modèle SDM et SAR ont été utilisés pour tester la robustesse des résultats.

4.1. Résultats des estimations du taux de change d'équilibre

Pour ce qui concerne les relations de long terme, le tableau 2 ci-dessous montre qu'au seuil de 5%, ce sont la productivité relative, les termes de l'échange, le taux d'ouverture et la position

extérieure qui constituent les fondamentaux du taux de change effectif réel des 36 pays d'ASS sur la période 1998-2018.

Conformément au signe attendu, la productivité relative qui mesure l'effet Balassa-Samuelson a un effet positif sur le taux de change réel mais cet effet est plus notable dans le pays à régime de change fixe (8%) que dans ceux à régime de change flexibles (2%). Ces résultats sont conformes à ceux trouvés par [Owoundi \(2015\)](#) ; [Grekou \(2015\)](#) et [Diop & Niang \(2018\)](#). De même, les termes de l'échange et le taux d'ouverture commerciale ont un effet positif sur le taux de change tandis que les dépenses publiques et la position extérieure ont un effet négatif sur celui-ci dans les pays d'ASS. Ces résultats corroborent ceux trouvés par [Owoundi \(2015\)](#) et de [Diop & Niang \(2018\)](#). En ce qui concerne les résultats de court terme, seule la productivité relative, a un effet significatif sur le taux de change effectif réel dans tous les groupes du panel.

Tableau 2 : Résultat du Pooled Mean Group Regression

Taux de change effectif réel	PMG Groupe	PMG Change fixe	PMG Change flexible
Long terme			
Productivité relative	11,751*** (0,008)	8,097*** (0,000)	2,233*** (0,007)
Termes de l'échange	0,181*** (0,000)	0,271*** (0,000)	0,327*** (0,000)
Dépenses publiques		0,833*** (0,002)	0,764** (0,027)
Ouverture	0,190*** (0,001)		0,632*** (0,000)
Position extérieure nette	0,128** (0,023)	0,438*** (0,000)	
Court terme			
Productivité relative	26,078*** (0,002)	14,329*** (0,000)	33,658*** (0,001)
Termes de l'échange	0,154 (0,229)	0,015 (0,794)	0,166 (0,347)
Dépenses publiques		-0,326** (0,046)	-0,006 (0,272)
Ouverture	-0,246 (0,340)		-0,634** (0,049)
Position extérieure nette	0,016 (0,854)	-0,123 (0,101)	
Error correction term	-0,248*** (0,000)	-0,259*** (0,006)	-0,194*** (0,000)
Number of obs	720	280	440
Number of groups	36	14	22

Source : Auteurs à partir des estimations

4.2. Résultat de l'analyse du rôle du désalignement du taux de change des effets des IDE sur la valeur ajoutée industrielle

Le tableau 3 ci-dessous présente les résultats de l'analyse de rôle du désalignement du taux de change dans l'explication des effets des IDE sur la valeur ajoutée industrielle des économies d'ASS sur la période 1998-2018 en utilisant l'économétrie spatiale. Dans ce tableau, l'effet principal mesure l'effet de court terme, et l'effet total qui représente la somme des effets direct et indirect, mesure les effets de long terme. L'effet indirect mesure l'effet de débordement (effet d'entraînement ou de transfert de technologie).

D'abord, en s'intéressant uniquement au effet des IDE sur la valeur ajoutée industrielle dans les pays d'ASS, l'on constate qu'une hausse du premier de 10 points de pourcentage entraîne une augmentation du second de 2,2 points de pourcentage. Ce résultat confirme l'importance des IDE dans le développement industriel des économies contemporaines.

Ensuite, comparé ce résultat à celui de l'effet interactif entre sous-évaluation du taux de change et IDE, l'on remarque que l'effet de ce dernier est beaucoup plus important. En effet, une augmentation de 10 points de pourcentage de l'effet interactif entre sous-évaluation du taux de change et entrée des IDE entraîne une augmentation de la valeur ajoutée industrielle des pays d'ASS de 5,9 points de pourcentage contre 2,2 points pour l'effet d'une simple entrée des IDE. Ainsi, l'effet d'une entrée des IDE conjuguée avec une sous-évaluation du taux de change est 2,5 fois plus élevé que l'effet d'une simple entrée des IDE sur la valeur ajoutée industrielle des économie d'ASS. Ce résultat confirme les travaux de [Rodrik \(2008 ; 2016\)](#), de [Razmi et al. \(2012\)](#) et de [Diop & Niang \(2018\)](#). Il infirme cependant, les résultats de [Jeanneney & Hua \(2018\)](#) qui ne plaide pas en faveur d'une politique de sous-évaluation du taux de change pour développer le secteur industriel africain.

Un tel résultat implique que la sous-évaluation du taux du taux de change joue un rôle capital dans l'explication des effets des IDE sur le développement industriel des économies D'ASS. En d'autre termes, l'entrée des IDE aura une véritable incidence sur le développement industriel si les pays d'ASS arrivent à adopter des sous-évaluations ou des dévaluations consécutives (pour les pays à régime de change fixe).

Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que la sous-évaluation du taux de change augmente la rentabilité de certains projets dans des nouveaux secteurs qui sont profitables aux investisseurs étrangers. En d'autres termes, la sous-évaluation du taux de change permet

d'amplifier les effets entrainements de l'entrée des IDE pour les pays d'ASS et cela grâce à son effet positif sur la rentabilité des projets.

En menant l'analyse sous l'angle de la persistance des effets, les résultats montrent que l'entrée des IDE conjuguée avec une sous-évaluation du taux de change a des effets aussi bien direct (effet volume) qu'indirect (effet transfert technologique) bien que le premier est plus important (0,42 point de pourcentage) que le second (0,17 point de pourcentage). De ce fait, l'on peut dire que le financement des projets par les investisseurs étrangers en ASS, entraîne un effet indirect dit effet *spillover* technologique conduit grâce à la diffusion de la technologie utilisée dans des nouveaux secteurs. Or, c'est le transfert de technologie qui permet au pays d'accueil des IDE de moderniser le système de production de son secteur industriel et de gagner des parts de marchés plus importants au niveau international. Par conséquent, il est important et même primordiale pour les pays d'ASS d'inciter et orienter les IDE vers les secteurs à plus forte valeurs ajoutée et à plus forte diffusion technologique contrairement à certains secteurs comme ceux extractifs dont la diffusion technologique est parfois limitée.

Enfin, les résultats illustrent que la surévaluation est nuisible à l'industrialisation des pays d'ASS car elle réduit la valeur ajoutée industrielle de ces pays. En effet, une surévaluation de 10 points de pourcentage entraîne une baisse de la valeur ajoutée industrielle de 2 points de pourcentage dans ces économies. Un tel résultat implique que lorsque les pays d'ASS ont tendance à surévaluer leur taux de change, cela a des répercussions négatives sur le niveau développement industriel en réduisant sa valeur ajoutée. En d'autres termes, ce résultat montre que la surévaluation est perçue selon le théorie comme une taxe sur la valeur ajoutée industrielle. Ce résultat confirme celui trouvé par [Diop & Niang \(2018\)](#).

Tableau 3 : Résultat de l'analyse du rôle du désalignement du taux de change des effets des IDE sur la valeur ajoutée industrielle

Variable dépendante : Valeur Ajoutée industrielle	Modèle SAC			
	Effet principal	Effets directs	Effets indirects	Effet total
Investissements directs étrangers	0,15*** (0,000)	0,15*** (0,000)	0,06** (0,048)	0,22*** (0,000)
Interaction entre sous-évaluation du taux de change et IDE	0,41*** (0,001)	0,42*** (0,001)	0,17* (0,080)	0,59*** (0,003)
Surévaluation du taux de change	-0,01*** (0,001)	-0,01*** (0,000)	-0,005* (0,061)	-0,02*** (0,001)
Ouverture commerciale	0,11** (0,031)	0,11** (0,029)	0,04* (0,096)	0,15** (0,026)
Capital humain	-0,04*** (0,000)	0,02 (0,274)	-0,02** (0,036)	-0,06*** (0,000)
Importations	-0,15*** (0,000)	-0,04*** (0,000)	-0,06** (0,035)	-0,21*** (0,000)
Investissement domestique	0,06** (0,025)	0,06** (0,026)	-0,06 (0,425)	0,003 (0,969)
Croissance du produit intérieur brut (PIB)	0,15*** (0,000)	0,15*** (0,000)	0,05** (0,040)	0,21*** (0,000)
Rente des ressources naturelles	0,22*** (0,000)	0,22*** (0,000)	0,09** (0,025)	0,31*** (0,000)
Taxes	0,11*** (0,004)	0,11*** (0,004)	0,04* (0,097)	0,16*** (0,008)
Qualité des institutions	0,68 (0,360)	0,73 (0,314)	0,30 (0,392)	1,05 (0,323)
Constante				
Nombre d'observation	756			
R^2 Ajusté	0,27	0,25		

Source : Auteur à partir des estimations. ***; **; * représentent respectivement un coefficient significatif au seuil de 1%. GLS = Generalized least squares, SAC = Spatial AutoCorrelation.

4.3. Résultat de l'analyse du rôle du désalignement du taux de change des effets des IDE sur le niveau d'emplois dans le secteur industriel

En ce qui concerne la deuxième variable proxy du développement industriel captée par le niveau d'emplois dans le secteur industriel, le modèle SAR été utilisé et les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 4 ci-dessous. Les résultats montrent que l'entrée des IDE a des effets limités sur le niveau d'emplois dans le secteur industriel en ASS et cela dans un seuil critique de validité de 10%. En effet, une hausse 10 points de pourcentage d'IDE entrant en ASS entraine une augmentation du niveau d'emplois de 0,3% dans le secteur industriel mais cet effet s'inverse et devient négatif dans le long terme. La réalisation de nouveaux projets par des investisseurs étrangers entraine naturellement la création de nouveaux emplois, ce qui

augmente le niveau d'emplois dans ce secteur. Cependant, cet effet semble transitoire car à long terme l'effet semble disparaître et tend même à devenir négatif.

Le même constat est observé au niveau de l'effet interactif entre sous-évaluation du taux de change et IDE sur le niveau d'emploi dans le secteur industriel. En effet, les résultats montrent que l'interaction entre sous-évaluation du taux de change et IDE n'a pas un effet significatif sur le niveau d'emploi dans le secteur industriel. Un tel résultat pourrait se justifier par le fait qu'une grande partie des IDE qui entre dans les pays d'ASS sont beaucoup concentrée dans le secteur extractif, ce qui nécessite des main d'œuvre à des qualifications assez rares. De ce fait, les investisseurs étrangers auront donc tendance à faire recours à une main d'œuvre étrangère au détriment à la main d'œuvre locale. Seuls les ouvriers à faible qualification pourront être embauchés mais le plus souvent avec des contrats de courte durée.

Tableau 4 : Résultat de l'analyse du rôle du désalignement du taux de change des effets des IDE sur le niveau d'emploi dans le secteur industriel

Variable dépendante : Emplois dans le secteur industriel	Modèle SAR			
	Effet principal	Effets directs	Effets indirects	Effet total
Investissements directs étrangers	0,03* (0,099)	-0,03* (0,092)	-0,01 (0,221)	-0,04* (0,095)
Interaction entre sous-évaluation du taux de change et IDE	0,13* (0,080)	-0,14* (0,081)	-0,03 (0,224)	-0,17* (0,086)
Ouverture commerciale	0,16*** (0,000)	0,17*** (0,000)	0,03* (0,061)	0,02*** (0,000)
Capital humain	0,05*** (0,000)	0,05*** (0,000)	0,01* (0,092)	0,06*** (0,000)
Importations	-0,11*** (0,000)	-0,12*** (0,000)	-0,02* (0,066)	-0,14*** (0,000)
Croissance du produit intérieur brut (PIB)	-0,04* (0,063)	-0,04* (0,054)	-0,01 (0,215)	-0,04* (0,064)
Rente	-0,02 (0,205)	-0,02 (0,189)	-0,004 (0,315)	-0,03 (0,191)
Taxes	-0,05** (0,023)	0,05** (0,02)	0,01 (0,196)	0,06** (0,028)
Qualité des institutions	1,32*** (0,003)	1,36*** (0,002)	0,3 (0,124)	1,66*** (0,003)
Spatial rho	0,17** (0,024)			
Variance sigma2_e	4,17*** (0,000)			
Nombre d'observation	756	756	756	756
R ² Ajusté				32

Source : Auteur à partir des estimations. ***; **; * représentent respectivement un coefficient significatif au seuil de 1%.

4.4. Test de robustesse de l'analyse du rôle du désalignement du taux de change des effets des IDE sur le développement industriel

Pour se rassurer de la robustesse de notre analyse, nous avons procédé à l'usage d'une matrice de contiguïté à la place de la matrice de poids utilisée précédemment. En effet, si la matrice de poids permet de capter l'effet spatial à partir du volume de échanges commerciaux bilatéraux entre les pays de notre échantillon, une limite importante serait de ne pas tenir compte des effets de débordement ou effets frontières dus au partage de la même frontière entre les pays. C'est pourquoi, le modèle SDM (*Spatial Durbin model*) et le modèle SAR (*Spatial AutoRegression*) sont utilisés pour analyser le rôle que joue le désalignement du taux de change dans l'explication des effets des IDE sur la valeur ajoutée industrielle et sur le niveau d'emplois dans le secteur industriel.

4.4.1. Test de robustesse sur la valeur ajoutée industrielle

Le tableau 5 ci-dessous présente les résultats des estimations des modèles SDM et SAR sur la valeur ajoutée industrielle. Ces résultats obtenus à partir de la matrice de contiguïté sont quasiment similaires à ceux trouvés précédemment avec la matrice de poids des échanges bilatéraux entre les pays de l'ASS. Ainsi, nous pouvons dire que les résultats auxquels nous avons abouti sont robustes en terme d'investigation économétrique. En effet, les résultats montrent que l'entrée seule des IDE a un effet positif sur la valeur ajoutée industrielle mais, cet effet tend à se doubler lorsque cette entrée des IDE est conjuguée avec une sous-évaluation du taux de change.

Une hausse de l'entrée des IDE conjuguée avec une sous-évaluation du taux de change de 1 point de pourcentage entraîne une augmentation de la valeur ajoutée industrielle de 0,45 point de pourcentage environ. Ce même résultat est obtenu avec l'analyse précédente dont on trouve un coefficient de 0,46 point de pourcentage. En termes d'interprétation, ce résultat signifie qu'il existe des effets de débordement de l'entrée des IDE sur la valeur ajoutée des pays voisins du pays d'accueil. En effet, une hausse de 10 point de pourcentage des IDE conjuguée avec une sous-évaluation du taux de change entraîne une augmentation de la valeur ajoutée industrielle des pays voisins de 4,5 point de pourcentage. Cet effet de débordement est dû au fait que les entreprises des pays voisins peuvent bénéficier de la nouvelle technologie utilisée par les IDE qui s'installe dans le pays par effet *spillover* technologique. Cette nouvelle technologie qui améliore la productivité des entreprises permet d'augmenter la valeur ajoutée des industries des pays voisins.

Quant à la surévaluation, le même effet est observé que dans l'analyse précédente. En effet, les résultats montrent que la surévaluation a un effet de débordement négatif sur la valeur ajoutée des pays voisins bien que cet effet reste faible assez faible. En effet, une surévaluation de 10 points de pourcentage entraîne une diminution de la valeur ajoutée industrielle des pays voisins de 0,1 point de pourcentage.

Tableau 5 : Résultat de test de robustesse de l'analyse du rôle du désalignement du taux de change des effets des IDE sur la valeur ajoutée industrielle

Variable dépendante : Valeur Ajoutée industrielle	Modèle SDM				Modèle SAR
	I	II	III	IV	SAR
wly_(Valeur Ajoutée industrielle)					0,05*** (0,000)
Investissements directs étrangers	0,17*** (0,000)	0,16*** (0,000)	0,16*** (0,000)	0,16*** (0,000)	0,17*** (0,000)
Interaction entre sous-évaluation du taux de change et IDE	0,46*** (0,001)	0,46*** (0,001)	0,45*** (0,001)	0,45*** (0,001)	0,40*** (0,002)
Surévaluation du taux de change				-0,01*** (0,001)	-0,01*** (0,001)
Ouverture commerciale	0,22*** (0,000)	0,20*** (0,000)	0,19*** (0,000)	0,19*** (0,000)	0,17*** (0,000)
Capital humain	-0,05*** (0,003)	-0,05*** (0,003)	-0,06*** (0,001)	-0,06*** (0,000)	-0,07*** (0,000)
Importations	-0,21*** (0,000)	-0,20*** (0,000)	-0,20*** (0,000)	-0,20*** (0,000)	-0,57*** (0,000)
Croissance du produit intérieur brut (PIB)	0,16*** (0,000)	0,16*** (0,000)	0,15*** (0,000)	0,14*** (0,000)	0,05*** (0,001)
Rente des ressources naturelles	0,23* (0,096)	0,22*** (0,000)	0,24*** (0,000)	0,22*** (0,000)	0,23*** (0,000)
Taxes		0,09** (0,030)	0,09** (0,025)	0,07* (0,088)	0,08* (0,057)
Qualité des institutions			1,06 (0,164)	0,60 (0,421)	0,39 (0,609)
Constante	22,41*** (0,000)	21,21*** (0,000)	24,07*** (0,000)	25,33*** (0,000)	19,08*** (0,000)
Nombre d'observation	756	756	756	756	756
R ² Ajusté	0,92	0,92	0,92	0,92	0,92

Source : Auteur à partir des estimations. *** ; ** ; * représentent respectivement un coefficient significatif au seuil de 1%.

4.5. Test de robuste de l'analyse du rôle du désalignement du taux de change des effets des IDE sur le niveau d'emploi dans le secteur industriel

En ce qui concerne la deuxième variable proxy, le tableau 6 ci-dessous présente également des résultats proches à ceux trouvés plus haut. En effet, les résultats obtenus à partir de la matrice

de contiguïté vont dans le même sens que ceux trouvés plus haut avec la matrice de poids des échanges bilatéraux. Par conséquent, nous pouvons déduire que les modèles que nous avons utilisés sont adéquats et que les résultats sont robustes. En effet, les résultats montrent que l'entrée des IDE a des effets limités sur le niveau d'emplois dans le secteur industriel tandis que l'effet interactif entre sous-évaluation du taux de change et IDE est à la limite, non significatif.

Tableau 6 : Résultat de tests de robustesse de l'analyse du rôle du désalignement du taux de change des effets des IDE sur le niveau d'emploi dans le secteur industriel

Variable dépendante : Emplois dans le secteur industriel	Modèle SDM				Modèle SAR
	I	II	III	IV	SAR
w1y_emploi					0,07*** (0,000)
Investissements directs étrangers	0,04** (0,036)	-0,04** (0,045)	-0,04** (0,050)	-0,03 (0,110)	-0,03 (0,160)
Interaction entre sous-évaluation du taux de change et IDE	0,16** (0,042)	0,16** (0,039)	0,15* (0,057)	0,08 (0,352)	0,07 (0,417)
Sous-évaluation du taux de change				0,02 (0,145)	0,03* (0,093)
Ouverture commerciale	0,20*** (0,000)	0,19*** (0,000)	0,19*** (0,000)	0,19*** (0,000)	0,17*** (0,000)
Capital humain	0,04*** (0,000)	0,04*** (0,000)	0,04*** (0,000)	0,04*** (0,000)	0,04*** (0,000)
Importations	-0,14*** (0,000)	- (0,003)	-0,13*** (0,000)	- (0,000)	-0,12*** (0,000)
Croissance du produit intérieur brut (PIB)	-0,03 (0,142)	-0,03 (0,105)	-0,04** (0,039)	-0,04** (0,039)	-0,04** (0,047)
Rente	-0,03** (0,034)	-0,03** (0,036)	-0,02 (0,158)	-0,02 (0,252)	-0,01 (0,375)
Taxes		0,06** (0,018)	0,05** (0,024)	0,05** (0,024)	0,05** (0,045)
Qualité des institutions			1,24*** (0,005)	1,23*** (0,006)	0,96** (0,032)
Constante	8,53*** (0,000)	7,9*** (0,000)	9,59*** (0,000)	9,52*** (0,000)	6,92*** (0,000)
Nombre d'observation	756	756	756	756	756
R ² Ajusté	0,92	0,92	0,92	0,92	0,92

Source : Auteur à partir des estimations. *** ; ** ; * représentent respectivement un coefficient significatif au seuil de 1%.

Un tel résultat implique l'arrivée des IDE qui crée de l'emploi dans le pays d'accueil n'entraîne automatiquement des effets de déplacements sur le niveau d'emplois dans les pays voisins. En effet, ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que la plupart des IDE entrant dans les pays d'ASS sont beaucoup concentré dans le secteur extractif. Or, ce secteur de par son domaine

particulier n'entraîne pas un transfert de compétences vers les autres secteurs ni vers les autres pays, vu que les pays exploitent pas forcément les mêmes mines, ce qui ne facilite pas la migration des travailleurs d'un pays à l'autre.

5. Conclusion et implications de politiques économiques

Cet article avait pour objectif d'analyser le rôle que joue le désalignement du taux de change dans l'explication des effets des IDE sur le développement industriel des économies d'ASS sur la période 1998-2018. Deux indicateurs de mesure de développement industriel à savoir la valeur ajoutée industrielle et le niveau d'emplois dans le secteur industriel ont été utilisés. Pour les estimations économétriques, nous avons utilisé l'économétrie spatiale dont les tests de spécification nous permis de retenir les modèles SAR et SAC pour analyser respectivement les effets sur les deux variables proxys du développement industriel avant d'utiliser les modèles SDM et SAR pour les tests de robustesse.

En ce qui concerne l'analyse du rôle du désalignement du taux de change dans l'explication des effets des IDE sur le développement industriel, les résultats montrent que celui en est fondamental dans l'explication des effets des IDE sur les performances industrielles. L'interaction entre sous-évaluation du taux de change et IDE a un effet positif sur la valeur ajoutée industrielle bien qu'il ne soit pas significatif sur le niveau d'emplois dans le secteur industriel. Ce résultat implique que la sous-évaluation du taux du taux de change joue un rôle capital dans l'explication des effets des IDE sur le développement industriel en ASS. En d'autres termes, l'entrée des IDE en ASS aura une véritable incidence sur le développement industriel si les pays cette zone arrivent à adopter des sous-évaluations notamment des dévaluations consécutives (pour les pays à régime de change fixe).

Une conclusion importante qui ressort de cette analyse est que l'on constate que l'effet interactif entre sous-évaluation et entrée des IDE est beaucoup plus important (0,59 point de pourcentage) que l'effet direct de l'entrée des IDE sur la valeur ajoutée industrielle (0,22% point de pourcentage). Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que selon la théorie, la sous-évaluation du taux de change augmente la rentabilité relative des IDE dans de nouveaux secteurs de production. L'arrivée des IDE dans ces nouveaux secteurs peut alors entraîner un effet de débordement dit effet *spillover* technologique conduit grâce à la diffusion de la technologie utilisée dans ces nouveaux secteurs. Cet effet de débordement est profitable aussi bien pour les autres secteurs à l'interne que dans les autres pays de la zone.

Cependant, contrairement à la sous-évaluation du taux de change, la surévaluation a des effets négatifs sur le développement industriel des pays d'ASS. La surévaluation est alors considérée comme une taxe implicite qui réduit la rentabilité relative des IDE.

En termes d'implications de politique économique, les pays d'ASS doivent adopter des sous-évaluations du taux de change pour attirer les IDE et soutenir les exportations afin d'amorcer le développement industriel. En outre, les pays de cette zone devraient éviter les surévaluations du taux de change qui représentent une taxe pour les exportations et un facteur qui dissuade les investisseurs étrangers à venir investir.

Par ailleurs, il est impératif pour les pays d'ASS d'orienter les IDE vers les secteurs stratégiques à forte valeur ajoutée industrielle et à plus forte diffusion technologique contrairement à certains secteurs comme ceux extractifs dont la diffusion technologique est parfois limitée. Il peut s'agir de pratiquer une politique d'investissement sélective en faveur des secteurs industriels jugés les plus stratégiques en termes de retombées économiques. Les différentes chaînes de valeurs de secteurs agricoles et alimentaires en sont des niches importantes à exploiter. La réalisation de telle ambition passe nécessairement par l'assainissement du climat des affaires plus attractif afin de favoriser une entrée massive des IDE dans ces secteurs gage d'un véritable transfert de technologie et de compétences et de tout développement industriel comme l'ont fait les pays asiatiques.

BIBLIOGRAPHIE

- Aizenman, J., & Frenkel, J. (1985). Optimal wage indexation, foreign exchange intervention, and monetary policy. *The American Economic Review* ; Vol. 75, No. 3, P. 402-423 ; <https://www.jstor.org/stable/1814808> .
- Akram, V., & Rath, B. N. (2018). Exchange rate misalignment and total factor productivity growth in case of emerging market economies. *International Economics and Economic Policy* vol. N°15, P. 547–564 ; Doi : <https://doi.org/10.1007/s10368-017-0374-6>.
- Amsden, A. H. (1992). *Asia's Next Giant : South Korea and Late Industrialization*. New York: Oxford University Press.
- Barrios, S., Görg, H., & Strobl, E. (2005). Foreign direct investment, competition and industrial development in the host country. *European Economic Review* ; Vol. 49(7), P. 1761-1784 ; <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2004.05.005>.
- Belotti, F., Hughes, G., & Mortari, A. P. (2017). Spatial panel-data models using Stata . *The Stata Journal*, Vol 17, N°1., P. 139-180 ; <https://doi.org/10.1177/1536867X1701700109>.
- Berg, A., & Miao, Y. (2010). The Real Exchange Rate and Growth Revisited: The Washington Consensus Strikes Back? *IMF Working Paper N° 10/58, Developing Country Studies Division*, P. 1 - 25 ; <https://ssrn.com/abstract=1569955>.
- Blomström, M. (1986). Foreign Investment and Productive Efficiency: The Case of Mexico. *The Journal of Industrial Economics* ; Vol. 35(1), P. 97-110 ; DOI: 10.2307/2098609 ; <https://www.jstor.org/stable/2098609>.
- Borensztein, E., De Gregorio, J., & Lee, J. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth? *Journal of international Economics* ; Vol. 45(1), P. 115-135 ; [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(97\)00033-0](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(97)00033-0).
- Bwalya, S. (2006). Foreign direct investment and technology spillovers: Evidence from panel data analysis of manufacturing firms in Zambia. *Journal of development economics* ; Vol. 81(2), P. 514-526 ; <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2005.06.011>.
- Cimoli, M., Dosi, G., & Stiglitz, J. (2008). The political economy of capabilities accumulation : The Past and Future of Policies for Industrial Development. *LEM Working Paper Series, No. 2008/15*.
- Clark, P., & MacDonald, R. (1999). Exchange rates and economic fundamentals: a methodological comparison of BEERs and FEERs. *Equilibrium exchange rates*, Vol. 69, P. 285-322, DOI : https://doi.org/10.1007/978-94-011-4411-7_10 .
- Clark, P., & MacDonald, R. (2004). Filtering the BEER: A permanent and transitory decomposition. *Global Finance Journal* ; Volume 15, N°1, P. 29-56 ; DOI : <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2003.10.005>.
- Cottani, J. A., Cavallo, D. F., & Khan, M. S. (1990). Real exchange rate behavior and economic performance in LDCs. *Economic Development and Cultural Change* Vol. N° 39(1), P. 61-76 ; <https://doi.org/10.1086/451853>.

- De Mello, L. R. (1999). Foreign direct investment-led growth: evidence from time series and panel data . *Oxford economic papers*, Vol. 51, N°1, P. 133-151. DOI : <https://doi.org/10.1093/oep/51.1.133>.
- Diop, M. G., & Niang, B. B. (2018). L'impact des déséquilibres du taux de change réel sur la performance du secteur manufacturier au Sénégal. *Revue d'économie du développement* ; Vol. 26, N°1, P. 107 à 138 ; DOI : <https://doi.org/10.3917/edd.321.0107>.
- Dollar, D. (1992). Outward-oriented developing economies really do grow more rapidly: evidence from 95 LDCs, 1976-1985. *Economic development and cultural change* ; Vol. N° 40(3), P. 523-544 ; <https://doi.org/10.1086/451959>.
- Drukker, D., Peng, H., Prucha, I. R., & Raciborski, R. (2013). Creating and managing spatial-weighting matrices with the `spmat` command. *The Stata Journal* ; Vol 13, N° 2, P. 242-286 . DOI : <https://doi.org/10.1177/1536867X1301300202>.
- Elhorst, J. (2014). *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels*. New York Dordrecht London: SpringerBriefs in Regional Science ; DOI 10.1007/978-3-642-40340-8.
- Fosfuri, A., Motta, M., & Rønde, T. (2001). Foreign direct investment and spillovers through workers' mobility. *Journal of International Economics* ; Vol. 53(1), P. 205-222 ; [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(00\)00069-6](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(00)00069-6).
- Frenkel, R. (2004). Real exchange rate and employment in Argentina, Brazil, Chile and Mexico. *Economics, Semantic Scholar*, P. 40 ; DOI:10.3848/iif.2004.223.5744.
- Frenkel, R., & Ros, J. (2006). Unemployment and the real exchange rate in Latin America. *World Development* ; Vol. N° 34(4), P. 631-646 ; <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2005.09.007>.
- Friedman, M. (1953). *The Case for Flexible Exchange Rates*, in Milton Friedman ed. *Essay in Positive Economics*. Chicago: University of Chicago Press.
- Gala, P. (2008). Real exchange rate levels and economic development: theoretical analysis and econometric evidence. *Cambridge Journal of economics* ; Vol. N° 32(2), P. 273–288 ; <https://doi.org/10.1093/cje/bem042>.
- Görg, H., & Greenaway, D. (2004). Much ado about nothing? Do domestic firms really benefit from foreign direct investment? *The World Bank Research Observer*, Vol. 19 (2), P. 171–197 ; <https://doi.org/10.1093/wbro/lkh019>.
- Gui-Diby, S. L., & Renard, M. (2015). Foreign direct investment inflows and the industrialization of African countries. *World Development* ; Vol. 74, P. 43-57 ; <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2015.04.005>.
- Guzman, M., Ocampo, J. A., & Stiglitz, J. E. (2018). Real exchange rate policies for economic development. *World Development*. Vol. 110, P. 51-62. DOI : <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2018.05.017>.
- Hausmann, R., Pritchett, L., & Rodrik, D. (2005). Growth accelerations. *Journal of Economic Growth* ; Vol. N° 10(4), P.303–329 ; DOI : <https://doi.org/10.1007/s10887-005-4712-0>.
- Helpman, E. (1981). An exploration in the theory of exchange-rate regimes. *Journal of political economy* ; Vol. 89, N° 5, P. 865-890. DOI : <https://doi.org/10.1086/261011>.

- Hidalgo, C. A., Klinger, B., Barabási, A. L., & Hausmann, R. (2007). The product space conditions the development of nations. *Science*, Vol. 317, N° 5837, P. 482-487
- Islam, M., & Ahammed, B. (2017). An Econometric Analysis of Real Exchange Rate and Productivity Growth of some Developing Countries in Asia. *Annals of Pure and Applied Mathematics* ; Vol. N° 13(2), P. 185-197 ; DOI : <http://dx.doi.org/10.22457/apam.v13n2a4>.
- Javorcik, B. (2004). Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through backward linkages. *American economic review* ; vol. 94(3), P. 605-627 ; DOI: 10.1257/0002828041464605.
- Javorcik, B., & Spatareanu, M. (2008). To share or not to share: Does local participation matter for spillovers from foreign direct investment? *Journal of development Economics* ; Vol. 85(1-2), P. 194-217 ; <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2006.08.005>.
- Jeanneney, S., & Hua, P. (2018). Taux de change réel et production manufacturière en Afrique: quels impacts? *Revue d'économie du développement* ; Vol. 29 N°2, P. 83-112 DOI : <https://doi.org/10.3917/edd.322.0083>.
- Johnson, S., Jonathan, D. O., & Subramanian, A. (2010). Prospects for Sustained Growth in Africa : Benchmarking the Constraints. *IMF Staff Papers*, Vol N° 57 (1), P. 119 –171.
- Jongbo, O. (2014). The impact of real exchange rate fluctuation on industrial output in Nigeria. *Journal of Policy and Development Studies*, Vol. 9 N° 1, P. 268-278 ; DOI : 10.12816/0011197.
- Kang, S. J., & Lee, H. (2011). Foreign direct investment and de-industrialisation. *The World Economy* ; Vol. 34(2), P. 313-329 ; <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2010.01324.x>.
- Kaya, Y. (2010). Globalization and Industrialization in 64 Developing Countries. *Social Forces*, Vol. 88(3), P. 1153–1182 ; <https://doi.org/10.1353/sof.0.0300>.
- Kugler, M. (2006). Spillovers from foreign direct investment: within or between industries? *Journal of Development Economics*, Vol. 80(2), P. 444-477 ; <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2005.03.002>.
- Kuznets, S. (1966). *Modern Economic Growth : Rate, structure and spread*. New Haven : Yale University Press, p. 529
- La Conférence Internationale sur l'Émergence de l'Afrique. (2015). *Note de Présentation sur La Conférence Internationale sur l'Émergence de l'Afrique, Version de Janvier 2015*. Abidjan.
- Lapan, H., & Enders, W. (1980). Random disturbances and the choice of exchange regimes in an intergenerational model. *Journal of International Economics*. Vol. N° 10(2), P. 263-283 ; DOI : [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(80\)90058-6](https://doi.org/10.1016/0022-1996(80)90058-6).
- LeSage, J., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton, London, New York: CRC Press, Taylor & Francis Group, Chapman & Hall Book.
- Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School*, Vol. 22, N° 2, p. 139-191.

- Lin, J. Y. (2012). *New structural economics : a framework for rethinking development*. Washington : The World Bank.
- Lin, J. Y. (2013). La politique industrielle revisitée : une nouvelle perspective d'économie structurelle. *Revue d'économie du développement*, vol N° 21 (2), 55 - 78.
- Liu, Z. (2008). Foreign direct investment and technology spillovers. *Journal of Development Economics* ; Vol. 85(1-2), P. 176-193 ; <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2006.07.001>.
- MacDonald, R., & Vieira, F. (2010). A panel data investigation of real exchange rate misalignment and growth. *CESifo Working Paper Series No. 3061*, P. 1-32 ; <https://ssrn.com/abstract=1618198>.
- Managi, S., & Bwalya, S. (2010). Foreign direct investment and technology spillovers in sub-Saharan Africa. *Applied Economics Letters* ; Vol. 17(6), P. <https://doi.org/10.1080/13504850802167173>.
- Markusen, J., & Venables, A. (1999). Foreign direct investment as a catalyst for industrial development. *European Economic Review* ; Vol. 43(2), P. 335-356 ; [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(98\)00048-8](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(98)00048-8).
- Mbaye, S. (2013). Currency undervaluation and growth: Is there a productivity channel? *International Economics* ; Vol. N° 133, P. 8-28 ; <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2013.04.004>.
- McLeod, D., & Mileva, E. (2011). Real exchange rates and productivity growth. *Fordham University Department of Economics Discussion Paper Series No: 2011-04*, P. 1-28 ; http://www.academia.edu/download/47126865/dp2011_04_mcleod_mileva.pdf.
- Moran, P. A. (1948). The interpretation of statistical maps. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)* ; Vol. 10, N°2, P. 243-251. DOI : <https://www.jstor.org/stable/2983777>.
- Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1998). Risk and exchange rates. *NBER Working Paper No. 6694*, P. 1-49 ; DOI : 10.3386/w6694.
- Ongo Nkoa, B. E. (2016). Investissements directs étrangers et industrialisation de l'Afrique : un nouveau regard. *Innovations Vol. 3(51)*, P. 173-196 ; DOI : 10.3917/inno.051.0173.
- Ostry, M. J., Berg, M. A., & Zettelmeyer, M. J. (2008). What Makes Growth Sustained? *IMF Working Papers* ; Vol. N° 59, P. 33 ; DOI : <http://dx.doi.org/10.5089/9781451869217.001>.
- Owoundi, F. (2013). Les mésalignements du taux de change et leur impact sur la croissance économique en Zone franc. Le cas du Cameroun. *Economie appliquée*, Vol. 66 N°3, P. 5-33. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=4322253>.
- Pack, H., & Saggi, K. (2006). *The case for industrial policy: a critical survey*. Vol. 3839: World Bank Publications.
- Pesaran, M. H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric reviews*, Vol. 34, N°6-10, P. 1089-1117 ; DOI : <https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623>.

- Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels . *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 94(446), P. 621-634. doi:10.2307/2670182.
- Razmi, A., Rapetti, M., & Skott, P. (2012). The real exchange rate and economic development. *Structural Change and Economic Dynamics* ; Vol. N° 23(2) , P. 151-169 ; <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2012.01.002>.
- Rodríguez-Clare, A. (1996). Multinationals, linkages, and economic development. *The American Economic Review* ; Vol. 86(4), P. 852-873 ; <https://www.jstor.org/stable/2118308>.
- Rodrik, D. (2008). The real exchange rate and economic growth. *Brookings papers on economic activity* ; Washington N° 2, P. 365-412 ; <https://www.jstor.org/stable/27720404>.
- Rodrik, D. (2009). Industrial Policy: Don't Ask Why, Ask How. *Middle East Development Journal*, Vol. 1 (1), P. 1–29.
- Rodrik, D. (2016). An African growth miracle ? *Journal of African Economies*, Vol. 27 (1).
- Salter, W. E. (1959). Internal and external balance: the role of price and expenditure effects. *Economic Record*, Vol. 35, P. 226-238.
- Sjöholm, F. (1999). Productivity growth in Indonesia: the role of regional characteristics and direct foreign investment. *Economic Development and Cultural Change* ; Vol. 47(3), P. 559-584 ; <https://doi.org/10.1086/452419>.
- Stiglitz, J. E., Lin, J. Y., & Monga, C. (2013). The Rejuvenation of Industrial Policy. *World Bank, Policy Research Working Paper 6628*, 24.
- Swan, T. W. (1960). Economic control in a dependent economy. *Economic Record*, Vol. 36, N° 73, P. 51-66 DOI : <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.1960.tb00493.x>.
- Wade, R. (2004). *Governing the market: Economic theory and the role of government in East Asian industrialization*. Chicago: Princeton University Press.
- Waldkirch, A., & Ofosu, A. (2010). Foreign presence, spillovers, and productivity: Evidence from Ghana. *World Development*, Vol. 38(8), P. 1114-1126 ; <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2009.12.020>.
- Williamson, J. (1990). *The Washington consensus*. Washington: DC.
- Xu, X., & Sheng, Y. (2012). Productivity spillovers from foreign direct investment: firm-level evidence from China. *World Development* ; Vol. 40(1), P. 62-74 ; <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2011.05.006>.
- You, K., & Solomon, O. H. (2015). China's outward foreign direct investment and domestic investment: An industrial level analysis. *China Economic Review* ; Vol. 34, P. 249-260.
- Zhang, K. (2014). How does foreign direct investment affect industrial competitiveness? Evidence from China. *China Economic Review*, Vol. 30, P. 530-539 ; <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2013.08.003>.

Annexe 1 : Résultats des tests de spécification du modèle ARDL

➤ Test de cointégration

La présente étude choisit d'utiliser les tests de cointégration proposés par (Pedroni, 1999) qui prennent en compte l'hétérogénéité par le biais de paramètres qui peuvent varier entre les individus. La technique proposée par (Pedroni, 1999) distingue quatre tests basés sur l'opérateur "within" (intra) et trois tests sur l'opérateur "between" (inter). Ces tests permettent alors de découvrir la présence de relation de cointégration en intégrant le test d'hétérogénéité entre les individus sous l'hypothèse alternative. L'avantage de la prise en compte d'une telle hétérogénéité réside par le fait qu'en pratique, il est rare que les vecteurs de cointégration soient identiques d'un individu à l'autre du panel. Les résultats du test appliqué aux variables de la présente étude sont donnés par le tableau ci-dessous. Les résultats présentés dans le tableau montrent qu'il existe des relations de long terme entre le TCER et ses fondamentaux car les T-statistiques sont tous supérieurs au seuil de 1%.

Le tableau 7 montre que les valeurs absolues des T-statistiques calculés sont toutes supérieures à 0,01 aussi bien dans le panel regroupant tous les pays de l'échantillon que dans ceux des régimes de change fixe ou flexible. Ce résultat montre qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle de présence de relations de cointégration entre les variables du panel. De ce fait, nous pouvons conclure qu'il existe des relations de cointégration entre le taux change effectif réel et de ses fondamentaux.

Tableau 7 : Tests de cointégration de Pedroni (1999)

Pedroni's cointegration tests						
	Groupe d'ensemble		Change fixe		Change flexible	
Test Stats.	Panel	Group	Panel	Group	Panel	Group
v	-0.80	.	-1.52	.	-0.85	.
rho	2.81	4.97	2.25	3.27	2.28	3.87
t	-3.62	-3.92	-0.75	-1.28	-2.70	-3.18
adf	3.81	3.80	4.684	7.134	4.20	7.01
	No. of Panel units: 36		No. of Panel units: 22		No. of Panel units: 22	
	No. of obs. : 756		No. of obs.: 462		No. of obs.: 462	
	Avg obs. per unt: 21		Avg obs. per unit: 34		Avg obs. per unit: 21	

Source : Auteurs à partir des estimations

☉ Test de Hausman DFE PMG, Sigmamore

Le test de Hausman permet de distinguer entre le modèle DFE et PMG, le modèle le plus performant pour les estimations. Les résultats du « *test hausman DFE PMG, sigmamore* » montrent que les PMG sont les plus appropriés pour l'implémentation économétrique. Le résultat du test de Hausman entre le modèle PMG et le DFE indique la probabilité calculée = 0.9984 est supérieure au seuil de 5%, ce qui signifie que le modèle PMG est préférable au modèle DFE.

Tableau 8 : Test de Hausman DFE pmg, sigmamore

	(b)	(B)	(b-B)	$\sqrt{\text{diag}(V_b - V_B)}$
	DFE	pmg	Difference	S.E.
Ouverture	0.152	-0.381	0.533	2.659
Dépenses publiques	0.683	-0.405	1.088	6.350
Termes de l'Echange	0.065	0.062	0.003	0.711
Productivité relative	3.707	2.973	0.734	12.958
Position Extérieure nette	0.366	-0.717	1.083	2.264
Chi2(5)	= (b-B)'[(V_b - V_B)^(-1)](b-B)			= 0.25
Prob>chi2				= 0.9984

Source : Auteurs à partir des estimations

Annexe 2 : Résultats des tests de spécification du modèle spatial

☉ Résultat du test de Hausmann

Les résultats du test de Hausmann présentés dans le tableau 8 ci-dessous montrent une P-value supérieure à 5% aussi bien pour l'équation exprimant la relation entre IDE et performances industrielles que celle de la relation de l'interaction entre sous-évaluation du taux de change et IDE et performances industrielles. Ces résultats impliquent que le modèle à effets fixes est plus adéquat que le modèle à effets aléatoires pour les deux équations à estimer. D'où le choix du modèle à effets fixes comme technique d'estimation.

Tableau 8 : Résultat du test de Hausmann

Modèle spatial de Durbin (SDM)	Khi-deux à 15 ddl	P-value	Décision
Equation : interaction entre sous-évaluation et IDE et performance industrielle			
VAI (variables d'intérêt : <i>Under * IDE</i> , IDE, surévaluation, le capital humain et des variables de contrôle)	26,39	0,1921	Modèle à effets fixes
Emploi (variables d'intérêt : <i>Under * IDE</i> , IDE, surévaluation, les IDE, le capital humain et des variables de contrôle)	9,85	0,9808	Modèle à effets fixes

Source : Auteurs à partir des estimations

➤ Résultat du test de dépendance spatiale

Le résultat du test de Pesaran est présenté dans le tableau 8 ci-dessous. Ce tableau montre une P-value supérieure à 5% pour les deux équations de notre modèle, témoignant ainsi qu'on ne peut accepter l'hypothèse nulle d'absence de dépendance spatiale entre les performances industrielles et les variables explicatives. De ce fait, il existe une forte dépendance spatiale entre les différentes variables des 36 pays d'ASS.

Cependant, le test de Pesaran ne fournit pas d'informations sur la structure de la dépendance spatiale notamment s'il existe une autocorrélation des erreurs ou une autocorrélation des variables spatialement décalées. Le test du multiplicateur de Lagrange permet de pallier cette insuffisance.

Tableau 8 : Résultat du test de dépendance spatiale de Pesaran (2015)

<i>Pesaran (2015) test for weak cross-sectional dependence.</i>		
<i>Residuals calculated using predict, residuals.</i>		
<i>H0: errors are weakly cross-sectional dependent</i>		
Equation : interaction entre sous-évaluation et IDE et performance industrielle		
	Variable dépendante = VAI	Variable dépendante = Emploi
CD	0,125	0,487
p-value	0,901	0,626

Source : Auteurs, à partir des estimations

➤ Résultats de tests d'autocorrélation spatiale

Les résultats de ces tests sont présentés dans le tableau 9 ci-dessous. Les résultats de ces tests montrent une p-value inférieure à 5% pour les tests sur l'équation dont la variable dépendante est VAI, ce qui signifie qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale décalée et d'autocorrélation spatiale des erreurs. Ce résultat implique qu'il n'existe pas d'autocorrélation des erreurs ni d'autocorrélation spatiale des variables décalées. De ce fait, le modèle adéquat est le modèle SAC.

Quant à la deuxième variable proxy des performances industrielles, « Emploi », les tests ont révélé des P-values supérieures à 5%, ce qui signifie qu'on ne peut pas accepter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale décalée et d'autocorrélation spatiale des erreurs. Ce résultat implique qu'il existe des autocorrélations des erreurs et des autocorrélations spatiales des variables décalées. De ce fait le modèle adéquat est le modèle SEM.

Tableau 9 : Résultats du test d'autocorrélation spatiale de Moran's I

Tests	Variable dépendante					
	Variable ajoutée industrielle			Emplois dans le secteur industriel		
	Statistiques	P-value	Degré de liberté	Statistiques	P-value	Degré de liberté
Equation : interaction entre sous-évaluation et IDE et performance industrielle						
Test d'autocorrélation globale (test sur θ)						
<i>GLOBAL Moran MI</i>	-0,10***	0,001		-0,01	0,904	
<i>GLOBAL Geary GC</i>	1,24 ***	0,000		0,93	0,104	
<i>GLOBAL Getis – Ords GO</i>	0,29***	0,001		0,01	0,904	
Test d'autocorrélation spatiale des erreurs (test sur ρ)						
<i>LM_{err} (Burridge)</i>	10,48***	0,001	1	0,03	0,873	1
<i>LM_{err} (Robust)</i>	37,35***	0,000	1	0,11	0,739	1
Test d'autocorrélation spatiale des variables explicatives décalées (test sur λ)						
<i>LM_{LAG} (Anselin)</i>	0,01	0,899	1	0,14	0,710	1
<i>LM_{LAG} (Robust)</i>	26,88***	0,000	1	0,22	0,636	1
Test d'autocorrélation spatiale globale (test sur ρ et θ)						
<i>LM_{SAC} (LM_{err} + LM_{LAG-R})</i>	37,37***	0,000	2	0,25	0,883	2
<i>LM_{SAC} (LM_{LAG} + LM_{errR})</i>	37,37***	0,000	2	0,25	0,883	2

Source : Auteurs à partir des estimations. Notes: *** = significatif au seuil de 1%

Cependant, le choix entre les différents modèles de spécification n'est toujours pas aisé, c'est pourquoi nous nous focaliserons d'abord sur [Belotti et al. \(2017\)](#) pour effectuer le choix entre le modèle SDM et le modèle SAC qui sont les plus utilisés dans la littérature. En effet, pour choisir entre le modèle SAC et le modèle SDM, [Belotti et al. \(2017\)](#) proposent d'effectuer un post estimation et comparer les deux modèles pour retenir le modèle sur la base des critères d'information bayésiens (BIC) le plus élevé ou d'Akaike (AIC) le plus faible. Les résultats du test de comparaison du BIC présentés dans le tableau 10 montrent que le modèle SDM est plus adéquat que le modèle SAC car il dispose le BIC le plus élevé.

Tableau 10 : Résultat du test de choix du modèle adéquat entre modèle SDM et modèle SAC

Choix entre SDM et SAC sur la base des critères d'information bayésiens et d'Akaike		
Test	SDM	SAC
AIC	4051,79	4060,30
BIC	4125,84	4106,58

Source : Auteurs à partir des estimations