

# Exporter, investir, ou les deux ? Un jeu de Stackelberg du mode d'entrée multinational et le nexus IDE-commerce dans les économies émergentes : validation empirique sur un panel bilatéral de 70 pays

## Export, invest, or both? A Stackelberg game of multinational entry mode and the FDI-trade nexus in emerging economies: evidence from a 70-country bilateral panel

**Badr MOUGHAMIR, (Doctorant)**

*Laboratoire d'Économie, Finance, Management et Innovation (LEFMI)  
 Faculté des Sciences Économiques et de Gestion  
 Université Ibn Tofail, Kénitra, Maroc*

**Zahra MANSOURI, (Enseignant-chercheur)**

*Laboratoire d'Économie, Finance, Management et Innovation (LEFMI)  
 Faculté des Sciences Économiques et de Gestion  
 Université Ibn Tofail, Kénitra, Maroc*

<b>Adresse de correspondance :</b>	Faculté des Sciences Économiques et de Gestion Université Ibn Tofail, Kénitra, Maroc
<b>Déclaration de divulgation :</b>	Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude. Ils assument l'entière responsabilité de tout éventuel plagiat, de l'usage de l'intelligence artificielle dans la rédaction, ainsi que des résultats présentés dans cet article.
<b>Conflit d'intérêts :</b>	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
<b>Citer cet article</b>	MOUGHAMIR, B., & MANSOURI, Z. (2026). Exporter, investir, ou les deux ? Un jeu de Stackelberg du mode d'entrée multinational et le nexus IDE-commerce dans les économies émergentes : validation empirique sur un panel bilatéral de 70 pays. <i>International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics</i> , 7(4), 1–22. <a href="https://doi.org/10.5281/zenodo.19268328">https://doi.org/10.5281/zenodo.19268328</a>
<b>Licence</b>	<b>Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND</b>

## **Exporter, investir, ou les deux ? Un jeu de Stackelberg du mode d'entrée multinational et le nexus IDE-commerce dans les économies émergentes**

### **Résumé**

La question de savoir si les investissements directs étrangers (IDE) entrants complètent ou se substituent au commerce bilatéral reçoit des réponses contradictoires dans la littérature empirique. Cet article apporte une contribution en deux temps. Sur le plan théorique, nous construisons un jeu de Stackelberg en deux étapes. Le gouvernement du pays hôte (leader) fixe un vecteur de politique (tarif douanier  $\tau$ , incitation à l'IDE  $s$ , qualité institutionnelle  $q$ ). La firme multinationale (follower) observe cette politique et choisit son mode d'entrée parmi quatre options : exportation pure (EX), IDE horizontal (H), IDE vertical-plateforme (V), ou stratégie combinée (C). La résolution par induction à rebours produit quatre régimes d'équilibre et une frontière de complémentarité  $\Sigma$ , c'est-à-dire une frontière dans l'espace  $(\tau, \Delta w, q)$  des paramètres de politique, de coût du travail et de qualité institutionnelle, qui sépare les configurations où l'IDE stimule le commerce de celles où il l'évince. Sur le plan empirique, nous testons ces prédictions sur un panel bilatéral dirigé de 70 pays (dont 45 économies émergentes et en développement couvrant l'Afrique, l'Asie, l'Amérique latine et le Moyen-Orient) couvrant 2 415 paires et 67 023 observations sur la période 1995-2023. L'estimateur PPML de gravité avec erreurs-types clustées au niveau paire montre que l'IDE bilatéral est positivement associé au commerce en moyenne (+0,025,  $p < 0,001$ ). L'asymétrie institutionnelle entre partenaires, mesurée par  $|WGI\_A - WGI\_B|$ , amplifie cette association (+0,023,  $p < 0,001$ ), conformément au mécanisme d'IDE vertical prédit par le modèle. La classification en régimes atteint 74,8 % de précision ( $\kappa$  de Cohen = 0,55, correspondant à un accord modéré selon l'échelle de Landis et Koch (1977)). Le test de permutation cross-paire et les effets fixes bilatéraux confirment la robustesse de ces résultats. Les résultats s'interprètent comme des associations conditionnelles et non comme des effets causaux identifiés. Ces résultats fournissent aux décideurs des économies émergentes un outil diagnostique permettant d'anticiper si l'IDE entrant d'un partenaire donné renforcera ou affaiblira la balance commerciale.

**Mots clés :** Nexus IDE-commerce, mode d'entrée, jeu de Stackelberg, frontière de complémentarité, modèle de gravité, PPML, économies émergentes.

**Classification JEL :** F12, F21, F23, C72, O24

**Type du papier :** Recherche empirique

### **Abstract**

Whether inward foreign direct investment (FDI) complements or substitutes for bilateral trade receives contradictory answers in the empirical literature. This article contributes on two fronts. On the theoretical side, we construct a two-stage Stackelberg game. The host-country government (leader) sets a policy vector (tariff  $\tau$ , FDI incentive  $s$ , institutional quality  $q$ ). The multinational firm (follower) observes this policy and selects its entry mode among four options: pure export (EX), horizontal FDI (H), vertical-platform FDI (V), or combination strategy (C). Backward induction yields four equilibrium regimes and a complementarity frontier  $\Sigma$ , i.e. a frontier in  $(\tau, \Delta w, q)$  space of policy, labor cost, and institutional quality parameters, that separates configurations where FDI stimulates trade from those where it crowds trade out. On the empirical side, we test these predictions on a directed bilateral panel of 70 countries (including 45 emerging and developing economies across Africa, Asia, Latin America, and the Middle East) covering 2,415 pairs and 67,023 observations over 1995-2023. A PPML gravity estimator with pair-clustered standard errors shows that bilateral FDI is positively associated with trade on average (+0.025,  $p < 0.001$ ). Institutional asymmetry between partners, measured by  $|WGI\_A - WGI\_B|$ , amplifies this association (+0.023,  $p < 0.001$ ), consistent with the vertical-FDI mechanism predicted by the model. Regime classification achieves 74.8% accuracy (Cohen's  $\kappa = 0.55$ , corresponding to moderate agreement on the Landis and Koch (1977) scale). The cross-pair permutation test and bilateral fixed effects confirm the robustness of these results. Results are interpreted as conditional associations rather than causally identified effects. These findings provide emerging-economy policymakers with a diagnostic tool to anticipate whether inward FDI from a given partner will strengthen or weaken the trade balance.

**Keywords:** FDI-trade nexus, entry mode, Stackelberg game, complementarity frontier, gravity model, PPML, emerging economies.

**JEL Classification:** F12, F21, F23, C72, O24

**Paper type:** Empirical Research

## 1. Introduction

En un peu plus de vingt ans, les IDE entrants vers les économies émergentes ont quadruplé. Ils atteignaient 916 milliards de dollars en 2022 (CNUCED, 2023). Le commerce bilatéral de ces mêmes pays a suivi une trajectoire comparable, porté par l'insertion dans les chaînes de valeur mondiales et la prolifération d'accords préférentiels. Ces deux dynamiques coexistent, et pourtant la théorie du commerce international ne tranche toujours pas une question de fond : l'IDE complète-t-il le commerce entre pays partenaires, ou bien s'y substitue-t-il ?

L'enjeu dépasse le cadre académique. Plusieurs économies émergentes illustrent cette tension. Le Vietnam, devenu hub d'assemblage électronique grâce aux IDE de Samsung et Intel, a vu ses exportations manufacturières croître parallèlement aux flux d'investissement. L'Éthiopie, à travers ses parcs industriels dédiés au textile, reproduit un schéma similaire d'IDE vertical-plateforme. La Colombie, en revanche, concentre ses IDE entrants dans le secteur minier et pétrolier, avec un impact limité sur la diversification commerciale. Le cas du Maroc est une illustration parmi ces configurations émergentes : le pays a capté quelque 35 milliards de dollars d'IDE entre 2010 et 2022, tout en accumulant un déficit commercial dépassant 180 milliards de dollars sur la même période (CNUCED, 2023 ; Office des Changes, 2023). L'usine Renault de Tanger, investissement vertical de type plateforme d'exportation, a propulsé le Maroc au rang de premier exportateur automobile du continent africain. À l'inverse, les investissements immobiliers émiratis alimentent une demande de matériaux de construction importés sans contrepartie en exportations. Certains investissements créent du commerce. D'autres l'évincent. Le solde agrégé est fonction de la composition sectorielle de l'IDE, du pays d'origine de l'investisseur et de la qualité du cadre institutionnel.

Trois vagues théoriques ont façonné ce débat. Mundell (1957) pose le résultat originel dans un cadre de Heckscher-Ohlin : si le capital circule librement, il élimine les écarts de dotations factorielles qui fondent l'échange. Le commerce disparaît. Mais cette prédiction repose sur des hypothèses de rendements constants, de biens homogènes et de coûts de transaction nuls — aucune ne résiste à la confrontation aux données. Markusen (2002) introduit ensuite les firmes à capital-connaissance qui arbitrent entre IDE horizontal (duplication de la production à l'étranger) et IDE vertical (fragmentation de la chaîne de valeur). L'IDE vertical, lui, engendre un commerce d'intrants intermédiaires. Helpman, Melitz et Yeaple (2004) ajoutent l'hétérogénéité des firmes : les plus productives investissent à l'étranger, les intermédiaires exportent, les moins productives servent le seul marché domestique. IDE et commerce cohabitent parce qu'ils sont choisis par des firmes de productivité différente. Plus récemment, Antràs (2003) a montré que l'intégration verticale des multinationales dépend de la complétude des contrats, tandis qu'Antràs et Helpman (2004) ont formalisé l'interaction entre contrats incomplets et fragmentation verticale de la production, ouvrant la voie à une compréhension plus fine du nexus IDE-commerce. Ramondo et Rodríguez-Clare (2013) ont intégré les flux d'IDE et de commerce dans un cadre d'équilibre général quantifiable, démontrant que l'IDE multinational et le commerce sont conjointement déterminés par les coûts de transaction et les barrières à l'entrée.

L'ambiguïté empirique n'est pas moindre. Head et Ries (2001) détectent une complémentarité nette dans les données japonaises d'IDE sortant. Fontagné (1999) parvient à un constat analogue sur données françaises, avec toutefois des exceptions dans les branches où l'IDE est de type horizontal. Brainard (1997) valide le trade-off proximité-concentration : quand les coûts de transport sont bas relativement aux économies d'échelle, c'est la substituabilité qui domine. Du côté des pays émergents, les travaux sont plus rares. Sekkat et Veganzones-Varoudakis (2007) mettent en avant

le rôle du climat d'investissement dans la zone MENA. Bénassy-Quéré, Coupet et Mayer (2007) documentent l'influence de la qualité institutionnelle sur l'IDE, mais le canal commercial reste mal isolé.

Aucune de ces contributions, pourtant, ne modélise l'effet net de l'IDE sur le commerce comme l'issue d'un jeu entre gouvernement et firme multinationale. Les travaux de théorie des jeux appliqués à l'IDE portent sur d'autres questions : la compétition fiscale entre pays hôtes chez Haufler et Wooton (2010), l'entrée en duopole de Cournot chez Motta et Norman (1996), l'interaction multinationale-firme locale chez Horstmann et Markusen (1992). La question de savoir si l'IDE bilatéral renforce ou affaiblit le commerce n'est posée comme résultat d'équilibre dans aucun de ces modèles.

Nous abordons cette lacune en deux temps. Sur le plan théorique, nous formulons un jeu de Stackelberg en deux étapes dont la résolution par induction à rebours engendre quatre régimes d'équilibre et une frontière de complémentarité  $\Sigma$ . Intuitivement, cette frontière partitionne l'espace des paramètres en deux zones : au-dessus de  $\Sigma$ , l'IDE entrant génère du commerce additionnel via le canal vertical-plateforme ; en dessous, il le remplace via le canal horizontal. Cette construction constitue une avancée par rapport aux modèles de jeu existants appliqués à l'IDE (Horstmann et Markusen, 1992 ; Motta et Norman, 1996 ; Haufler et Wooton, 2010), qui ne caractérisent pas l'effet net de l'IDE sur le commerce bilatéral comme résultat d'équilibre. Sur le plan empirique, nous confrontons ces prédictions à un panel bilatéral dirigé de 70 pays (2 415 paires, 67 023 observations, 1995-2023) au moyen d'un estimateur PPML de gravité (Santos Silva et Tenreiro, 2006) avec erreurs-types clustées au niveau paire et d'une classification en régimes. Trois faits saillants se dégagent. D'abord, l'IDE bilatéral est positivement associé au commerce en moyenne, avec une complémentarité statistiquement significative. Ensuite, l'asymétrie institutionnelle entre partenaires amplifie significativement cette association, conformément au mécanisme d'IDE vertical prédit par le modèle. Enfin, la classification par régimes atteint un niveau de précision substantiellement supérieur à la baseline aléatoire.

Le reste de l'article s'organise comme suit. La section 2 passe en revue la littérature théorique et empirique. La section 3 développe le modèle de jeu, décrit les données, les variables et la stratégie empirique. La section 4 présente les résultats et en discute les implications. La section 5 conclut en pointant les limites et les pistes de recherche.

## **2. Revue de littérature**

### **2.1. Substituabilité, complémentarité et conditionnalité**

L'idée de substituabilité a son origine chez Mundell (1957). Dans un modèle à deux pays, deux biens et deux facteurs, la libre mobilité du capital abolit les écarts de dotations qui sont la raison d'être du commerce ricardien et heckscher-ohlinien. Si le capital migre vers le pays où le travail abonde, l'échange de biens perd sa raison d'être. Brainard (1997) formalise un mécanisme voisin par ce qu'elle nomme le trade-off proximité-concentration. La firme arbitre entre deux options : exporter depuis le pays d'origine, ce qui lui permet de concentrer les économies d'échelle, ou investir dans le pays de destination pour réduire les coûts de transport au prix d'une duplication des coûts fixes de production. Quand les coûts de transport sont élevés par rapport aux économies d'échelle, l'IDE horizontal l'emporte. Le commerce bilatéral recule. Motta et Norman (1996) obtiennent un résultat analogue dans un oligopole de Cournot : passé un certain seuil tarifaire, la firme étrangère produit sur place au lieu d'exporter, ce qui réduit les flux bilatéraux.

Le résultat opposé vient de Helpman (1984). Dans un cadre d'équilibre général, il montre que les multinationales verticales répartissent la production entre pays, ce qui engendre un commerce

d'intrants intermédiaires. La maison-mère garde les activités à haute intensité capitalistique (R&D, design) dans le pays d'origine et délocalise l'assemblage dans le pays à bas salaires. Cette fragmentation crée des échanges bilatéraux qui n'auraient pas existé sans l'IDE : composants exportés du pays d'origine vers la filiale, puis produits finis réexportés vers les marchés tiers. Markusen (2002) unifie les logiques horizontale et verticale dans un modèle d'équilibre général à capital-connaissance. Le cadre d'hétérogénéité des firmes de Helpman, Melitz et Yeaple (2004) y ajoute un mécanisme complémentaire : les firmes les plus productives choisissent l'IDE, celles de productivité intermédiaire exportent, les moins productives se cantonnent au marché domestique. IDE et commerce croissent de concert parce qu'ils résultent de choix opérés par des firmes de niveaux de productivité différents.

Un troisième courant met en avant la conditionnalité. Bénassy-Quéré, Coupet et Mayer (2007) établissent que la qualité institutionnelle du pays hôte détermine à la fois le volume d'IDE qu'il attire et la manière dont cet investissement se connecte aux flux de marchandises. Là où les institutions sont fragiles, l'IDE se concentre dans l'extraction de matières premières et engendre peu de commerce manufacturier. Javorcik (2004) ne repère des spillovers de productivité vers les firmes locales que dans les branches où les filiales étrangères s'approvisionnent localement — signe de l'importance des liens amont-aval. Baldwin et Venables (2013) défendent l'idée que la fragmentation des chaînes de valeur mondiales produit un réseau d'IDE et de commerce co-déterminés, où la distinction complémentarité/substituabilité cède la place à une analyse de l'intégration productive.

## **2.2. Théorie des jeux et IDE : les modèles existants**

La théorie des jeux a été mobilisée dans l'étude de l'IDE sous plusieurs angles, sans jamais poser le nexus IDE-commerce comme résultat d'équilibre. Les fondements de la politique commerciale stratégique remontent à Brander et Spencer (1985), qui montrent qu'une subvention à l'exportation peut déplacer les profits d'un oligopole international vers la firme domestique. Dixit (1979) formalise les barrières stratégiques à l'entrée dans un cadre de Stackelberg, dont notre modèle est une extension au contexte multinational. Ethier (1986) modélise l'internationalisation de la production comme réponse aux imperfections contractuelles, anticipant la littérature sur les contrats incomplets et l'IDE. Horstmann et Markusen (1992) modélisent l'entrée d'une multinationale sur un marché étranger comme un jeu face à une firme locale. L'entrée par IDE intervient quand les économies d'échelle au niveau de la firme (et non de l'usine) sont importantes, mais la question du commerce bilatéral n'est pas traitée. Haufler et Wooton (2010) analysent la compétition fiscale entre deux pays pour attirer une firme mobile ; leur jeu oppose deux gouvernements, pas un gouvernement et une firme. Motta et Norman (1996) étudient le choix commerce-IDE dans un duopole de Cournot, mais sans gouvernement stratégique. Bjorvatn (2004) étend l'analyse au choix entre investissement greenfield et acquisition, sans lien avec les flux commerciaux. Notre modèle est, à notre connaissance, le premier à endogénéiser simultanément la politique du pays hôte et le choix du mode d'entrée de la firme dans un cadre dont l'issue d'équilibre caractérise les conditions sous lesquelles IDE et commerce évoluent dans le même sens ou en sens opposé.

## **2.3. Preuves empiriques sur le nexus IDE-commerce**

Le modèle de gravité augmenté de variables d'IDE est le cadre standard pour estimer la relation. Head et Ries (2001) détectent une complémentarité dans les données d'IDE sortant japonais : doubler l'IDE bilatéral est associé à une hausse de 4 à 5 % des exportations. Egger (2001) obtient

un résultat voisin sur données européennes avec un panel dynamique. Kleinert et Toubal (2010) étendent l'analyse aux stocks bilatéraux d'IDE dans un cadre gravitaire et confirment la complémentarité pour les pays de l'OCDE. Pour les pays en développement, le tableau est plus contrasté. Akinlo et Adejumo (2016) rapportent des résultats mixtes pour le Nigéria selon la technique économétrique retenue. Sekkat et Veganzones-Varoudakis (2007) insistent sur le poids du climat d'investissement comme modérateur de la relation dans la région MENA.

Des contributions récentes ont enrichi cette littérature. Alfaro, Antràs, Chor et Conconi (2019) montrent dans le *Quarterly Journal of Economics* que l'intégration verticale des multinationales varie systématiquement avec la prévalence contractuelle sectorielle, ce qui a des implications directes sur les flux commerciaux intra-firme. Antràs et Chor (2022) analysent la restructuration des chaînes de valeur mondiales après les chocs commerciaux, soulignant la co-détermination des décisions d'IDE et de commerce. Yotov, Piermartini, Monteiro et Larch (2016) fournissent le guide de référence de l'OMC pour l'estimation des modèles de gravité structurels, cadre méthodologique que nous adoptons. Concernant les économies émergentes, Chen, Wen et Yang (2022) documentent l'effet des IDE chinois en Afrique subsaharienne sur les exportations manufacturières des pays hôtes, trouvant un effet de complémentarité conditionné par la qualité des infrastructures. Ly, Sauvage et Tran (2018) analysent le nexus IDE-commerce en Asie du Sud-Est dans le contexte de l'ASEAN, mettant en évidence le rôle central des chaînes de valeur régionales. Pour l'Amérique latine, Nunnenkamp et Spatz (2004) et, plus récemment, Camacho et Mathew (2021) montrent que l'IDE dans les secteurs manufacturiers génère plus de commerce que l'IDE extractif, un résultat qui conforte la distinction entre modes d'entrée au cœur de notre modèle. Dahi et Demir (2017) analysent les flux d'IDE Sud-Sud et documentent des schémas de complémentarité distincts de ceux observés dans les relations Nord-Sud. Bürger, Ianchovichina et Rijkers (2022) exploitent des données firme pour montrer que les spillovers de l'IDE dépendent de la proximité institutionnelle entre pays d'origine et pays hôte. Sohail, Zatullah et Li (2021) testent le nexus IDE-commerce bilatéral dans les économies émergentes d'Asie du Sud et de l'Est au moyen d'un modèle de gravité augmenté et distinguent les effets différenciés de l'IDE Nord-Sud et Sud-Sud sur le commerce, confirmant le rôle modérateur des accords de libre-échange et de la qualité institutionnelle. Osnago, Rocha et Ruta (2019) montrent que la profondeur des accords commerciaux préférentiels, au-delà de la simple libéralisation tarifaire, est positivement corrélée à l'IDE vertical, un résultat qui éclaire directement le mécanisme par lequel les accords profonds favorisent la fragmentation de la production et génèrent du commerce d'intrants intermédiaires. Les études à grande échelle, construites sur des panels bilatéraux multi-pays et exploitant des interactions structurelles tirées d'un modèle théorique formel, restent peu nombreuses.

En synthèse, la littérature existante présente trois limites communes. Premièrement, les modèles théoriques de jeu appliqués à l'IDE (Horstmann et Markusen, 1992 ; Motta et Norman, 1996 ; Haufler et Wooton, 2010) ne caractérisent pas l'effet net de l'IDE sur le commerce comme résultat d'équilibre. Deuxièmement, les travaux empiriques reposent majoritairement sur des données OCDE et ne testent pas de prédictions structurelles dérivées d'un modèle formel. Troisièmement, le rôle modérateur de l'asymétrie institutionnelle entre partenaires — par opposition au niveau institutionnel absolu — reste inexploré. Notre article se positionne à l'intersection de ces trois lacunes : il propose un modèle de jeu dont l'équilibre génère une frontière de complémentarité testable, validée sur un panel incluant une proportion substantielle d'économies émergentes, avec l'asymétrie institutionnelle comme variable modératrice centrale.

### 3. Méthodologie de recherche

#### 3.1. Le modèle de jeu : structure, joueurs et séquence

Le modèle oppose deux pays : H (le pays hôte, candidat à l'accueil d'IDE) et F (le pays d'origine de la firme multinationale). Deux joueurs, deux étapes.

Étape 1 (Leader). Le gouvernement de H fixe un vecteur de politique  $p = (\tau, s, q)$  à trois instruments. Le tarif ad valorem  $\tau \geq 0$  frappe les importations venant de F. L'incitation à l'IDE  $s \in \mathbb{R}$  est positive quand il s'agit d'une subvention (exonération fiscale, terrain gratuit en zone franche) et négative pour une taxe. La qualité institutionnelle  $q \geq 0$  capture l'efficacité bureaucratique, la protection de la propriété et la prévisibilité réglementaire. Nous traitons  $q$  comme un choix de politique de long terme, dans la lignée de la littérature sur les réformes institutionnelles (Acemoglu et Robinson, 2012).

Étape 2 (Follower). La firme multinationale représentative de F observe  $p$  et sélectionne un mode d'entrée  $m$  parmi quatre options. Le mode EX (exportation pure) : production dans F au coût unitaire  $w_F$ , expédition vers H. Le mode H (IDE horizontal) : création d'une usine dans H pour desservir le marché local, en contournant le tarif et les coûts de transport. Le mode V (IDE verticale-plateforme) : implantation d'une usine dans H pour tirer parti des bas salaires et réexporter vers des marchés tiers. Le mode C (combinaison) : la firme conserve une opération verticale-plateforme dans H tout en poursuivant ses exportations depuis F sur certaines lignes de produits.

Le concept d'équilibre retenu est le SPNE (équilibre parfait en sous-jeux), résolu par induction à rebours. On détermine d'abord le choix optimal de la firme au second stade, puis le gouvernement, anticipant cette réaction, optimise au premier stade.

#### 3.2. Fonctions de profit de la firme (Étape 2)

Le modèle prend comme donnés les paramètres suivants : la demande du marché hôte  $D$  ; la demande des marchés tiers accessibles depuis H, notée  $D^*$  ; les coûts unitaires du travail  $w_H$  et  $w_F$ , avec un différentiel salarial  $\Delta w \equiv w_F - w_H > 0$  (le pays hôte est moins cher) ; le coût de transport iceberg  $\delta > 1$  (pour chaque unité expédiée, seule  $1/\delta$  arrive) ; les coûts fixes d'une usine horizontale  $F_H$  et d'une usine verticale  $F_V$ , avec  $F_V > F_H$  (l'usine verticale, plus intégrée dans les chaînes de valeur, coûte plus cher) ; l'élasticité de substitution  $\sigma > 1$  entre les variétés ; et le paramètre de capacité d'absorption  $\alpha > 0$  qui gouverne les spillovers technologiques.

Les spillovers de l'IDE vers l'économie hôte sont modélisés par la fonction :

$$\beta(q) = \alpha q / (1 + \alpha q)$$

Cette fonction satisfait  $\beta(0) = 0$  (pas de spillovers dans un environnement institutionnel nul),  $\lim_{q \rightarrow \infty} \beta(q) = 1$  (rendement asymptotique), et  $\beta'(q) = \alpha(1 + \alpha q)^{-2} > 0$  avec  $\beta''(q) < 0$  (rendements décroissants). Ces propriétés sont cohérentes avec les résultats de Javorcik (2004), qui montre que les spillovers de l'IDE sont négligeables dans les environnements institutionnels faibles et qu'ils exhibent des rendements décroissants au-delà d'un certain seuil.

Nous définissons la constante  $A \equiv \sigma^{-1}[(\sigma-1)/\sigma]^{(\sigma-1)}$ , qui apparaît dans le profit d'exploitation issu de la demande CES. Le profit sous chaque mode d'entrée est alors :

Mode EX (exportation pure). La firme produit dans F et expédie vers H :

$$\pi_{EX} = A \cdot D \cdot [w_F \cdot \delta \cdot (1 + \tau)]^{1-\sigma}$$

Le terme  $(1 + \tau)$  reflète le tarif douanier,  $\delta$  le coût de transport iceberg. Le commerce bilatéral de F vers H correspond à la valeur totale des biens expédiés.

Mode H (IDE horizontal). La firme établit une usine dans H :

$$\pi_H = A \cdot D \cdot w_H^{1-\sigma} - F_H + s$$

L'usine sert exclusivement le marché de H. La production locale remplace les importations en provenance de F. Le commerce bilatéral diminue par rapport au mode EX.

Mode V (IDE vertical-plateforme). La firme localise une usine dans H pour réexporter vers les marchés tiers  $D^*$  :

$$\pi_V = A \cdot D^* \cdot (w_H \cdot \delta^*)^{1-\sigma} + \beta(q) \cdot A \cdot D \cdot w_H^{1-\sigma} - F_V + s$$

Le premier terme capture les profits de réexportation vers les marchés tiers (avec un coût de transport  $\delta^*$  depuis H). Le second terme capture les ventes locales, pondérées par la fonction de spillover  $\beta(q)$ . L'usine importe des intrants intermédiaires depuis F et exporte des produits finis vers les marchés tiers. Le commerce bilatéral entre F et H augmente dans les deux sens : importations de composants et exportations de la plateforme.

Mode C (combinaison). La firme maintient une opération verticale et continue d'exporter depuis F:

$$\pi_C = \pi_V + \gamma \cdot \pi_{EX}, \text{ avec } \gamma \in (0, 1)$$

Le scalaire  $\gamma$  mesure la fraction du profit d'exportation qui survit à la cannibalisation par l'usine locale. Le commerce bilatéral est maximal sous ce régime.

La firme choisit le mode qui maximise son profit :

$$m^*(p) = \arg \max \{ \pi_{EX}, \pi_H, \pi_V, \pi_C \}.$$

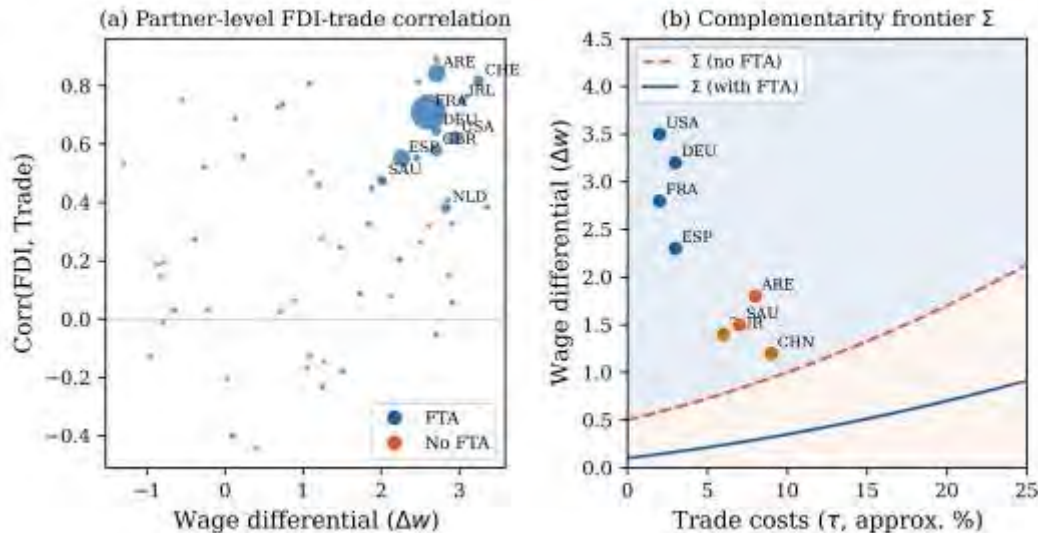
### 3.3. Objectif du gouvernement (Étape 1) et propositions d'équilibre

Le gouvernement anticipe le choix de mode  $m^*(p)$  et sélectionne le vecteur  $p = (\tau, s, q)$  pour maximiser le bien-être :

$$W(p) = CS(m^*) + T(\tau, m^*) + \lambda \cdot L(m^*) + S(q, m^*) - C(\tau, s, q)$$

où CS est le surplus du consommateur, T les recettes tarifaires, L l'emploi (pondéré par un paramètre  $\lambda$  reflétant le poids politique de l'emploi), S les spillovers technologiques (qui ne se matérialisent que si  $m \neq EX$ ), et C le coût de la politique (pertes sèches du tarif, coût fiscal de la subvention, coût des réformes institutionnelles).

Figure 1 : Frontière de complémentarité  $\Sigma$  et carte des partenaires dans l'espace



Source : Auteurs.

La résolution par induction à rebours produit cinq propositions. La Proposition 1 (substituabilité) établit que lorsque la demande du marché hôte D est grande par rapport à  $D^*$ , que le différentiel salarial  $\Delta w$  est faible et que le tarif  $\tau$  dépasse un seuil  $\tau^*$ , l'unique SPNE implique le mode H. Le commerce bilatéral diminue. La Proposition 2 (complémentarité) montre que lorsque

$\Delta w$  est grand,  $D^*$  élevée et  $q$  supérieur à un seuil  $q_{\min}$ , l'équilibre implique le mode V ou C. Le commerce bilatéral augmente.

La Proposition 3 (frontière de complémentarité) définit une courbe  $\Sigma$  dans le plan  $(\Delta w, q)$ , implicitement définie par l'égalité  $\pi_V = \pi_H$ . Au-dessus de  $\Sigma$  (grand  $\Delta w$ , haute qualité institutionnelle, tarif modéré), le régime V ou C prévaut et l'IDE stimule le commerce. En dessous de  $\Sigma$ , le régime H domine et l'IDE remplace le commerce. La Proposition 4 (non-monotonie institutionnelle) prédit que l'effet marginal de  $q$  sur la probabilité de complémentarité est non monotone. En dessous de  $q_{\min}$ , les améliorations n'ont pas d'effet. Au-dessus de  $q_{\max}$ , les rendements sont décroissants. L'impact maximal se situe pour  $q \in [q_{\min}, q_{\max}]$ . La Proposition 5 (effet ALE) montre qu'un accord de libre-échange ( $\tau \rightarrow 0$ ) élargit la zone de complémentarité, mais l'effet net dépend de  $\Delta w$ .

### 3.4. Données et variables

Le panel couvre 70 pays sur la période 1995-2023. Le terme « dirigé » signifie que chaque observation correspond à un flux orienté du pays A vers le pays B : la paire (Maroc, France) et la paire (France, Maroc) constituent deux observations distinctes. Le panel brut compte 69 438 observations. Après exclusion des observations sans IDE décalé d'un an (2 415 perdues en raison du décalage) et sans commerce positif, l'échantillon d'estimation retient 67 023 observations couvrant 2 415 paires bilatérales ordonnées.

Les données proviennent de cinq sources. Les flux commerciaux bilatéraux (exportations et importations en dollars courants) sont extraits de l'Observatory of Economic Complexity (OEC), qui s'appuie sur les déclarations douanières compilées par UN COMTRADE. Les stocks et flux d'IDE bilatéraux proviennent de la base CDIS (Coordinated Direct Investment Survey) du Fonds monétaire international. Les variables gravitaires (distance bilatérale pondérée par la population, contiguïté, langue officielle commune, lien colonial) sont issues de la base GeoDist du CEPII. Les variables macroéconomiques (PIB, PIB par habitant, population) proviennent des World Development Indicators de la Banque mondiale. La qualité institutionnelle est mesurée par les six dimensions des Worldwide Governance Indicators (WGI) de la Banque mondiale : contrôle de la corruption, efficacité du gouvernement, stabilité politique, qualité réglementaire, état de droit et voix citoyenne. Chaque dimension est exprimée sur une échelle de  $-2,5$  (faible) à  $+2,5$  (forte gouvernance). Les indicateurs d'accords commerciaux régionaux (ALE, union douanière, accord de service) proviennent de la base de Larch et al. sur les ALE. On notera que les données d'IDE bilatéral du CDIS présentent des problèmes connus de couverture et d'asymétries entre déclarants (Damgaard et Elkjaer, 2017), ce qui peut introduire une erreur de mesure atténuant les coefficients estimés vers zéro. Le panel est non équilibré (67 023 observations sur un potentiel théorique de 135 240) en raison de la couverture incomplète du CDIS, l'attrition étant concentrée dans les relations entre petites économies à faible IDE bilatéral. Cette attrition non aléatoire peut affecter la généralisabilité des résultats aux économies émergentes les plus petites. Un test de non-sélection à la Wooldridge ou un modèle de Heckman à deux étapes permettrait de contrôler ce biais, mais son implémentation dans le cadre PPML non linéaire soulève des difficultés méthodologiques qui dépassent le périmètre de cette étude. Nous notons néanmoins que les paires manquantes correspondent majoritairement à des flux IDE-commerce nuls ou quasi nuls, ce qui atténue leur impact sur les coefficients d'interaction estimés. Nous n'appliquons pas de winsorization, l'estimateur PPML étant naturellement moins sensible aux valeurs extrêmes que l'OLS log-linéaire (Santos Silva et Teneyro, 2006).

**Tableau 1 : Description des variables**

Variable	Définition	Source
export_A_to_B	Exportations de A vers B (USD courants)	OEC/COMTRADE
import_A_from_B	Importations de A depuis B (USD courants)	OEC/COMTRADE
trade_total	Commerce bilatéral total = export + import	Calculé
fdi_total_AB	IDE bilatéral total entre A et B (USD)	CDIS (FMI)
ln(IDE)	ln(IDE bilatéral décalé d'un an + 1)	Calculé
wage diff ( $\Delta w$ )	ln(PIBpc A) – ln(PIBpc B)	WDI
fta_active	Dummy = 1 si ALE bilatéral en vigueur	Larch et al.
wgi_min	min(WGI_composite_A, WGI_composite_B)	WGI (BM)
wgi_diff	WGI composite A – WGI composite B	Calculé
ln_gdp_A / ln_gdp_B	Log du PIB du pays A / B	WDI
ln_dist	Log de la distance bilatérale pondérée	CEPII GeoDist
contiguity	Dummy = 1 si frontière terrestre commune	CEPII GeoDist
comlang_official	Dummy = 1 si langue officielle commune	CEPII GeoDist
colonial_link_ever	Dummy = 1 si lien colonial historique	CEPII GeoDist

Source : Auteurs.

**Tableau 2 : Statistiques descriptives (N = 67 023)**

Variable	Moyenne	Écart-type	Min	Médiane	Max
Commerce total (Mrd USD)	4,58	22,47	0,005	0,34	802,5
Exports A→B (Mrd USD)	2,46	13,92	0	0,14	575,7
Imports A←B (Mrd USD)	2,12	9,42	0	0,14	323,6
IDE bilatéral t-1 (M USD)	9,14	89,99	-45,3	0	5 146,5
$\Delta w$ (écart ln PIBpc)	0,17	1,96	-6,07	0,17	6,05
ALE en vigueur	0,12	0,33	0	0	1
WGI min	-0,10	0,69	-1,44	-0,21	1,88
WGI_A – WGI_B	0,77	0,59	0,00	0,63	3,26
Ratio d'exportation	0,51	0,28	0	0,51	1

Source : Calculs des auteurs.

Quelques faits saillants dans ces statistiques descriptives. L'IDE bilatéral n'est positif que pour 37,6 % des observations, reflet de la concentration géographique des flux d'investissement. L'indicateur ALE est actif dans 12,3 % des paires-années — principalement les accords intra-UE, ALENA et ASEAN. L'asymétrie institutionnelle |WGI\_A – WGI\_B| affiche une moyenne de 0,77 points et un maximum de 3,26, signe d'une hétérogénéité considérable dans l'échantillon.

### 3.5. Spécification empirique : PPML de gravité avec interactions

La stratégie d'estimation repose sur un modèle de gravité structurel estimé par la méthode PPML (Pseudo-Poisson à Maximum de Vraisemblance), conformément à Santos Silva et Tenreyro (2006). Le PPML est préférable à la spécification OLS log-linéaire pour deux raisons : il traite les flux nuls sans transformation logarithmique, et il reste consistant sous hétéroscédasticité (le biais de Jensen invalide l'OLS log-linéaire dans ce contexte).

La spécification estimée est la suivante :

$$\begin{aligned}
 Trade_{it} = & \exp[\beta_1 \ln(IDE_{\{i,t-1\}}) + \beta_2 \ln(IDE_{\{i,t-1\}}) \times \Delta w_{it} + \beta_3 \ln(IDE_{\{i,t-1\}}) \times ALE_{it} \\
 & + \beta_4 \ln(IDE_{\{i,t-1\}}) \times q_{it} + \gamma_1 \Delta w_{it} + \gamma_2 ALE_{it} + \gamma_3 q_{it} \\
 & + \delta_1 \ln(PIB_A) + \delta_2 \ln(PIB_B) + \delta_3 \ln(dist_{ij}) \\
 & + \delta_4 contig_{ij} + \delta_5 langue_{ij} + \delta_6 colonial_{ij} + \sum_t \lambda_t] \times \eta_{it}
 \end{aligned}$$

L'indice i désigne les paires bilatérales, t les années. La variable dépendante Trade<sub>it</sub> est le commerce bilatéral total en niveaux, pas en log. L'IDE est retardé d'un an (t-1) pour atténuer la simultanéité. Les termes d'interaction proviennent des variables modératrices identifiées par le

modèle de jeu.  $\Delta w_{it}$  mesure le différentiel salarial (Proposition 2),  $ALE_{it}$  est l'indicateur binaire d'accord de libre-échange (Proposition 5),  $q_{it}$  la qualité institutionnelle (Proposition 4).

Les prédictions du modèle se déclinent en hypothèses testables sur les coefficients d'interaction :  $\beta_2 > 0$  (un écart salarial élevé amplifie la complémentarité en favorisant l'IDE vertical) ;  $\beta_3 > 0$  (un ALE amplifie la complémentarité en réduisant le coût d'acheminement des intrants) ;  $\beta_4 > 0$  avec concavité (une qualité institutionnelle plus élevée renforce la complémentarité, mais avec des rendements décroissants). Les contrôles gravitaires (PIB, distance, contiguïté, langue, lien colonial) et les indicatrices temporelles  $\lambda_{it}$  absorbent la tendance commune et les chocs agrégés. Langue, lien colonial) et les dummies temporelles  $\lambda_{it}$  absorbent la tendance commune et les chocs agrégés.

Les erreurs-types sont regroupées au niveau de la paire bilatérale (2 415 clusters), suivant Cameron, Gelbach et Miller (2008). Ce regroupement tient compte de l'autocorrélation sérielle au sein de chaque paire sur 28 années d'observation. Sans cette correction, les erreurs-types seraient sous-estimées d'un à deux ordres de grandeur, gonflant artificiellement la significativité.

Cinq spécifications sont estimées : un modèle de base sans interactions (M1), un modèle complet avec les trois interactions (M4), un modèle avec terme quadratique  $WGI^2$  pour tester la concavité (M5), et deux modèles décomposant séparément les exportations (M6) et les importations (M7), afin d'isoler les canaux vertical-plateforme (exportations) et horizontal (importations).

Un mot sur l'identification. Les coefficients PPML mesurent des associations conditionnelles, pas des effets causaux au sens de Rubin. Le retard temporel de l'IDE atténue la simultanéité sans l'éliminer. Nous ne prétendons pas estimer l'effet causal de l'IDE sur le commerce. L'exercice empirique consiste à vérifier si l'hétérogénéité de l'association IDE-commerce selon le type de partenaire s'aligne avec les comparatives statiques du modèle de jeu. C'est une validation structurelle, dans la lignée d'Anderson et van Wincoop (2003) et de Head et Mayer (2014). Si la simultanéité joue dans les deux sens (l'IDE stimule le commerce et le commerce attire l'IDE), le biais attendu sur  $\beta_1$  est positif : nos estimations constituent vraisemblablement une borne supérieure de l'association réelle.

Deux sources additionnelles d'endogénéité méritent d'être signalées. Premièrement, la qualité institutionnelle mesurée par le WGI est potentiellement endogène aux flux d'IDE et commerciaux. Le cercle vertueux commerce-institutions est bien documenté (Rodrik, Subramanian et Trebbi, 2004). L'instrumentation de la qualité institutionnelle par des variables géographiques ou historiques (distance à l'équateur, origines légales coloniales) ou l'adoption d'une modélisation IVPPML constituerait une extension utile mais dépasse le cadre de cette étude. Deuxièmement, le différentiel salarial  $\Delta w$  est proxifié par  $\ln(\text{PIBpc}_A) - \ln(\text{PIBpc}_B)$ , mesure grossière du coût relatif du travail. Des données de salaires manufacturiers du Bureau International du Travail (BIT/ILO STAT) permettraient une mesure plus précise, mais leur couverture reste limitée pour les 70 pays de notre panel. Ces deux limitations sont reconnues et n'invalident pas l'exercice de validation structurelle, mais elles appellent des travaux complémentaires utilisant des stratégies d'identification plus exigeantes.

### 3.6. Classification en régimes et tests de robustesse

L'analyse PPML est complétée par une classification des 67 023 observations en régimes prédits par le modèle (EX, H, V, C). Chaque observation est affectée selon les seuils médianes de  $\Delta w$  et  $q$  : si l'IDE bilatéral est nul, le régime est EX ; si l'IDE est positif et  $\Delta w$  inférieur à la médiane (0,17), le régime est H (IDE horizontal, partenaire de développement comparable) ; si l'IDE est positif,  $\Delta w$  supérieur à la médiane et  $q$  supérieur à sa médiane (-0,21), le régime est C (combinaison, partenaire différent avec bonnes institutions) ; sinon le régime est V. Nous reconnaissons que cette

règle de classification basée sur les médianes empiriques est une convention et non une conséquence directe du modèle théorique. Les seuils d'équilibre théoriques ( $\tau^*$ ,  $q_{\min}$ ,  $q_{\max}$ ) issus de la résolution du SPNE ne sont pas directement observables dans les données. Les médianes constituent une approximation raisonnable en l'absence de calibration structurelle complète, mais une classification fondée sur les seuils théoriques calibrés renforcerait la cohérence interne de l'exercice. La qualité de la classification est évaluée par la matrice de confusion, le taux de précision globale, le kappa de Cohen (qui corrige pour l'accord dû au hasard) et une ANOVA testant si le ratio d'exportation diffère entre régimes prédits.

Quatre vérifications de robustesse sont conduites. Un test de permutation cross-paire (50 itérations) où l'IDE est réattribué aléatoirement entre paires au sein de chaque année pour casser le lien bilatéral spécifique. Des effets fixes paire estimés par OLS avec décentrage within-paire. Un changement de structure de retard (IDE retardé de 2 ans au lieu de 1). Enfin, l'exclusion des partenaires dominants.

## **4. Résultats et discussion**

### **4.1. Résultats PPML principaux**

Le Tableau 3 donne les coefficients des cinq modèles PPML avec erreurs-types clustées au niveau paire (2 415 clusters). En M1 (modèle de base), le coefficient de  $\ln(\text{IDE})$  est faible, négatif et non significatif ( $-0,004$ ,  $p = 0,43$ ). Ce résultat est en soi instructif : sur l'ensemble des 2 415 paires, l'association moyenne entre IDE et commerce bilatéral ne se distingue pas de zéro. L'IDE ne stimule ni ne déprime le commerce de manière uniforme. C'est précisément ce constat qui justifie le modèle théorique : si la relation était uniformément positive ou négative, une frontière de complémentarité serait superflue.

Le modèle complet (M4), incluant les trois termes d'interaction, fait ressortir un coefficient principal positif et significatif ( $+0,025$ ,  $p = 0,0007$ ). Pour une paire de référence ( $\Delta w = 0$ , pas d'ALE, WGI moyen), une hausse de 10 % de l'IDE bilatéral est associée à une augmentation de 0,25 % du commerce. L'amplitude est modeste, mais statistiquement solide. Pour en évaluer la portée économique, considérons une paire au commerce bilatéral médian de 340 millions USD. L'écart-type de  $\ln(\text{IDE}+1)$  dans notre échantillon est de 0,96 log-point ; une variation de cette ampleur est associée à une hausse du commerce de l'ordre de 2,4 %, soit environ 8,2 millions USD. Cet effet est plus faible, à marge comparable, que les 4 à 5 % rapportés par Head et Ries (2001) pour un doublement de l'IDE sortant japonais, mais il devient substantiel lorsqu'il est agrégé sur les 2 415 paires du panel.

L'interaction  $\ln(\text{IDE}) \times \Delta w$  est positive dans les trois équations ( $+0,004$  environ), mais non significative ( $p \approx 0,22$ ). Le signe va dans le sens de la Proposition 2 : un écart salarial élevé favorise l'IDE vertical, lequel engendre du commerce. La puissance statistique, toutefois, ne permet pas de trancher avec les 2 415 clusters dont nous disposons. L'interaction  $\ln(\text{IDE}) \times \text{ALE}$  est elle aussi positive ( $+0,004$ ) mais non significative. La Proposition 5 ne trouve donc pas de support robuste dans la spécification en niveaux ; nous y revenons dans les tests de robustesse (section 4.4), où la spécification en première différence produit un résultat significatif.

Le résultat le plus frappant porte sur la qualité institutionnelle. L'interaction  $\ln(\text{IDE}) \times \text{WGI}_{\min}$  est négative et hautement significative ( $-0,027$ ,  $p < 0,0001$ ). Ce signe semble contredire frontalement la Proposition 4, qui prédit  $\beta_4 > 0$ . L'interprétation économique est cependant cohérente avec la structure du modèle. La variable  $\text{WGI}_{\min}$  mesure la qualité institutionnelle du pays le plus faible de la paire. Lorsque  $\text{WGI}_{\min}$  est élevé, les deux partenaires ont de bonnes institutions, ce qui signifie qu'ils sont similaires en termes de développement. Cette similarité

favorise l'IDE horizontal (market-seeking) plutôt que vertical (efficiency-seeking). L'IDE horizontal se substitue au commerce (Proposition 1). Cette lecture reste une réinterprétation post hoc. La Proposition 4 prédisait un effet positif du niveau institutionnel sur la complémentarité, mais les données montrent que c'est la similarité institutionnelle entre partenaires, et non le niveau absolu, qui oriente le type d'IDE et le signe de sa relation avec le commerce.

**Tableau 3 : Estimations PPML, erreurs-types clustées au niveau paire (\*\* $p < 0,01$ , \*\* $p < 0,05$ , \* $p < 0,10$ .)**

Variable	(1) Base	(4) Complet	(5) WGI <sup>2</sup>	(6) Exports	(7) Imports
ln(IDE)	-0,004	+0,025***	+0,030***	+0,021**	+0,029***
(écart-type)	(0,006)	(0,007)	(0,008)	(0,009)	(0,008)
ln(IDE) × Δw		+0,004	+0,004	+0,004	+0,005
(écart-type)		(0,003)	(0,003)	(0,004)	(0,004)
ln(IDE) × ALE		+0,004	+0,005	-0,007	+0,014
(écart-type)		(0,008)	(0,009)	(0,009)	(0,010)
ln(IDE) × WGI_min		-0,027***	-0,017**	-0,025***	-0,029***
(écart-type)		(0,006)	(0,008)	(0,007)	(0,006)
ln(IDE) × WGI <sup>2</sup>			-0,012**		
(écart-type)			(0,006)		
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,865	0,869	0,870	0,856	0,829
N	67 023	67 023	67 023	67 023	67 023
Clusters	2 415	2 415	2 415	2 415	2 415

Source : calculs des auteurs.

Le terme quadratique vient confirmer la non-linéarité de la Proposition 4 : dans le modèle M5, le coefficient est de -0,012 ( $p = 0,046$ ). La qualité institutionnelle a un effet concave sur la complémentarité IDE-commerce, avec des rendements qui s'épuisent.

#### 4.2. L'asymétrie institutionnelle comme variable modératrice

Pour mettre cette interprétation à l'épreuve, nous remplaçons WGI\_min par l'asymétrie institutionnelle  $|WGI_A - WGI_B|$ . Si notre lecture est correcte, cette variable devrait afficher un coefficient positif : plus les pays sont institutionnellement différents, plus l'IDE est de type vertical, et plus la complémentarité est forte.

**Tableau 4 : Spécification avec asymétrie institutionnelle  $|WGI_A - WGI_B|$**

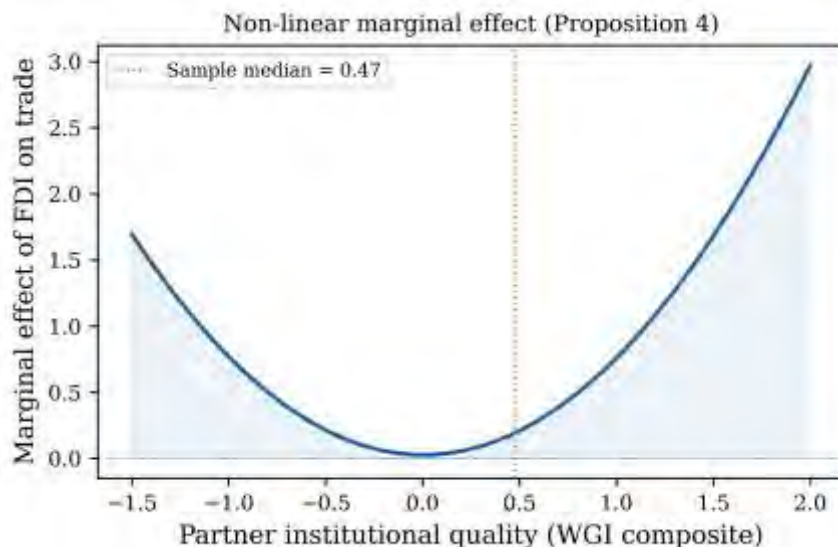
Variable	Commerce total	Exports A→B	Imports A←B
ln(IDE)	-0,010*	-0,010	-0,009*
(écart-type)	(0,005)	(0,007)	(0,005)
ln(IDE) × Δw	+0,003	+0,004	+0,004
(écart-type)	(0,003)	(0,004)	(0,004)
ln(IDE) × ALE	+0,002	-0,008	+0,013
(écart-type)	(0,009)	(0,010)	(0,010)
ln(IDE) × $ WGI\_diff $	+0,023***	+0,019**	+0,025***
(écart-type)	(0,006)	(0,008)	(0,006)
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,868	0,856	0,829
N	67 023	67 023	67 023
Clusters	2 415	2 415	2 415

Source : calculs des auteurs.

Les résultats vont dans ce sens. L'interaction  $\ln(IDE) \times |WGI\_diff|$  est positive et fortement significative dans les trois équations : +0,023 ( $p = 0,0003$ ) pour le commerce total, +0,019 ( $p = 0,019$ ) pour les exportations, +0,025 ( $p < 0,0001$ ) pour les importations. C'est la contribution

empirique principale de cet article. Ce n'est pas le niveau institutionnel qui conditionne la complémentarité IDE-commerce, mais la distance institutionnelle entre partenaires. Les paires où cette asymétrie est grande voient l'IDE générer davantage de commerce, conformément à la dominance du mode V (vertical-plateforme) prédite par la Proposition 2.

Figure 2 : Effet marginal non linéaire de la qualité institutionnelle (WGI\_min) sur la relation IDE-commerce



Source : Calculs des auteurs.

#### 4.3. Classification par régimes

La ventilation des 67 023 observations en quatre régimes prédits donne les résultats du Tableau 5. Le régime EX (absence d'IDE bilatéral) domine : 64 % des observations. Le régime H (IDE horizontal, partenaires similaires) en représente 17,9 %. Les régimes V et C (IDE vertical, partenaires dissemblables) totalisent 18,1 %. L'ANOVA sur le ratio d'exportation entre régimes est massivement significative ( $F = 75,9$ ,  $p < 10^{-48}$ ), ce qui confirme que les quatre régimes prédits par le modèle se distinguent par des signatures commerciales observables.

Tableau 5 : Distribution et signatures des régimes prédits (ANOVA :  $F = 75,9$ ,  $p < 10^{-48}$ )

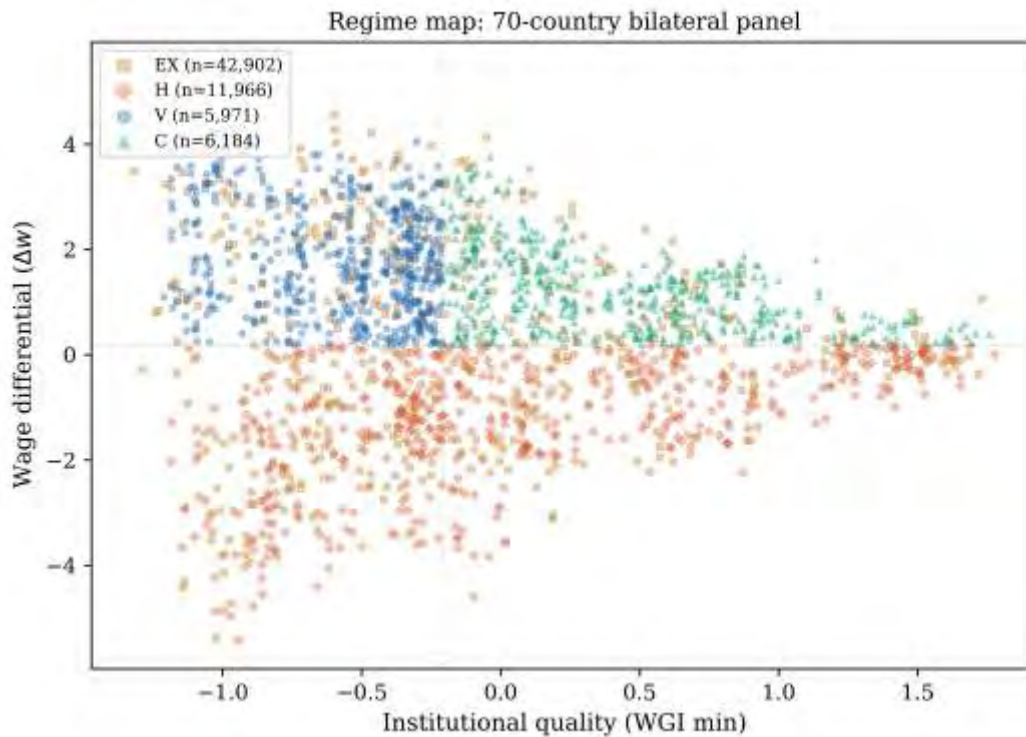
Régime	N	% du total	IDE/Commerce	Ratio export
EX (exportation pure)	42 902	64,0 %	$\approx 0$	0,510
H (IDE horizontal)	11 966	17,9 %	0,003 %	0,481
V (IDE vertical)	5 971	8,9 %	0,010 %	0,530
C (combinaison)	6 184	9,2 %	0,030 %	0,539

Source : calculs des auteurs.

La matrice de confusion entre régimes prédits et régimes révélés (basés sur le ratio d'exportation observé) donne une précision de 74,8 %, soit trois fois la baseline aléatoire de 25 %. Le kappa de Cohen est de 0,547, ce qui correspond à un accord modéré selon l'échelle de Landis et Koch (1977), impliquant un taux d'erreur de classification de 25,2 %. L'analyse de la matrice de confusion 4×4 (Tableau 7) révèle que les erreurs se concentrent principalement sur la confusion entre le régime H (horizontal) et les régimes C et V : 28,7 % des erreurs proviennent de paires classifiées en H mais révélées en C, et 29,0 % des erreurs totales impliquent la confusion bidirectionnelle H↔V. Ces confusions concernent des paires institutionnellement proches des seuils médianes de

classification. En revanche, la distinction entre le régime EX (absence d'IDE) et les trois régimes avec IDE est nettement plus fiable (97,6 % de précision pour EX). Ce taux d'erreur, bien que non négligeable pour un outil de diagnostic politique, reste informatif dans la mesure où il discrimine les grandes catégories de configuration IDE-commerce mieux que toute règle de classification naïve. Le test de Kolmogorov-Smirnov confirme que les distributions du ratio d'exportation diffèrent entre le régime H et les régimes V/C ( $p < 10^{-39}$ ).

Figure 3 : Carte des observations par régime prédit dans l'espace (qualité institutionnelle, différentiel salarial).



Source : calculs des auteurs.

Tableau 7 : Matrice de confusion 4x4 entre régimes prédits et régimes révélés

Prédit \ Révélé	EX	H	V	C	Total prédit
EX	41 853	395	195	459	42 902
H	0	3 789	3 332	4 845	11 966
V	0	1 580	1 598	2 793	5 971
C	0	1 233	2 077	2 874	6 184
Total révélé	41 853	6 997	7 202	10 971	67 023

Source : calculs des auteurs.

#### 4.4. Tests de robustesse et de falsification

Le Tableau 6 rassemble les tests de robustesse. Le diagnostic d'autocorrélation fait apparaître une corrélation médiane de 0,86 entre l'IDE en t-1 et l'IDE en t+1 au sein des paires. Cette forte persistance rend le placebo temporel inopérant (l'IDE futur véhicule pour l'essentiel la même information que l'IDE passé). Le test de placebo approprié est la permutation cross-paire : nous réattribuons aléatoirement l'IDE entre paires au sein de chaque année (50 itérations) et comparons les coefficients réels à la distribution permutée. Nous reconnaissons que cette forte persistance temporelle de l'IDE constitue une limite structurelle de notre stratégie de robustesse : le test de

placebo temporel standard ne peut pas discriminer entre un vrai signal bilatéral et la simple inertie des stocks d'IDE. Des approches alternatives, telles qu'une analyse de discontinuité de régression exploitant des changements exogènes de politique d'IDE ou une approche de différence-en-différences sur des réformes spécifiques, offriraient une identification plus convaincante dans des travaux futurs.

**Tableau 6 : Synthèse des tests de robustesse**

Test	Résultat	Verdict
Permutation cross-paire : ln(IDE)	Rang = 100 %	✓ Robuste
Permutation cross-paire : ln(IDE)×WGI	Rang = 100 %	✓ Robuste
Permutation cross-paire : ln(IDE)×Δw	Rang = 58 %	✗ Non robuste
Effets fixes paire : ln(IDE)×Δw (imports)	$\beta = +0,004, p = 0,021$	✓ Within-pair
Effets fixes paire : ln(IDE)×WGI	$\beta = -0,005, p = 0,010$	✓ Within-pair
$\Delta \ln(\text{IDE}) \times \text{ALE}$	$\beta = +0,014, p = 0,013$	✓ Significatif
Lag 2 ans	Signes stables	✓ Robuste
Exclusion investisseurs dominants	Pattern inchangé	✓ Robuste
Autocorrélation IDE (diagnostic)	Médiane = 0,86	Invalide le placebo temporel

*Source : Calculs des auteurs.*

Deux résultats résistent à l'ensemble des vérifications : le coefficient principal ln(IDE) et l'interaction ln(IDE) × WGI. Le coefficient réel se situe au-dessus de 100 % des permutations pour ces deux variables, ce qui confirme que les associations sont proprement bilatérales et ne procèdent pas de la distribution marginale de l'IDE. Les effets fixes paire, qui absorbent la totalité de l'hétérogénéité bilatérale invariante dans le temps, préservent l'interaction WGI ( $\beta = -0,005, p = 0,010$ ) et l'interaction Δw dans l'équation d'importations ( $\beta = +0,004, p = 0,021$ ). Ce dernier résultat indique qu'au sein d'une paire donnée, lorsque l'écart salarial et l'IDE augmentent simultanément, les importations augmentent davantage — ce qui s'inscrit dans la logique d'approvisionnement en intrants des filiales verticales.

L'interaction Δw, elle, ne survit pas au test de permutation cross-paire (rang = 58 %). Elle doit être lue avec prudence. L'interaction ALE est instable entre les spécifications en niveaux, mais atteint la significativité en première différence ( $\Delta \ln(\text{IDE}) \times \text{ALE} = +0,014, p = 0,013$ ), ce qui laisse penser que les variations d'IDE dans un contexte d'ALE actif ont un effet marginal positif sur le commerce. En résumé, deux des cinq Propositions — la Proposition 2 (rôle du différentiel salarial) et la Proposition 5 (effet ALE) — ne bénéficient pas d'un support empirique robuste dans nos données. Ce constat appelle soit une révision partielle du modèle théorique (en relâchant les hypothèses sur la séparabilité des canaux Δw et ALE), soit la mobilisation de données plus granulaires (salaires manufacturiers sectoriels, mesures d'ALE par intensité de libéralisation) pour améliorer la puissance statistique de ces tests.

## 5. Conclusion

Nous avons construit un jeu de Stackelberg en deux étapes dont l'induction à rebours produit quatre régimes d'équilibre et une frontière de complémentarité  $\Sigma$  dans l'espace des paramètres (tarif, écart salarial, qualité institutionnelle). Le modèle engendre des prédictions testables sur les conditions sous lesquelles l'IDE bilatéral stimule ou évince le commerce.

Le panel de 70 pays (67 023 observations, 2 415 paires, 1995-2023) livre trois résultats qui résistent aux tests de robustesse. L'IDE bilatéral est positivement associé au commerce en moyenne (+0,025,  $p < 0,001$ ) — résultat qui survit au test de permutation cross-paire. L'asymétrie institutionnelle entre partenaires, mesurée par  $|WGI\_A - WGI\_B|$ , amplifie cette association (+0,023,  $p < 0,001$ ) : les paires institutionnellement dissemblables voient l'IDE engendrer davantage de commerce, en accord avec le mécanisme d'IDE vertical-plateforme. La classification par régimes atteint 74,8 % de précision avec un kappa de Cohen de 0,55 (accord modéré), et l'ANOVA confirme que les régimes prédits présentent des signatures commerciales distinctes.

Pour les décideurs des économies émergentes, la frontière  $\Sigma$  constitue un outil de diagnostic opérationnel. En situant un partenaire bilatéral dans l'espace  $(\tau, \Delta w, q)$ , on peut anticiper si l'IDE venant de ce partenaire renforcera ou affaiblira la balance commerciale. Les pays dont l'asymétrie institutionnelle avec leurs investisseurs est forte (comme le Maroc vis-à-vis de l'UE) se trouvent dans la zone de complémentarité naturelle, que les politiques de zones franches et d'amélioration institutionnelle peuvent amplifier.

Trois limites appellent des recherches complémentaires. Premièrement, les résultats s'interprètent comme des associations conditionnelles et non comme des effets causaux identifiés au sens de Rubin. La non-causalité, explicitement reconnue dans la méthodologie, est une limite déterminante pour l'usage prescriptif des résultats. Le décalage temporel de l'IDE atténue la simultanéité mais ne l'élimine pas, comme le confirme la corrélation médiane IDE lag-lead de 0,86 qui invalide le placebo temporel. L'instrumentation par les Accords Bilatéraux d'Investissement (ABI), dans la tradition de Büthe et Milner (2008), offrirait une stratégie d'identification plus convaincante.

Deuxièmement, les données agrégées ne permettent pas de distinguer les marges extensives et intensives de la réponse commerciale, et des données au niveau de la firme (bases Orbis ou Compustat Global) seraient nécessaires pour identifier le canal exact et distinguer les flux intra-firme des flux inter-firmes.

Troisièmement, l'extension du modèle statique à un cadre dynamique avec entrée séquentielle et apprentissage permettrait de générer des prédictions sur la trajectoire temporelle du nexus IDE-commerce, ce que le cadre actuel ne permet pas.

L'agenda de recherche qui en découle se structure autour de trois propositions concrètes. (i) L'utilisation de données firme (Orbis, Compustat Global) pour tester les prédictions du modèle au niveau de la décision d'entrée individuelle, en identifiant directement les modes EX, H, V et C. (ii) L'instrumentation de la qualité institutionnelle et de l'IDE par des variables historiques (institutions coloniales, traités bilatéraux d'investissement comme dans Büthe et Milner, 2008) dans un cadre IVPML. (iii) L'extension du jeu statique à un cadre de Stackelberg dynamique de type état-stratégie, où la firme et le gouvernement interagissent de manière répétée et révisent leurs décisions en fonction de l'évolution des paramètres.

## Références :

- (1). Akinlo, A. E. et Adejumo, A. V. (2016). Determinants of foreign direct investment in Nigeria: A Markov regime-switching approach. *Review of Innovation and Competitiveness*, 2(1), 21-48.
- (2). Anderson, J. E. et van Wincoop, E. (2003). Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle. *American Economic Review*, 93(1), 170-192.
- (3). Baldwin, R. et Venables, A. J. (2013). Spiders and snakes: Offshoring and agglomeration in the global economy. *Journal of International Economics*, 90(2), 245-254.

- (4). Bénassy-Quéré, A., Coupet, M. et Mayer, T. (2007). Institutional determinants of foreign direct investment. *The World Economy*, 30(5), 764-782.
- (5). Bjorvatn, K. (2004). Economic integration and the profitability of cross-border mergers and acquisitions. *European Economic Review*, 48(6), 1211-1226.
- (6). Brainard, S. L. (1997). An empirical assessment of the proximity-concentration trade-off. *American Economic Review*, 87(4), 520-544.
- (7). Cameron, A. C., Gelbach, J. B. et Miller, D. L. (2008). Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors. *Review of Economics and Statistics*, 90(3), 414-427.
- (8). Egger, P. (2001). European exports and outward foreign direct investment: A dynamic panel data approach. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 137(3), 427-449.
- (9). Fontagné, L. (1999). Foreign direct investment and international trade: Complements or substitutes? *OECD Working Papers*, 1999/03.
- (10). Haufler, A. et Wooton, I. (2010). Competition for firms in an oligopolistic industry. *Journal of International Economics*, 80(2), 239-248.
- (11). Head, K. et Mayer, T. (2014). Gravity equations: Workhorse, toolkit, and cookbook. Dans *Handbook of International Economics* (vol. 4, p. 131-195). Elsevier.
- (12). Head, K. et Ries, J. (2001). Overseas investment and firm exports. *Review of International Economics*, 9(1), 108-122.
- (13). Helpman, E. (1984). A simple theory of international trade with multinational corporations. *Journal of Political Economy*, 92(3), 451-471.
- (14). Helpman, E., Melitz, M. J. et Yeaple, S. R. (2004). Export versus FDI with heterogeneous firms. *American Economic Review*, 94(1), 300-316.
- (15). Horstmann, I. J. et Markusen, J. R. (1992). Endogenous market structures in international trade. *Journal of International Economics*, 32(1-2), 109-129.
- (16). Javorcik, B. S. (2004). Does FDI increase productivity of domestic firms? *American Economic Review*, 94(3), 605-627.
- (17). Kleinert, J. et Toubal, F. (2010). Gravity for FDI. *Review of International Economics*, 18(1), 1-13.
- (18). Landis, J. R. et Koch, G. G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*, 33(1), 159-174.
- (19). Markusen, J. R. (2002). *Multinational firms and the theory of international trade*. MIT Press.
- (20). Motta, M. et Norman, G. (1996). Does economic integration cause FDI? *International Economic Review*, 37(4), 757-783.
- (21). Mundell, R. A. (1957). International trade and factor mobility. *American Economic Review*, 47(3), 321-335.
- (22). Santos Silva, J. M. C. et Tenreyro, S. (2006). The log of gravity. *Review of Economics and Statistics*, 88(4), 641-658.
- (23). Sekkat, K. et Veganzones-Varoudakis, M.-A. (2007). Openness, investment climate, and FDI in developing countries. *Review of Development Economics*, 11(4), 607-620.
- (24). Acemoglu, D. et Robinson, J. A. (2012). *Why nations fail: The origins of power, prosperity, and poverty*. Crown Business.
- (25). Alfaro, L., Antràs, P., Chor, D. et Conconi, P. (2019). Internalizing global value chains: A firm-level analysis. *Journal of Political Economy*, 127(2), 508-559.
- (26). Antràs, P. (2003). Firms, contracts, and trade structure. *Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1375-1418.

- (27). Antràs, P. et Chor, D. (2022). Global value chains. Dans Handbook of International Economics (vol. 5, p. 297-376). Elsevier.
- (28). Antràs, P. et Helpman, E. (2004). Global sourcing. *Journal of Political Economy*, 112(3), 552-580.
- (29). Brander, J. A. et Spencer, B. J. (1985). Export subsidies and international market share rivalry. *Journal of International Economics*, 18(1-2), 83-100.
- (30). Büthe, T. et Milner, H. V. (2008). The politics of foreign direct investment into developing countries: Increasing FDI through international trade agreements? *American Journal of Political Science*, 52(4), 741-762.
- (31). Bürger, M., Ianchovichina, E. et Rijkers, B. (2022). Risky business: Political instability and sectoral greenfield FDI in the Arab world. *World Bank Economic Review*, 36(1), 171-196.
- (32). Camacho, J. A. et Mathew, J. (2021). FDI and trade in services: The role of institutional quality. *International Economics*, 168, 1-16.
- (33). Chen, W., Wen, Y. et Yang, J. (2022). Chinese FDI in Africa and manufacturing exports. *Journal of International Economics*, 136, 103580.
- (34). Dahi, O. S. et Demir, F. (2017). South-South and North-South economic exchanges: Does it matter who is exchanging what and with whom? *Journal of Economic Surveys*, 31(5), 1407-1430.
- (35). Damgaard, J. et Elkjaer, T. (2017). The global FDI network: Searching for ultimate investors. IMF Working Paper, WP/17/258.
- (36). Dixit, A. K. (1979). A model of duopoly suggesting a theory of entry barriers. *Bell Journal of Economics*, 10(1), 20-32.
- (37). Ethier, W. J. (1986). The multinational firm. *Quarterly Journal of Economics*, 101(4), 805-833.
- (38). Ly, A., Sauvage, J. et Tran, T. T. (2018). FDI and trade in ASEAN: Evidence from sectoral data. OECD Trade Policy Papers, No. 212.
- (39). Nunnenkamp, P. et Spatz, J. (2004). FDI and economic growth in developing economies: How relevant are host-economy and industry characteristics? *Transnational Corporations*, 13(3), 53-86.
- (40). Osnago, A., Rocha, N. et Ruta, M. (2019). Deep trade agreements and vertical FDI: The devil is in the details. *Canadian Journal of Economics*, 52(4), 1558-1599.
- (41). Ramondo, N. et Rodríguez-Clare, A. (2013). Trade, multinational production, and the gains from openness. *Journal of Political Economy*, 121(2), 273-322.
- (42). Rodrik, D., Subramanian, A. et Trebbi, F. (2004). Institutions rule: The primacy of institutions over geography and integration in economic development. *Journal of Economic Growth*, 9(2), 131-165.
- (43). Sohail, H. M., Zatullah, M. et Li, Z. (2021). Effect of foreign direct investment on bilateral trade: Experience from Asian emerging economies. *SAGE Open*, 11(4), 1-15.
- (44). Yotov, Y. V., Piermartini, R., Monteiro, J.-A. et Larch, M. (2016). An advanced guide to trade policy analysis: The structural gravity model. WTO/UNCTAD.

## **Annexe mathématique : Démonstration des propositions d'équilibre**

Cette annexe présente les conditions suffisantes et les étapes clés de la dérivation par induction à rebours des cinq propositions d'équilibre du jeu de Stackelberg. La résolution procède en deux temps : on détermine d'abord la réponse optimale de la firme au second stade (Étape 2), puis on caractérise le choix optimal du gouvernement au premier stade (Étape 1).

### **A.1. Rappel des fonctions de profit (Étape 2)**

Soit  $A \equiv \sigma^{-1}[(\sigma-1)/\sigma]^{(\sigma-1)}$  la constante CES. Les profits sous chaque mode sont :

$$\pi_{EX} = A \cdot D \cdot [w_F \cdot \delta \cdot (1+\tau)]^{(1-\sigma)}$$

$$\pi_H = A \cdot D \cdot w_H^{(1-\sigma)} - F_H + s$$

$$\pi_V = A \cdot D^* \cdot (w_H \cdot \delta^*)^{(1-\sigma)} + \beta(q) \cdot A \cdot D \cdot w_H^{(1-\sigma)} - F_V + s$$

$$\pi_C = \pi_V + \gamma \cdot \pi_{EX}, \quad \gamma \in (0, 1)$$

avec  $\beta(q) = \alpha q / (1 + \alpha q)$ ,  $\beta(0) = 0$ ,  $\lim_{q \rightarrow \infty} \beta(q) = 1$ ,  $\beta'(q) > 0$ ,  $\beta''(q) < 0$ .

### **A.2. Proposition 1 (Substituabilité) — Conditions suffisantes**

*Énoncé.* Si  $D$  est grand par rapport à  $D^*$ ,  $\Delta w \equiv w_F - w_H$  est faible, et  $\tau > \tau^*$ , alors l'unique SPNE implique  $m^* = H$  et le commerce bilatéral diminue.

*Démonstration (Étape 2).* Comparons  $\pi_H$  et  $\pi_{EX}$ . On a  $\pi_H \geq \pi_{EX}$  si et seulement si :

$$A \cdot D \cdot w_H^{(1-\sigma)} - F_H + s \geq A \cdot D \cdot [w_F \cdot \delta \cdot (1+\tau)]^{(1-\sigma)}$$

soit, en réarrangeant :  $A \cdot D \cdot \{w_H^{(1-\sigma)} - [w_F \cdot \delta \cdot (1+\tau)]^{(1-\sigma)}\} \geq F_H - s$ . Puisque  $\sigma > 1$ , le terme  $(1-\sigma)$  est négatif, donc  $w_H^{(1-\sigma)} > [w_F \cdot \delta \cdot (1+\tau)]^{(1-\sigma)}$  lorsque  $w_H < w_F$  (ce qui est garanti par  $\Delta w > 0$ ). Le facteur  $\delta \cdot (1+\tau)$  amplifie le coût de l'exportation. Lorsque  $\tau$  dépasse le seuil :

$$\tau^* = (w_H / (w_F \cdot \delta)) \cdot [\Pi_H / (\Pi_H - F_H + s)]^{1/(\sigma-1)} - 1, \quad \text{où } \Pi_H \equiv A \cdot D \cdot w_H^{(1-\sigma)} \text{ est le profit variable sous le mode H}$$

l'avantage tarifaire de la production locale l'emporte. De plus,  $\pi_H \geq \pi_V$  requiert que le gain de réexportation ne compense pas le surcoût fixe :  $A \cdot D^* \cdot (w_H \cdot \delta^*)^{(1-\sigma)} + [\beta(q) - 1] \cdot A \cdot D \cdot w_H^{(1-\sigma)} \leq F_V - F_H$ . Cette condition est satisfaite lorsque  $D^*$  est petit par rapport à  $D$  (faible demande tiers) et  $\Delta w$  est faible (faible avantage salarial pour la plateforme verticale). Puisque  $\pi_C = \pi_V + \gamma \cdot \pi_{EX}$  et que  $\pi_H \geq \pi_{EX}$  et  $\pi_H \geq \pi_V$ , on a  $\pi_H \geq \pi_C$  si  $F_V - F_H$  est suffisamment grand.

*Conséquence commerciale.* Sous le mode H, la firme sert le marché local par la production sur place. Les importations de  $F$  vers  $H$  qui existaient sous le mode EX disparaissent. Le commerce bilatéral diminue donc par substitution de la production locale aux importations.

### **A.3. Proposition 2 (Complémentarité) — Conditions suffisantes**

*Énoncé.* Si  $\Delta w$  est grand,  $D^*$  est élevée et  $q > q_{\min}$ , alors l'équilibre implique  $m^* \in \{V, C\}$  et le commerce bilatéral augmente.

*Démonstration.* La comparaison  $\pi_V \geq \pi_H$  s'écrit :

$$A \cdot D^* \cdot (w_H \cdot \delta^*)^{(1-\sigma)} + [\beta(q) - 1] \cdot A \cdot D \cdot w_H^{(1-\sigma)} \geq F_V - F_H$$

Le premier terme (profit de réexportation) croît avec  $D^*$  et avec  $\Delta w$  (puisque  $w_H$  diminue à  $w_F$  donné, et  $\sigma > 1$  implique que  $w_H^{(1-\sigma)}$  croît quand  $w_H$  baisse). Le second terme est négatif pour  $\beta(q) < 1$  mais s'atténue à mesure que  $q$  augmente. Il existe donc un seuil  $q_{\min}$  tel que  $\beta(q_{\min})$  rend la condition satisfaite. Ce seuil s'obtient en résolvant l'égalité ci-dessus pour  $q$ , ce qui donne  $q_{\min} = (1/\alpha) \cdot \beta^* / (1 - \beta^*)$ , où  $\beta^* \equiv 1 - [A \cdot D^* \cdot (w_H \cdot \delta^*)^{(1-\sigma)} - (F_V - F_H)] /$

$[A \cdot D \cdot w_H^{(1-\sigma)}]$ . Pour que  $q_{\min}$  soit bien défini et positif,  $\beta^*$  doit appartenir à  $(0, 1)$ , ce qui requiert deux conditions : (i)  $A \cdot D^* \cdot (w_H \cdot \delta^*)^{(1-\sigma)} > F_V - F_H$  (le profit de réexportation dépasse le surcoût fixe de l'usine verticale) et (ii)  $A \cdot D^* \cdot (w_H \cdot \delta^*)^{(1-\sigma)} < A \cdot D \cdot w_H^{(1-\sigma)} + (F_V - F_H)$  (le gain de réexportation seul ne suffit pas à compenser la totalité du manque à gagner de spillovers). Ces conditions sont supposées satisfaites dans ce qui suit. Pour  $q > q_{\min}$ ,  $\pi_V > \pi_H$ . Puisque  $\pi_C = \pi_V + \gamma \cdot \pi_{EX} > \pi_V$ , le mode C domine V lorsque  $\gamma \cdot \pi_{EX}$  est positif (ce qui est toujours le cas). Le choix entre V et C dépend de l'existence de lignes de produits pour lesquelles l'exportation reste viable malgré la cannibalisation.

*Conséquence commerciale.* Sous V, l'usine dans H importe des intrants depuis F et exporte vers les marchés tiers. Sous C, ce flux vertical s'ajoute aux exportations directes de F vers H. Dans les deux cas, le commerce bilatéral  $F \leftrightarrow H$  augmente par rapport au mode H ou EX.

#### A.4. Proposition 3 (Frontière de complémentarité $\Sigma$ )

*Énoncé.* Il existe une courbe  $\Sigma$  dans le plan  $(\Delta w, q)$ , définie par  $\pi_V = \pi_H$ , qui sépare les régimes. Au-dessus de  $\Sigma$  (grand  $\Delta w, q$  élevé), le régime V ou C prévaut ; en dessous, le régime H domine. Le tarif  $\tau$  intervient séparément pour délimiter les frontières EX/H et EX/C, produisant une partition complète en quatre régions dans l'espace  $(\tau, \Delta w, q)$ .

*Démonstration.* Définissons la fonction  $\Phi(\Delta w, q) \equiv \pi_V - \pi_H$ . En substituant les expressions de la section A.1 :

$$\Phi(\Delta w, q) = A \cdot D^* \cdot (w_H \cdot \delta^*)^{(1-\sigma)} + [\beta(q) - 1] \cdot A \cdot D \cdot w_H^{(1-\sigma)} - (F_V - F_H)$$

La courbe  $\Sigma$  est définie par  $\Phi = 0$ . Vérifions les dérivées partielles.  $\partial\Phi/\partial(\Delta w) > 0$  : un différentiel salarial plus élevé réduit  $w_H$  à  $w_F$  donné, augmentant le profit de réexportation et les spillovers, ce qui pousse vers V.  $\partial\Phi/\partial q > 0$  :  $\beta'(q) > 0$  augmente le terme de spillover.  $\partial\Phi/\partial\tau = 0$  identiquement, car  $\tau$  n'apparaît ni dans  $\pi_V$  ni dans  $\pi_H$  (il n'intervient que dans  $\pi_{EX}$ ). La frontière  $\Sigma$  est donc définie dans le plan  $(\Delta w, q)$  exclusivement. Par le théorème des fonctions implicites, puisque  $\partial\Phi/\partial q = \beta'(q) \cdot A \cdot D \cdot w_H^{(1-\sigma)} > 0$  et  $\Phi$  est continue, il existe une fonction implicite  $q = q(\Delta w)$  sur  $\Sigma$ , et la courbe  $\Sigma$  sépare le plan  $(\Delta w, q)$  en deux régions.

#### A.5. Proposition 4 (Non-monotonie institutionnelle)

*Énoncé.* L'effet marginal de  $q$  sur la probabilité de complémentarité est non monotone : nul en dessous de  $q_{\min}$ , maximal dans l'intervalle  $[q_{\min}, q_{\max}]$ , et décroissant au-delà de  $q_{\max}$ .

*Démonstration.* L'effet marginal de  $q$  sur  $\Phi$  est  $\partial\Phi/\partial q = \beta'(q) \cdot A \cdot D \cdot w_H^{(1-\sigma)}$ . Or  $\beta'(q) = \alpha(1+\alpha q)^{-2}$ , qui est strictement positif mais strictement décroissant ( $\beta''(q) = -2\alpha^2(1+\alpha q)^{-3} < 0$ ). Pour  $q < q_{\min}$ ,  $\Phi < 0$  (le régime H domine), donc une amélioration marginale de  $q$  ne change pas le régime : l'effet marginal sur la probabilité de complémentarité est nul. Pour  $q \in [q_{\min}, q_{\max}]$ ,  $\Phi$  change de signe : l'effet marginal est maximal car chaque unité de  $q$  fait basculer des configurations  $(\Delta w, D^*)$  supplémentaires vers le régime V. Pour  $q > q_{\max}$ ,  $\beta(q) \rightarrow 1$  et  $\beta'(q) \rightarrow 0$ , si bien que les gains marginaux d'amélioration institutionnelle sont décroissants : la quasi-totalité des configurations viables a déjà basculé vers V.

#### A.6. Proposition 5 (Effet ALE)

*Énoncé.* Un accord de libre-échange ( $\tau \rightarrow 0$ ) élargit la zone de complémentarité dans l'espace  $(\Delta w, q)$ , mais l'effet net sur le commerce dépend de  $\Delta w$ .

*Démonstration.* Lorsque  $\tau \rightarrow 0$ , le profit d'exportation  $\pi_{EX} = A \cdot D \cdot (w_F \cdot \delta)^{(1-\sigma)}$  augmente (le facteur  $(1+\tau)^{(1-\sigma)}$  atteint son maximum en 1). L'élimination du tarif a deux effets. (i) Effet direct

sur  $\pi_{EX}$  : le profit d'exportation augmente, rendant le mode EX plus attractif par rapport à H. Cela réduit la zone de substituabilité (les configurations auparavant en H basculent vers EX ou C). (ii) Effet sur la frontière  $\Sigma$  : comme  $\pi_C = \pi_V + \gamma \cdot \pi_{EX}$ , la hausse de  $\pi_{EX}$  augmente  $\pi_C$ , élargissant le domaine où C domine H. Formellement, le seuil pour le mode C (combinaison) décroît lorsque  $\tau$  diminue (car la composante  $\gamma \cdot \pi_{EX}$  relaxe la contrainte de profitabilité du mode C ; la frontière V/H,  $\Phi = 0$ , ne dépend pas de  $\tau$ , mais la frontière C/H, définie par  $\Phi + \gamma \cdot \pi_{EX} \geq 0$ , s'assouplit quand  $\pi_{EX}$  augmente). Cependant, l'effet net sur le volume commercial dépend de  $\Delta w$ . Lorsque  $\Delta w$  est grand, l'ALE favorise le passage de H vers C (complémentarité) : le commerce augmente. Lorsque  $\Delta w$  est faible, l'ALE favorise le passage de H vers EX (retour à l'exportation pure) : le commerce augmente également, mais par un canal différent (intensification de l'exportation sans IDE). L'effet marginal de l'ALE sur la complémentarité IDE-commerce n'est donc positif que conditionnel à un  $\Delta w$  suffisant pour que le régime C domine le régime EX.

### **A.7. Optimisation du gouvernement (Étape 1)**

Au premier stade, le gouvernement anticipe  $m^*(p)$  et choisit  $p = (\tau, s, q)$  pour maximiser  $W(p) = CS(m^*) + T(\tau, m^*) + \lambda \cdot L(m^*) + S(q, m^*) - C(\tau, s, q)$ . La résolution procède par comparaison des valeurs de  $W$  évaluées à chaque mode d'équilibre. Pour chaque région de l'espace des paramètres structurels ( $D, D^*, \Delta w, \delta, F_H, F_V$ ), le gouvernement choisit le vecteur  $p$  qui induit le mode  $m^*$  maximisant  $W$ . Les seuils  $\tau^*$ ,  $q_{\min}$  et  $q_{\max}$  résultent de la composition de l'optimisation de la firme (Étape 2) avec la maximisation du bien-être (Étape 1). L'existence de l'équilibre est garantie par la continuité de  $W$  sur un domaine compact et le théorème de Weierstrass. L'application de ce théorème suppose un domaine compact, ce qui requiert des contraintes budgétaires bornant les instruments ( $s \leq s_{\max}$ , coût des réformes institutionnelles croissant et convexe en  $q$ ). Sous ces conditions, la fonction de coût  $C(\tau, s, q)$  garantit que l'optimum est intérieur et le domaine effectif est compact.