

Université de Montréal

Libéralisation commerciale, développement financier et inégalités de revenu

par

Jonathan Créchet

Département des sciences économiques

Faculté des arts et des sciences

Mémoire présenté à la Faculté des arts et des sciences
en vue de l'obtention du grade de Maîtrise
en Sciences économiques

Juillet 2012

© Créchet, 2012

Université de Montréal
Faculté des arts et des sciences

Ce mémoire intitulé :

Libéralisation commerciale, développement financier et inégalités de revenu

Présenté par :
Jonathan Créchet

a été évalué par un jury composé des personnes suivantes :

Baris Kaymak, président-rapporteur
Emanuela Cardia, directrice de recherche
Daniel Parent, co-directeur
Francisco Ruge-Murcia, membre du jury

Déposé le 23 juillet 2012

Résumé

Nous avons mené une étude empirique pour tester les conclusions théoriques d'un article de Foellmi et Oeschlin (2010), selon lesquelles la libéralisation commerciale accroît les inégalités de revenu dans les pays dont les marchés financiers sont affectés par des frictions. On réalise une régression sur des indices synthétiques de la distribution des revenus, de type Gini, de l'ouverture commerciale, en interaction avec un indicateur de disponibilité du crédit. On dispose d'un panel de pays en développement et de pays émergents, comprenant des données annuelles. Il apparaît que les signes de nos variables d'intérêts sont toujours cohérents avec l'analyse de Foellmi et Oeschlin, même après intégration de divers groupes de variables de contrôle et également lorsque les régressions sont effectuées sur des données agrégées par 5 ans. Néanmoins, les paramètres perdent en significativité pour certains groupes de variables de contrôle, certainement du fait de la faible qualité des données et de la taille relativement modeste de l'échantillon.

Mots-clés : Libéralisation, commerce international, frictions, marché du crédit, développement financier, inégalités, distribution des revenus

Abstract

We lead an empirical analysis based on a model by Foellmi and Oeschlin (2010), in which trade liberalization increases income inequalities in developing countries where the credit market is imperfect. We build a panel of developing and emerging countries with annual observations and we regress synthetic indexes of inequality on trade, in interaction with a measure of financial development. The coefficients of interest are always consistent with Foellmi and Oeschlin's analysis, even if we add several control variables and if we perform the estimations on 5 years-average observations. But the parameters lose significance after adding some control variables, because the estimations suffer of a lack of precision.

Keywords: Liberalization, international trade, frictions, credit market, financial development, inequalities, income distribution

Table des matières

1. Introduction.....	1
2. Revue de la littérature	3
2.1. Approches micro et approches macro	3
2.2. L'impact moyen de l'ouverture commerciale	4
2.3. L'impact de la libéralisation, conditionnellement aux dotations factorielles.....	6
3. Cadre théorique de référence	10
4. Construction de la base de données et choix des variables.....	13
4.1. Les mesures des inégalités	13
4.2. Les variables explicatives	16
5. Analyse empirique	22
5.1. Description de l'échantillon	22
5.2. Statistiques descriptives	24
5.3. Analyse de l'impact moyen du commerce	26
5.4. Quelle spécification pour tester l'impact conditionnel du commerce?.....	28
5.5. Sensibilité aux variables de contrôle.....	32
5.6. Régression sur les inégalités de salaires.....	34
5.7. Régression sur données quinquennales.....	35
6. Conclusion	37
Références.....	39

Liste des tableaux

Tableau I. Pays compris dans l'échantillon et nombre d'observations

Tableau IIa. Nombre de pays et d'observations dans l'échantillon, par régions

Tableau IIb. Nombre d'observations dans l'échantillon, par années

Tableau III. Statistiques descriptives : échantillon et ensemble des données (1990-1997, pays hors OCDE)

Tableau IV. Statistiques descriptives par régions

Tableau V. Statistiques descriptives par années

Tableau VI. Estimation de l'impact moyen du commerce

Tableau VII. Effets aléatoires et effets-fixes

Tableau VIII. Construction du test de spécification de Hausman

Tableau IX. Régression du modèle avec interaction, avec et sans effet temporel

Tableau X. Sensibilité du modèle aux variables de contrôle

Tableau XI. Sensibilité de l'effet partiel moyen

Tableau XII. Régressions sur sous-échantillons

Tableau XIII. Régression sur l'indice de Theil *wage inequality*

Tableau XIV. Régression sur moyennes quinquennales

Liste des figures

Graphique 1. Moyennes annuelles des variables d'intérêt dans l'échantillon, 1990 – 1997

Liste des sigles et abréviations

Ehii : *Estimated household inequality index*

HOSS : Heckscher-Ohlin Storper-Samuelson

OCDE : Organisation de coopération et de développement économique

OPEP : Organisation des pays exportateurs de pétrole

SVAR : *Strutural vectorial auto-regressive*

Remerciements

Je tiens à adresser mes remerciements sincères aux personnes qui m'ont encadré lors de la réalisation de ce mémoire, pour leur grande disponibilité et pour leurs précieux conseils. Je remercie ainsi Emanuela Cardia, ma directrice de recherche, Daniel Parent, mon co-directeur, ainsi que Yves Richelle, qui a encadré et suivi avec intérêt la réalisation de ce mémoire dans le cadre du cours de microéconométrie ECN6238. Je remercie d'ailleurs les participants de ce cours pour leurs commentaires à propos de ce travail.

1. Introduction

L'intérêt des économistes pour les inégalités remonte à l'après-guerre, période durant laquelle ont été réalisés les travaux de Simon Kuznets à propos de la relation entre développement économique et inégalités. L'hypothèse de Kuznets, selon laquelle il existe une relation en u-inversée entre croissance économique et inégalités internes aux pays exerce une grande influence sur ses contemporains, à tel point que certains l'érigent en loi fondamentale de l'économie (Robinson 1976). Durant les années 1970, l'idée selon laquelle il existe une relation systématique entre croissance et distribution des revenus va se répandre au sein des chercheurs, dont une bonne partie s'attend alors à voir décliner les inégalités dans les pays industrialisés (Tinbergen, 1975).

Les tendances observées durant les décennies suivantes viendront contredire cette génération de travaux. Deux constats émergent. D'une part, on observe globalement une légère hausse des inégalités. Les années 80 notamment, sont caractérisées davantage par une hausse que par une baisse des inégalités (Atkinson, 1996). D'autre part, il ne semble pas exister de relation systématique universelle entre croissance et inégalités, mais plutôt un ensemble de trajectoires diversifiées, répondant à des mécanismes nationaux spécifiques.

Ainsi, à partir des années 1990, l'étude des inégalités et de ses déterminants connaît un regain d'intérêt au sein des analystes. En particulier, à l'heure où les échanges mondiaux s'intensifient, de plus en plus de chercheurs s'interrogent quant à l'impact de la mondialisation sur la distribution des revenus, au sein des pays industrialisés mais également au sein des pays en développement, qui sont de plus en plus intégrés au processus de mondialisation. Les économistes se penchent notamment sur l'impact distributif des politiques de libéralisation commerciale, préconisées par les institutions de Bretton Woods depuis les années 1980 pour stimuler la croissance économique des pays en développement. De nombreux travaux empiriques ont donc été menés pour étudier l'évolution des inégalités après libéralisation. Une bonne partie d'entre eux se situe au sein du cadre théorique HOSS, et propose d'analyser l'impact du commerce conditionnellement aux dotations factorielles. La plupart des travaux menés sur le sujet sont concentrés sur la question de la dynamique des inégalités de salaires, ou plus généralement, du rendement des facteurs de production. Les travaux théoriques de Foellmi et Oeschlin (2010) proposent quant à eux de s'intéresser

à l'impact de la libéralisation sur la distribution des revenus entre entrepreneurs dans les pays en développement. Pour ce faire, ils proposent un modèle permettant d'analyser les conséquences du commerce dans un environnement caractérisé par des frictions sur le marché financier. Ils en arrivent à la conclusion qu'en présence d'imperfections importantes sur le marché du crédit, l'ouverture accroît les inégalités entre entrepreneurs.

On propose donc de mener une étude empirique pour tester les conclusions théoriques de ces auteurs. On réalise pour cela une régression sur des indices synthétiques de la distribution des revenus, de type Gini, de l'ouverture commerciale, en interaction avec un indicateur de disponibilité du crédit. On dispose d'un panel de pays en développement et de pays émergents, comprenant des données annuelles. On accorde un soin particulier au choix de la spécification retenue, en pratiquant les tests et comparaisons appropriés entre modèles avec et sans effets fixes et avec et sans effets temporels. Il apparaît que les signes de nos variables d'intérêts sont toujours cohérents avec l'analyse de Foellmi et Oeschlin, même après intégration de divers groupes de variables de contrôle et également lorsque les régressions sont effectuées sur des données agrégées par 5 ans. Néanmoins, les paramètres perdent en significativité pour certains groupes de variables de contrôle, certainement du fait de la faible qualité des données et de la taille relativement modeste de l'échantillon.

La section 2 est une revue de la littérature portant sur l'ouverture commerciale et les inégalités. La section 3 expose le modèle de Foellmi et Oeschlin. On présente les données et les variables retenues dans la section 4, avant d'exposer l'analyse empirique et les résultats dans la section 5.

2. Revue de la littérature

2.1. Approches micro et approches macro

La littérature empirique est constituée de deux grands types de travaux : les analyses microéconométriques et les approches portant sur des données agrégées au niveau macroéconomique. Les analyses microéconométriques consistent en général en des études de cas portant sur des pays, basées sur des méthodes d'analyse empirique permettant de décomposer la dynamique de la distribution des revenus en différents facteurs explicatifs (voir Bourguignon et al., 2004 par exemple, pour des études de cas portant sur des pays en développement ou en transition).

Les analyses macroéconomiques s'appuient en général sur des techniques de régression réalisées à partir de données en coupe transversales avec une dimension longitudinale, constituant ainsi un panel de pays pour lesquels les données sont agrégées au niveau national. Ces régressions prennent comme variable dépendante des indicateurs relatifs à la distribution des revenus, qu'il s'agisse d'indices synthétiques de type Theil ou Gini¹, ou encore de quantiles, construits à partir des distributions cumulées des revenus détenus par les différents individus ou groupes d'individus des populations. Les séries agrégées au niveau macroéconomiques servent alors de variables explicatives, du moins dans le domaine de la recherche en sciences économiques. C'est à ce type d'approche que nous allons nous intéresser. Un nombre important de travaux de cette nature ont été réalisés pour tenter de déceler le lien statistique existant entre la mondialisation commerciale et la distribution des revenus au sein des pays.

Les travaux de Deininger et Squire (1997) pour constituer une grande base de données sur la distribution des revenus a ouvert la voie à toute une série de travaux empiriques portant sur des données en coupe transversale. Cette base a été constituée grâce à une collecte réalisée à partir de sources multiples. Ainsi, à partir de la fin des années 1990, de

1 Les indices de Theil et de Gini sont des statistiques, comprises entre 0 et 1, mesurant le degré d'inégalité (de revenu généralement) au sein d'une société donnée. L'indice de Theil est calculé comme l'écart type moyen du logarithme des revenus des membres d'un groupe donné. L'indice de Gini peut se calculer à partir de la courbe de Lorenz, qui associe la part cumulée de richesse à la distribution cumulée de la population. L'indice de Gini correspond à l'aire qui sépare la courbe de la droite d'égalité parfaite, représentation d'une situation où tous les groupes disposent du même revenu.

nombreuses contributions empiriques tentent d'analyser l'impact de la mondialisation sur les inégalités. Les résultats qui découlent de cette littérature sont très diversifiés, il n'y a pas de consensus qui s'en dégage clairement. Ceci provient en partie du fait que la modélisation de l'impact du commerce diffère d'un auteur à un autre. A ce propos, certains tentent d'analyser l'impact moyen du commerce ou de la libéralisation sur un échantillon donné, tandis que d'autres ont essayé d'identifier son impact conditionnel, tenant compte des caractéristiques propres aux pays de l'échantillon retenu pour l'analyse.

2.2. L'impact moyen de l'ouverture commerciale

Les techniques usuelles de régression linéaire donnent l'impact moyen du commerce pour l'ensemble des pays de l'échantillon. Typiquement, les études qui ne portent pas spécifiquement sur l'analyse de l'impact du commerce mais qui tentent d'identifier les divers facteurs corrélés avec la distribution des revenus procèdent ainsi. L'article de Dollar et Kray (2000), est une bonne illustration de ce type de démarche. Cet article, dont les conclusions et la méthodologie a été assez débattue (voir Ravallion 2001), selon lequel « la croissance est bonne pour les pauvres » tire des conclusions assez générales à partir d'estimation moyennes, réalisées sur un échantillon d'environ 90 pays. Le résultat principal de cet article est que le quintile le plus bas de la distribution croît proportionnellement avec la croissance du revenu moyen dans les pays de l'échantillon. Cette analyse teste également l'impact des réformes et politiques ayant été identifiées comme favorables à la croissance dans la littérature empirique sur l'évolution du revenu du dernier quintile. Parmi celles-ci, a été analysé l'impact du volume commercial (exportations et importations rapportées au PIB), et il apparaît que son impact n'est pas significativement différent de zéro. Pour en conclure que l'effet du commerce sur la distribution des revenu est neutre, il faudrait faire une hypothèse assez forte selon laquelle ce coefficient est le même pour l'ensemble des pays de cet échantillon; ce coefficient, proche de zéro, révèle en fait un impact moyen, qui recouvre un grand nombre de situations assez diverses.

C'est pourquoi Ravallion (2001), soulignant la diversité des trajectoires nationales ayant trait à l'évolution des inégalités, explique que les approches en coupe transversale, qui usuellement, donnent des estimations moyennes, peuvent être décevantes pour analyser l'impact des réformes et des politiques économiques sur la distribution des revenus. Dans

ce texte, il suggère ainsi de « regarder au-delà des moyennes » (*looking beyond average*), c'est-à-dire de prendre en compte les conditions initiales qui caractérisent les différents pays dans l'analyse de l'impact des réformes, notamment celles qui consistent en une ouverture commerciale accrue. Ainsi, l'auteur propose une régression en niveau de l'indice de Gini sur le volume de commerce rapporté au PIB, intégré en interaction avec le PIB par tête, afin d'étudier l'impact de l'ouverture selon le niveau de développement initial. A partir d'un échantillon de 50 pays (100 observations) il obtient un coefficient positif et significatif pour le commerce seul et un coefficient négatif et significatif pour le terme en interaction, ce qui suggère que l'ouverture au commerce est associée à une hausse plus importante des inégalités dans les pays les plus pauvres. A noter que cette même régression intégrant uniquement le commerce sans prise en compte de l'hétérogénéité liée au niveau de revenu aboutit à un coefficient non significatif. Barro (2000), livre des résultats similaires, à partir d'un échantillon d'environ 200 observations, en intégrant le commerce en interaction avec le logarithme du PIB par habitant. Là encore, il s'agit d'une régression en niveau. Ces résultats, sans nécessairement qu'ils permettent d'inférer l'existence d'une relation causale et systématique, suggère toutefois qu'il est important d'analyser l'impact conditionnel du commerce, en particulier lorsque l'on travaille sur des données qui portent sur plusieurs pays. En effet, ce type de données est caractérisé par une hétérogénéité importante, incompatible avec l'hypothèse de stabilité du coefficient du commerce d'un pays à un autre. D'après Li Squire et Zou (1998), la variance du coefficient de Gini, mesurée à partir d'un échantillon de 573 observations pour 49 pays de 1947 à 1994 est imputable à 90 % aux variations entre les pays et donc à 10% aux variations temporelles intra-pays. Ceci accrédite l'idée selon laquelle ce sont les spécificités nationales qui déterminent le niveau des inégalités, d'où l'importance, selon Ravallion (2001), de prendre en compte les conditions initiales dans l'examen des mécanismes qui influent sur leur évolution. D'ailleurs, les différentes études de cas microéconomiques révèlent l'existence de mécanismes très divers et très spécifiques aux pays, qui apparaissent difficilement lors de régression en coupe transversale (Bourguignon, 2002), à plus forte raison lorsque les paramètres sont supposés constants.

Selon quelles modalités convient-il d'intégrer ces conditions initiales à l'analyse de l'impact de l'ouverture? La théorie économique fournit des éléments de réponses :

notamment, elle suggère d'analyser l'impact de l'ouverture commerciale, conditionnellement aux dotations relatives des pays, dans la tradition de la théorie ricardienne du commerce internationale.

2.3. L'impact de la libéralisation, conditionnellement aux dotations factorielles

Le modèle Heckscher-Ohlin Stolper-Samuelson (HOSS) et la distribution des revenus

D'après le modèle HOSS standard, l'ouverture commerciale accroît au sein des pays qui participent aux échanges la demande pour le facteur de production relativement abondant en son sein. Ce cadre théorique, qui a été utilisé et enrichi par Wood (1994) notamment, permet d'appréhender la dynamique des inégalités liées aux échanges commerciaux entre pays développés et pays en développement. Ainsi, les pays du Sud, qui, en comparaison des pays du Nord, disposent d'un avantage comparatif pour le travail peu qualifié, se spécialisent dans la production intensive en ce type de travail, pour lequel la rémunération augmente ainsi, à offre constante. Ceci occasionne un resserrement de l'écart entre rémunération du travail qualifié et du travail peu qualifié et donc une réduction des inégalités toutes choses égales par ailleurs au sein de ces pays. Dans les pays industrialisés, qui se spécialisent dans la production qui mobilise davantage le travail qualifié, l'écart de rémunération entre les deux types de travail s'accroît. Par conséquent, les prédictions standards de ce modèle, telles que formulées par Wood, sont que la mondialisation tend à accroître les inégalités au sein des pays industrialisés et qu'elle tend à les réduire au sein des pays en développement.

Ce modèle théorique de base, très stylisé, qui ne comprend que deux types de facteurs et que deux pays, a été enrichi par diverses contributions théoriques, afin notamment de permettre d'intégrer dans l'analyse d'avantage de types de dotations relatives. Wood propose de scinder en deux catégories de facteurs le travail le moins qualifié : la main d'œuvre disposant d'une éducation basique (de niveau primaire ou secondaire) et la main d'œuvre non éduquée. D'autres modèles sont construits pour étudier l'effet de l'ouverture conditionnellement aux dotations en capital, en terres agricoles ou en ressources minérales, étude économétrique à l'appui.

Commerce et dotations factorielles : les études empiriques

Ainsi, Spilimbergo (1999) construit un modèle qui prend en compte trois types de dotations : la surface de terres cultivable par habitant, la proportion de la population avec un diplôme d'études supérieures et le stock de capital par travailleur. A partir de ces variables sont construits des indicateurs pour les dotations relatives, correspondant au rapport de la dotation au sein du pays concerné rapporté à la moyenne mondiale pondérée par la population et par le ratio d'ouverture de chacun des pays de l'échantillon. Cet échantillon comprend 320 observations pour 34 pays, pour lesquels est régressé le coefficient de Gini sur les indicateurs des dotations indépendamment puis en interactions avec l'ouverture commerciale. Dans cette étude, l'ouverture commerciale est mesurée par un indice construit par les auteurs, qui est le résidu d'une régression du ratio commerce/PIB sur des variables géographiques, sur le PIB par tête, une tendance temporelle et sur l'écart entre la dotation nationale et la dotation moyenne dans le monde, élevé au carré. Cette régression permet de mesurer l'exposition du pays aux flux commerciaux, indépendamment de ses caractéristiques géographiques et physiques et des progrès dans le domaine du transport (mesurée par la tendance temporelle) et surtout, indépendamment de l'évolution des dotations, qui dictent, dans le cadre HOSS l'évolution du volume des flux commerciaux. Le résidu de cette régression correspondant à la variation du volume de commerce qui n'est pas prédit par cette série de facteurs, permet de mieux prendre en compte la composante de l'ouverture qui serait liée à un processus de réforme. Ce résidu est donc intégré au modèle de départ, en interaction avec les dotations relatives, et l'impact de ces variables d'intérêt est alors estimé par l'estimateur des effets aléatoires. Cette analyse aboutit à déceler l'existence d'une relation significative entre la distribution des revenus et les différentes mesures de dotations relatives, intégrées en interactions avec l'ouverture commerciale. Cette relation suggère notamment que l'ouverture commerciale est associée à une hausse des inégalités dans les pays qui sont relativement bien dotés en travail qualifié et que à l'inverse, les pays relativement bien dotés en capital connaissent une réduction des inégalités.

L'étude de Gourdon et al. (2007), présente quelques similitudes avec celle de Spilimbergo, notamment dans le fait qu'elle analyse l'impact de la libéralisation commerciale en interaction avec les dotations relatives, qui d'ailleurs, sont construites dans ces deux articles

de façon similaire. Toutefois, l'article de Gourdon propose d'étudier plus finement l'effet des dotations relatives, puisque six types de facteurs sont intégrés : trois catégories de travail (non qualifié, qualification de base, hautement qualifié), la surface de terres cultivables, le stock de capital et une dotation pour les ressources en hydrocarbure, ces trois derniers facteurs étant rapportés au nombre de travailleurs. Par ailleurs, cette dernière étude apparaît plus robuste, du fait notamment qu'elle propose une prise en compte d'un nombre supérieur de variables de contrôle (de nature macroéconomique, démographique, institutionnelle), qu'elle intègre des effets-fixes par pays et des effets-fixes temporels et qui inclut des variables muettes pour tenir compte de la méthode de collecte employée dans la construction des indices de Gini, qui servent ici également de variables dépendante. Les auteurs travaillent ici sur des données agrégées en moyennes quinquennales, et s'étendent sur les années 1980 et 1990; une soixantaine de pays sont représentés, pour plus de 200 observations. Dans cette étude, la libéralisation commerciale est mesurée par le niveau des tarifs douaniers, qui est donné par le volume de taxe perçues sur les flux commerciaux entrant, rapportée aux importations. Les auteurs ont choisi cette variable pour sa bonne capacité à approximer le niveau de protectionnisme et à refléter les choix de politique économique dans ce domaine et pour sa bonne disponibilité. Elle est intégrée avec un retard de 5 ans, considérant que les réformes de libéralisation ont des effets sur la distribution des revenus qui sont diffus dans le temps.

Tout d'abord, les auteurs cherchent à tester les prédictions standards du cadre HOSS, selon lesquelles la mondialisation commerciale accroît les inégalités dans les pays du Nord, tandis qu'elle tend à les diminuer au sein des pays du Sud. Pour cela, il régresse le coefficient de Gini sur le niveau de PIB par tête, en interaction avec la variable mesurant l'ouverture commerciale. D'après cette estimation, l'ouverture seule est associée avec une hausse des inégalités tandis que l'ouverture en interaction avec le niveau de revenu est associée à un coefficient négatif, ce qui est cohérent avec les prédictions standard. Ce résultat diverge toutefois de ceux trouvés par Barro (2000) et Ravallion (2001) (voir plus haut). Les auteurs expliquent que cela provient de la sensibilité de ce type d'estimation à leur spécification, qui inclut des effets-fixes et des variables muettes pour le type de Gini. Par la suite, les différentes mesures de dotations sont intégrées à la régression, toujours en interaction avec l'ouverture. Cette étape de l'analyse révèle notamment que la libéralisation

est associée à une hausse des inégalités dans les pays où le travail hautement qualifié est abondant, comme le prédit la théorie standard. Dans les pays relativement bien dotés en capital et dans ceux qui sont dotés en capital humain non éduqué, l'ouverture est corrélée avec une augmentation des inégalités également.

Des régressions sur des quantiles sont réalisées également, de façon à tester la robustesse des résultats précédents et pour analyser avec plus de précision l'impact distributif des réformes de libéralisation commerciale. La disponibilité des données est moindre pour les quantiles. En effet, l'échantillon se réduit à 146 observations et la dimension temporelle se limite désormais à trois épisodes, ce qui est peu pour une estimation par effets-fixes, basée sur la variation intra-individuelle. Les estimations perdent de ce fait en précision et en robustesse, mais demeurent cohérentes avec celles qui sont associées aux indices de Gini.

Toujours dans l'idée de tenir compte des dotations dans l'analyse de l'impact distributif du commerce avec l'extérieur, Fisher (2001), élabore un modèle théorique où le ratio entre ressources naturelles et force de travail détermine la nature des exportations dans lesquelles se spécialisent les pays et se faisant l'impact du commerce sur la distribution. Les pays qui exportent des biens intensifs en ressources naturelles connaissent une hausse des inégalités, tandis que ceux qui exportent des biens intensifs en travail voient les inégalités se réduire. C'est donc naturellement que Fisher propose une régression dans laquelle l'impact de l'ouverture est mesuré en interaction avec les dotations, cette fois-ci relatives non pas aux niveaux de dotations moyens du reste du monde, mais relatives à la force de travail interne aux pays uniquement. Un panel d'une soixantaine de pays est ainsi constitué, où le coefficient de Gini sert là encore de variable dépendante et où l'indice de Sachs-Warner permet de mesurer l'ouverture au commerce. Il s'agit d'un indice, qui prend la valeur 1 ou 0, selon que le pays est considéré comme ouvert au commerce ou non² (Sachs, Warner, 1995). Conformément aux résultats théoriques de Fischer, les estimations ainsi effectuées,

2. Un pays est considéré comme ouvert si aucun de ces cas de figure ne s'y applique:

- les barrières non tarifaires couvrent plus de 40% des échanges;
- les droits de douane sont en moyenne supérieurs ou égaux à 40%;
- existence d'une prime sur le marché noir (écart entre le taux de change sur le marché parallèle et le taux de change officiel) de plus de 20%;
- le pays est sous régime socialiste;
- existence d'un monopole d'État sur les exportations principales.

par effets-fixes et par effets aléatoires, l'ouverture, en interaction avec le ratio ressources naturelles/travail est associée avec une hausse des inégalités.

Mais au-delà de la nature de ces résultats, ces trois différentes études révèlent l'importance de prendre en compte les conditions initiales, matérialisées ici par les dotations relatives, pour identifier l'impact conditionnel du commerce. La théorie économique récente suggère la prise en compte d'autres types de caractéristiques, telles que le développement financier.

3. Cadre théorique de référence

Foellmi et Oechslin (2010) construisent un modèle pour étudier l'impact de l'ouverture commerciale dans les pays en voie de développement, caractérisés par d'importantes imperfections sur le marché financier. Ils proposent donc d'analyser l'impact de la libéralisation dans des contextes caractérisés par des frictions sur le marché du crédit, sur la distribution des revenus entre les entrepreneurs, partant du constat que ceux-ci constituent une part majeure de la force de travail dans les pays en développement. Bon nombre de modèles théoriques se concentrent sur l'analyse de l'impact du commerce sur la distribution des salaires, ou à défaut, sur l'évolution du rendement des facteurs de production. Du fait de la structure de la force de travail qui est inhérente aux pays en développement, qui comprend un grand nombre de travailleurs à leur propre compte, le cadre HOSS explique difficilement l'augmentation des très hauts revenus qui est survenue dans certains pays en développement et en transition depuis la fin des années 1980. Ce modèle donc, propose de se concentrer sur le rendement de l'investissement après libéralisation commerciale parmi les entrepreneurs.

En autarcie, les entrepreneurs les mieux dotés en capital ne peuvent pas investir intégralement le capital dont ils disposent, compte tenu de la taille limitée du marché intérieur, qui implique que le rendement du capital est décroissant. Initialement, le capital est réparti inégalement entre les entrepreneurs. Ainsi, les entrepreneurs les plus riches décident de prêter la part de leur capital qui n'est pas investi dans leur activité productive. Ce capital sert à financer l'activité des entreprises les moins bien dotées en capital, via le marché financier.

Dans ce contexte, le marché du crédit souffre de frictions, qui ont pour conséquence de rationner le crédit. Les contrats liés à l'obtention de crédits sont imparfaits, car le créancier

n'est pas protégé à hauteur du prêt qu'il accorde. Le bénéficiaire du prêt peut, compte tenu des insuffisances des règles contractuelles, échapper partiellement au remboursement attendu par le créancier en cas de défaut. Par conséquent, le montant des prêts que les prêteurs sont disposés à accorder est limité, à un seuil qui correspond à la somme que le créancier est sûr de recouvrer en cas de défaut. C'est pour cette raison que le crédit est rationné; ce rationnement est d'autant plus important que les imperfections sur les marchés financiers sont fortes. Ainsi, pour avoir accès au montant désiré de crédit dans un tel contexte, les emprunteurs doivent disposer d'un capital de départ, qui sert d'apport que le créancier pourra saisir en cas de défaut. La capacité d'emprunt maximale est limitée, et elle est fonction du niveau de ce capital initial. Pour pouvoir obtenir le volume de financement permettant de réaliser l'investissement optimal, qui permettrait de profiter au mieux de la situation de monopole qui est conférée par l'autarcie, il faut disposer d'un niveau de richesse initiale qui est d'autant plus important que le marché du crédit est imparfait. Il existe donc un groupe de producteur qui est confronté à une contrainte de crédit qui limite la taille de leur activité. Par conséquent, cette configuration, où le capital initial est réparti inégalement et le marché du crédit est imparfait, donne lieu à une distribution de la taille des entreprises qui est d'autant plus inégale que les imperfections sont fortes.

Dans ce contexte de frictions, l'équilibre en autarcie est caractérisé par deux résultats importants. Premièrement, à l'équilibre, le coût du capital est fixé à un niveau inférieur à celui qu'il aurait été en l'absence d'imperfections. La demande de capital est décroissante avec le taux d'intérêt, qui détermine en partie le niveau de rationnement du crédit : un taux d'intérêt élevé réduit la part de revenu que le créancier peut recouvrer en cas de perte et donc réduit la capacité d'emprunt maximale que peuvent contracter les entrepreneurs les moins bien dotés en capital initial. L'offre de capital agrégée est quant à elle inélastique et exogène par rapport au taux d'intérêt, et déterminée par rapport au niveau de richesse initiale des prêteurs. Donc, du fait des imperfections sur le marché du crédit, qui rend décroissante la demande de capital, le niveau du taux d'intérêt se fixe à un niveau relativement bas par rapport à ce qu'il serait dans un environnement sans frictions, c'est-à-dire au niveau du rendement marginal du capital, qui serait alors égal entre toutes les firmes.

Deuxièmement, l'écart de revenu entre entrepreneurs tend à se réduire. Le fait que le rendement de l'investissement soit décroissant limite la taille des entreprises à un certain seuil. Donc, le rendement de la richesse initiale se réduit progressivement pour les entrepreneurs dont la firme a déjà atteint la taille optimale, étant donnée la faiblesse relative du taux d'intérêt. A l'inverse, les entrepreneurs les moins riches, qui disposent d'un pouvoir de marché produisent des biens rares, pour lequel le prix de vente est relativement élevé par rapport à ce qu'il serait dans une situation d'absence de contraintes à l'investissement, dans laquelle leur offre se fixerait à un niveau supérieur. Ainsi, à mesure que la richesse initiale est importante, le revenu marginal qu'elle permet de générer décroît. La distribution des revenus est alors moins inégale que ne l'est celle de la richesse initiale, car les entrepreneurs les moins riches disposent d'un pouvoir de marché et bénéficient d'un taux d'intérêt relativement avantageux.

Après suppression complète des barrières au commerce, les producteurs locaux sont exposés à la concurrence internationale. Le niveau des prix est désormais fixé selon la loi du prix unique, qui s'applique pour les biens échangeables, désormais à un niveau inférieur à ce qu'il était en autarcie, à plus forte raison pour les biens produits par les producteurs pour lesquels l'investissement était rationné. Le taux d'intérêt vient se fixer à un niveau supérieur à ce qu'il était en autarcie, du fait notamment de l'augmentation du rendement marginal de l'investissement, qui est consécutif à l'ouverture des frontières.

L'ouverture commerciale accroît les inégalités de revenus entre les différents groupes d'entrepreneurs. Les investisseurs les moins riches, qui ne disposaient pas du niveau de richesse initiale permettant de réaliser l'investissement initial bénéficiaient de conditions avantageuses en autarcie (taux d'intérêt bas, pouvoir de marché) permettant de réduire l'écart de revenu entre groupe d'entrepreneurs, mais qui disparaissent après libéralisation. A l'inverse, les producteurs les mieux dotés, qui en autarcie était confronté à une situation de faible rendement de l'investissement, peuvent, suite à l'ouverture, profiter désormais de nouvelles opportunités et peuvent accroître le volume de leurs investissements et la taille de leurs entreprises.

4. Construction de la base de données et choix des variables

4.1. Les mesures des inégalités

Quelle mesure pour les inégalités entre entrepreneurs ?

Trois critères guident le choix de la base de donnée en vue de construire la variable dépendante. Tout d'abord, on doit pouvoir mesurer les inégalités de revenus issus de l'entrepreneuriat, conformément à l'analyse théorique de Foellmi et Oeschlin. Ensuite, il faut que nous puissions construire un échantillon de taille suffisante afin de réaliser des estimations suffisamment précises. Enfin, il est important que les données portant sur les inégalités ne soient pas mesurées avec trop d'erreurs susceptibles d'affecter la précision des estimations, voire de biaiser l'estimation des coefficients.

Tout d'abord, il n'existe pas de base de données permettant de mesurer directement les inégalités entre entrepreneurs dans un tel contexte. Aussi, on va devoir utiliser un indicateur plus global de la distribution des revenus. Pour ce qui est de la qualité et de quantité des données, des efforts significatifs ont été réalisés depuis une quinzaine d'années pour mettre à disposition des chercheurs des bases de données qui soient assez riches pour permettre la constitution d'échantillons de taille acceptable, et pour s'assurer de la qualité et de la cohérence des données, en vue de permettre d'effectuer des analyses dans le cadre de régressions en coupe transversale. Gardons cependant à l'esprit que ce type de données est nécessairement mesuré avec erreur, quand bien même elles ont fait l'objet d'un tri visant à assurer une certaine qualité. De plus, notre analyse porte sur un panel de pays en développement et en transition, ou les revenus provenant du secteur informel, non nécessairement déclarés lors des enquêtes auprès des ménages, constituent parfois une part importante des revenus totaux. Dans un tel contexte, nous devons nous résoudre à travailler avec des données bruyantes, susceptibles d'affecter la variance des estimateurs et la puissance des tests d'hypothèse. Ceci est d'autant plus vrai que l'on ne dispose pas de mesure directe du revenu des entrepreneurs. Étant donné que l'on ne connaît rien, à priori, de la distribution de l'erreur de mesure, on est contraint de formuler une hypothèse, selon laquelle elle ne constitue pas un biais systématique sur la mesure des variables d'intérêt.

Deux grandes bases de données permettent de remplir assez correctement les deux derniers critères que nous nous sommes fixés. Il s'agit de la base de données de Deininger et Squire (1996) et celle de Galbraith et Kum (2005), qui serviront à construire nos variables dépendantes.

Deininger et Squire (1996)

Cette base de données a été construite à partir d'une imposante collecte de coefficients de Gini issus de diverses sources. Au total, plus de 2600 Ginis ont ainsi été rassemblés. Le grand intérêt de cette base, c'est qu'un tri a été réalisé par les auteurs afin de différencier les observations de haute qualité de façon à limiter les erreurs de mesure. Pour ce faire, trois critères ont été appliqués :

Le ménage ou l'individu comme unité d'observation. Les Ginis proviennent d'enquêtes menées auprès de ménages ou d'individus. Ont ainsi été exclues les données construites à partir de comptes nationaux, basées sur des hypothèses fortes concernant la distribution des revenus au sein du pays servant à inférer la distribution au niveau national. Les auteurs justifient ce choix en expliquant que cette méthode est réalisée en général du fait de la faible disponibilité des informations quant aux revenus des ménages, et que par conséquent, il est difficile de vérifier sa robustesse.

La prise en compte de la population dans son ensemble. Les enquêtes desquelles sont issus les Ginis doivent également remplir comme condition d'avoir été réalisées à partir d'échantillon représentatifs de la population dans son ensemble. Ainsi, sont exclues les études menées sur les individus économiquement actifs, c'est-à-dire menées à partir du montant des prélèvements fiscaux ou alors des salaires perçus. De même, celles qui ne concernent que les populations urbaines ou alors rurales ne sont pas retenues. Les auteurs expliquent que des biais significatifs résultent d'enquêtes réalisées pour des sous-ensembles. Ils contestent d'ailleurs l'idée, répandue chez certains analystes, selon laquelle ce biais est constant dans le temps, et que l'on peut donc déduire d'observations à partir de sous-ensembles les informations concernant le niveau national, arguant que la différence de revenu entre les différents types de population dans un pays donné est loin d'être constant dans le temps. Ainsi, de larges pans de la base de données originelle ont été mis de côté,

notamment ceux se rapportant à l'Amérique Latine, ou un grand nombre d'enquêtes ont été réalisées dans des zones urbaines uniquement.

La comptabilisation de l'ensemble des revenus ou des dépenses. Enfin, le dernier critère de sélection se rapporte à la nécessité de privilégier autant que possible les observations liées à des enquêtes prenant en compte la totalité des sources de revenus. Cependant, la prise en compte des revenus non monétaires est particulièrement difficile. En tout cas, les auteurs insistent sur la nécessité de comptabiliser les revenus autres que ceux qui proviennent des salaires perçus (par exemple pensions, revenus d'entrepreneuriat). Une prise en compte des salaires exclusivement des revenus du travail salarié résulte, selon les auteurs, en une surestimation du coefficient de Gini, en particulier dans les études où les individus ne percevant pas de salaires sont inclus.

La sélection ainsi effectuée selon ces trois critères résulte en une base de données de 682 observations, couvrant 108 pays, pour la période s'étalant de 1947 à 1996.

Estimated household inequality index (Ehii)

Galbraith et Kum (2005) construisent une base de données très dense, de plus de 3000 observations, permettant de constituer un panel équilibré. Leur base de données est élaborée à partir de celle de Deininger et Squire, qui présente certaines limites. En effet, les données de haute qualité sont assez déséquilibrées, et ne sont pas disponibles continûment dans le temps. De plus, du fait que les Ginis collectés soient construits selon différentes méthodologies induit un manque de cohérence entre les données, voire quelques anomalies, qui affectent la comparabilité des données entre pays mais aussi intra pays.

Pour remédier aux incohérences, Galbraith et Kum collectent des variables explicatives des inégalités, corrélées avec le Gini, de façon à effectuer une régression permettant d'extraire le bruit inhérent à ces indicateurs. Ainsi, ils proposent un modèle où ils régressent le Gini sur une série de variables muettes relatives à leur méthode de construction (basée sur dépenses/revenu; ménages/individus; bruts/nets) sur un indice de Theil mesurant les inégalités de salaires dans le secteur manufacturier accompagné de la part de l'emploi dans le secteur manufacturier. Les résidus de cette régression permettent ainsi de capter les erreurs de mesures et les variations liées aux changements de méthodologie. L'indice de

Gini ainsi ajusté est plus stable dans le temps et dans l'espace et permet donc, selon les auteurs, une meilleure comparabilité entre les données.

Cette démarche présente un second intérêt : en se servant des valeurs prédites de ce modèle, les auteurs sont capables d'estimer un grand nombre d'observations manquantes, car les variables explicatives retenues sont assez largement disponibles. A partir de l'indice de Theil pour les salaires et de la part de l'emploi dans le secteur manufacturier, les auteurs créent une base de données de 3179 observations, pour lesquelles de longues séries continues sont disponibles par pays.

La densité de cette base de données a pour avantage de permettre d'effectuer des régressions sur données annuelles, et ainsi de constituer des échantillons de bonne taille, permettant éventuellement de tester des spécifications relativement sophistiquées. Par exemple, Meschi et Vivarelli (2009) s'appuient sur cette base pour réaliser une étude sur l'impact de l'ouverture sur les inégalités selon la provenance et la destination des flux commerciaux. Ils réalisent cette étude avec un panel comprenant entre 700 et 800 observations, en incluant un paramètre dynamique pour la variable dépendante. Autre exemple, Gimet et Lagoarde-Segot (2011), s'appuyant sur la dimension longitudinale des données, réalisent une analyse SVAR afin d'analyser la relation entre développement financier et inégalités.

Cependant, pour des régressions sur des données agrégées, l'Ehii peut être moins adapté, car il est d'une relative stabilité dans le temps, et qu'il risque de manquer de variabilité après agrégation. Un autre inconvénient de cet indicateur est que du fait de sa construction basée sur les inégalités de salaires, on peut douter de sa capacité à capter correctement la dynamique du revenu des entrepreneurs. Pour cette raison, pour tester la cohérence de nos résultats avec le modèle de Foellmi et Oeschlin, on va devoir s'attacher à vérifier l'absence de corrélation entre nos variables d'intérêt et l'indice de distribution des salaires.

4.2. Les variables explicatives

L'ouverture commerciale : mesure de l'exposition ou mesure directe de la politique commerciale?

Il existe un débat assez riche entre les chercheurs portant sur le choix de la variable utilisée pour mesurer l'ouverture commerciale, notamment à propos de la robustesse des études

empiriques portant sur le lien entre ouverture et croissance économique (voir Rodriguez, Rodrick, 2001). Pour ce qui est de la littérature concernant le commerce et les inégalités, les auteurs utilisent le plus souvent deux types d'indicateurs (Splimbergo et al., 1999) : les indicateurs directs de politique commerciale (*incidence based*) et les indicateurs d'exposition aux flux commerciaux (*outcome based*).

D'un côté, le premier type d'indicateur a pour avantage de donner une mesure directe de la politique commerciale qui est suivie; le plus souvent ce sont les tarifs douaniers qui sont utilisés (voir Gourdon et al., 2007), qui sont la mesure la plus répandue de la politique commerciale suivie, car sans doute la plus aisée à mesurer. Mais ce type d'indicateur a pour inconvénient d'être rattaché à une facette trop restrictive de la politique commerciale d'un pays, qui dispose de divers instruments autres que celui-ci pour protéger son marché intérieur. Pour pallier à cette insuffisance des indicateurs synthétiques de politique commerciale sont parfois dérivés des mesures directes, comme par exemple l'indicateur de Sachs et Warner (voir plus haut) ou encore celui de Wacziarg et Welch (2003). Ce type d'indicateur, de nature dichotomique, est élaboré à partir de différents critères reliés à des éléments de politique commerciale. Ainsi, il permet une prise en compte des divers instruments qu'un pays peut utiliser pour ouvrir ou non son marché local. Mais il est construit à partir de l'interprétation de ses concepteurs et de plus, de par sa nature dichotomique, il ne permet pas de mesurer graduellement la libéralisation. De plus, du fait qu'il mobilise un nombre relativement important d'informations, ce type d'indice n'est pas d'une grande disponibilité, en particulier dans la dimension longitudinale, ce qui peut restreindre la constitution de panels.

Typiquement, le second type d'indicateur est le ratio d'ouverture commerciale (exportations + importations / PIB). Nous allons privilégier cette mesure, qui est la plus disponible et la plus répandue des mesures de libéralisation commerciale et qui donc est la plus avantageuse pour constituer un échantillon de taille convenable³. Notons cependant que ce ratio présente la limite d'être sensible à une multitude de sources de distorsions, et

³ Nos données portant sur l'exposition commerciale sont issues de la base de données de la Banque Mondiale, *World Development Indicators*.

d'être étroitement corrélé aux caractéristiques des pays (géographiques notamment). Face à cette limite, certains auteurs proposent un ajustement du ratio d'ouverture en le régressant sur une série de variables structurelles, exogènes par rapport à la politique commerciale (voir Spilimbergo et al., 1999, comme évoqué plus haut dans le texte). Les résidus de ce type de régression constituent alors l'écart entre le niveau de l'exposition qui est prédit par les variables exogènes et l'exposition qui se produit effectivement et constitue ainsi la part de la variation qui vraisemblablement est corrélée avec les chocs causés par les réformes de libéralisation commerciale.

Cette approche n'a d'intérêt surtout lorsqu'on effectue des régressions avec peu de variables de contrôle. Lorsqu'on effectue une régression avec effets fixes, la composante du commerce qui est liée aux caractéristiques physiques des pays est captée mécaniquement par l'estimateur, si tant est que ces caractéristiques soient stables dans le temps. Ensuite, l'ajout de variables de contrôle, exogènes par rapport à la politique commerciale mais corrélées avec le commerce directement dans la régression permet d'absorber la corrélation qui existe entre l'ouverture et ces variables. Enfin, le fait d'inclure une tendance temporelle permet de retrancher de la variable d'intérêt les effets qui sont liés notamment aux progrès techniques (baisse des coûts de transport, ...) et aux évolutions institutionnelles (accords de libre-échange) à l'origine globalement d'une hausse tendancielle du volume des flux commerciaux entre pays.

C'est pourquoi on se contente simplement d'inclure le ratio d'ouverture directement dans notre modèle empirique en tant que variable explicative, tout en prenant soin de tester la sensibilité du paramètre qui y est rattaché à différents types de spécifications et à l'inclusion de différents groupes de variables de contrôle. De plus, le fait d'avoir une mesure de l'exposition plutôt qu'une mesure directe de politique évite d'avoir à se questionner quant à savoir s'il faut inclure ou non la variable avec un retard. Plus précisément, une réforme qui se produit et qui se traduit par un changement de la valeur d'un indicateur de mesure directe, peut avoir des effets sur l'ouverture effective du pays qui probablement seront décalés dans le temps. Or, il peut être difficile d'évaluer quelle est la durée de diffusion de ce type de réformes. A contrario, une mesure de l'exposition traduit mieux le degré effectif d'ouverture d'un pays durant la période coïncidente. Enfin, le choix d'une mesure d'exposition est cohérent avec le cadre théorique qui nous sert de référence,

puisque c'est lorsque les entrepreneurs les plus riches exportent effectivement leur production que l'écart de revenu entre groupe d'entrepreneurs s'accroît. Du côté des petites entreprises, c'est le fait qu'elles soient exposées à l'arrivée de biens en provenance de l'extérieur, venant concurrencer la production locale qui marque la détérioration de leur situation après libéralisation. Le lien causal théorique apparaît plus évident avec un indicateur d'exposition qu'avec indicateur de mesure directe.

Le développement financier

Notre étude s'appuie sur une base de données publiée par la Banque Mondiale (Beck, Demirgüç-Kunt, 2009) qui comprend une bonne trentaine d'indicateurs de développement financier. Dans la lignée de cette publication, des études empiriques portant spécifiquement sur la relation entre développement financier et inégalités ont été menées (par exemple Gimet, Lagoarde-Segot, 2010). Auparavant, la question du lien entre développement financier et inégalités était abordée dans le cadre d'études plus larges (comme dans Li et al., 1998), en prenant bien souvent comme mesure du développement financier l'agrégat monétaire M2, rapporté au PIB. Cette mesure, assez large du développement financier peut constituer une bonne variable de contrôle, mais manque de finesse et de précision lorsqu'il s'agit d'en faire une variable d'intérêt.

Dans le modèle de référence, le développement financier est une notion qui a trait à la capacité des créanciers à garantir le respect des contrats qui les lient à leurs débiteurs. Il n'y a malheureusement pas de variables disponibles qui permettent de mesurer directement la qualité du cadre contractuel. Mais dans le modèle, ces imperfections ont pour conséquence directe d'entraîner une contrainte de crédit. C'est pourquoi on considère qu'un indicateur du volume de crédit pourrait constituer une mesure acceptable, mais imparfaite, du développement financier. Plus précisément, on choisit de prendre l'indicateur *total des crédits accordés par les banques de dépôt et les autres institutions financières au secteur privé / PIB* pour mesurer les imperfections sur le marché financier.

Les variables de contrôles

On inclut une série de variables de contrôle dans le modèle, pour limiter l'endogénéité des variables d'intérêt. Plutôt que d'inclure l'ensemble de ces variables dans le modèle

simultanément, on procède en réalisant des tests de sensibilité à l'inclusion de différents groupes de variables, qui se rapportent au développement financier, au capital humain et aux politiques macroéconomiques.

Pour limiter le risque d'endogénéité dans l'estimation du paramètre lié au crédit, on prend soin d'intégrer des variables de contrôle qui sont liées au développement financier, susceptibles d'être corrélées avec la variable d'intérêt et avec la distribution des revenus. Dans cette optique, on intègre notamment le *volume des dépôts réalisés auprès des banques et institutions financières par le secteur privé / PIB*. On testera également la sensibilité des variables d'intérêt à l'inclusion de l'agrégat M2, qui donne une mesure plus globale du développement financier et qui donc recouvre des aspects susceptibles d'influencer les inégalités de revenus, sans qu'ils soient pris en compte par le crédit seul.

Il est important également de tenir compte des dotations des différents pays en capital humain. Dans le cadre HOSS, les dotations en capital humain ont un impact à la fois sur la distribution des revenus et à la fois sur la structure du commerce, il nous faut donc tester la sensibilité de l'ouverture commerciale à l'inclusion de ces variables. Il en va de même pour le développement financier, qui conditionne l'accès de la population à l'éducation supérieure. Les données sur le capital humain proviennent de la base de données de Barro et Lee (2010), et elles mesurent la part de la population de plus de 15 ans qui dispose d'un diplôme, selon qu'il s'agisse d'un diplôme de niveau primaire, secondaire ou encore universitaire, à partir de données de recensement. Ces données portent sur 146 pays, de 1950 à 2010 tous les 5 ans. Elles sont donc largement disponibles, en tout cas suffisamment pour qu'on puisse privilégier cette variable aux taux de scolarisation. Cet indicateur est d'une part moins cohérent avec le cadre HOSS, car ils traduisent un flux et non un stock (il s'agit de la part de la population scolarisée au moment t) et a également pour inconvénient d'être assez sensible aux chocs de nature politiques, institutionnels ou démographiques, qui peuvent générer de l'endogénéité et du bruit.

Ensuite, on va tester la sensibilité des estimations à une courbe de Kuznets. Simon Kuznets est le premier chercheur à s'être intéressé aux déterminants des inégalités dans l'après-guerre. Sa contribution, bien que très controversée, a été très largement débattue et elle l'est encore aujourd'hui. Les résultats de Deininger et Squire notamment (1998), semblent contredire l'hypothèse de Kuznets, selon laquelle il existe une relation en u inversée entre

le niveau de revenu et le niveau des inégalités, conformément à l'idée qui se répand durant les années 1990, au sein des chercheurs, selon laquelle cette hypothèse est désuète (voir Atkinson, 1996). Cependant, alors que les années 2000 ont vu l'intérêt pour le sujet décliner, une série de travaux récents, utilisant des méthodes non paramétriques (Huang, Lin, 2007) ou alors basés sur des régressions à partir de quantiles (Huang et al. 2007) obtiennent des résultats qui tendent à donner à nouveau du crédit à l'hypothèse de Kuznets. Nous n'apporterons pas de réponse définitive à propos de l'opportunité d'inclure ou non une relation de Kuznets dans un modèle empirique à propos des inégalités, mais on testera la sensibilité des résultats obtenus selon le choix qui est fait. On modélise cette relation, comme suggéré par Anand et Kanbur (1993) en incluant le revenu moyen par habitant et le revenu élevé au carré.

Enfin, on teste la sensibilité à l'inclusion de variables macroéconomiques, qui sont des proxy pour les réformes et politiques économiques susceptibles d'influer les inégalités et d'être corrélées au commerce. En effet, les pays qui connaissent des processus d'ouverture connaissent fréquemment, en parallèle, des réformes dans d'autres domaines macroéconomiques. Les organisations internationales adressent des recommandations aux pays, lorsqu'ils sont endettés, qui regroupent diverses réformes. Les plans d'ajustement structurels préconisés par le FMI dans les années 1980 et 1990 par exemple, comprennent un plan de stabilisation accompagné d'un volet de réformes structurelles diverses (libéralisations, privatisations, ouverture commerciale, du compte de capital...) qui affectent la distribution des revenus. Plus généralement, les pays qui connaissent une réforme d'ouverture commerciale le font parfois dans le cadre de réformes plus globales de libéralisation de l'économie.

Ainsi, on inclut des variables macroéconomiques, provenant également de la Banque Mondiale, qui sont très disponibles et très globales, pour ne pas affecter la taille de l'échantillon. Le niveau d'inflation sert de variable proxy pour l'application de politiques de stabilisation (Gourdon et al., 2007). On intègre également le niveau de dépenses gouvernementales, pour approximer le niveau d'intervention étatique et le niveau de redistribution des richesses. Enfin, l'exposition aux investissements directs en provenance de l'étranger, certainement corrélée avec l'exposition aux flux commerciaux servira également de variable de contrôle. Toutefois, on ne dispose pas de variables pour tenir

compte directement des diverses réformes de libéralisation et de privatisation pouvant affecter les économies.

5. Analyse empirique

5.1. Description de l'échantillon

Tout d'abord, on réalise une analyse sur données annuelles en prenant comme variable dépendante l'Ehii pour mesurer la distribution des revenus. La structure de cette base de données, qui est dense et équilibrée, avec peu de données manquantes permet de réaliser ce type d'exercice. Le fait de travailler sur des données annuelles permet de constituer un échantillon de taille convenable, quand bien même on décide de trier les observations pour garder celles qui nous paraissent les plus appropriées.

Tout d'abord, on exclut de l'échantillon les pays de l'OCDE, pour restreindre l'analyse aux pays en voie de développement et en transition, comme suggéré dans l'article de Foellmi et Oeschlin. Également, sont exclus les pays de l'ex-bloc soviétique, qui ont connu d'importants bouleversements et de nombreuses réformes depuis l'éclatement de l'URSS, ayant affecté de façon assez importante la distribution des revenus. Les pays-membres de l'OPEP ont été retirés de l'étude également, du fait que leurs exportations sont sensibles à un certain nombre de chocs (découverte de gisements, variation du prix des hydrocarbures par exemple), pouvant également influencer sur la distribution des revenus du fait que ces ressources sont généralement distribuées inégalement.

Ensuite, on restreint l'analyse aux années 1990. Ceci tend à rendre le panel plus équilibré que si il couvrait une longue période, pour laquelle certains pays disposeraient de très longues séries, ce qui par ailleurs peut causer des problèmes de stationnarité. De plus, les années 1990, durant lesquelles se sont intensifiés les flux de marchandises constituent une période intéressante pour étudier l'impact de la mondialisation commerciale. D'autre part, il s'agit de la période pour laquelle le plus de données sont disponibles. Toutefois, on a exclu les observations d'après 1997, période durant laquelle est survenue la crise asiatique, qui s'est propagée par la suite à d'autres pays émergents. On obtient ainsi un échantillon assez resserré, qui couvre 8 années. On ne garde que les pays avec au moins 3 observations,

pour limiter le déséquilibre du panel. L'échantillon comprend 269 observations et 45 pays, pour lesquels de 3 à 8 observations sont disponibles (voir Tableau I).

Tableau I. Pays compris dans l'échantillon et nombre d'observations

Pays	Obs.	Pays	Obs.	Pays	Obs.
Albania	3	Gabon	5	Nepal	3
Argentina	5	Ghana	3	Pakistan	3
Armenia	4	Guatemala	6	Panama	7
Bolivia	8	Honduras	6	Peru	6
Botswana	6	India	8	Philippines	8
Brazil	4	Indonesia	7	Senegal	8
Cameroon	8	Jordan	8	South Africa	6
Central African R	4	Kenya	8	Sri Lanka	8
Chile	8	Lesotho	3	Syrian Arab Republic	3
Colombia	7	Malawi	8	Tanzania	6
Costa Rica	8	Malaysia	8	Thailand	4
Côte d'Ivoire	4	Mauritius	8	Tonga	4
Egypt, Arab Rep.	8	Mexico	8	Turkey	8
El Salvador	3	Mongolia	4	Uganda	6
Fiji	5	Morocco	8	Uruguay	6
Total	269				

Si l'ensemble des régions sont représentées, elles ne le sont pas à parts égales. Cela dépend en partie du fait que le système de classification auquel nous nous référons, est assez déséquilibré. Par exemple, dès le départ, l'Asie du Sud ne comprend que 9 pays, alors que les Caraïbes, à elles seules, en comptent environ une trentaine. Ensuite, du fait que l'on ait retiré les ex-pays du bloc soviétiques, la région Europe et Asie centrale se trouve être sous-représentée (voir Tableau IIa). En revanche, la répartition par années est plus homogène, puisqu'il y a entre 30 et 40 observations pour chaque année de l'échantillon (Tableau IIb).

Tableau IIa. Nombre de pays et d'observations dans l'échantillon, par régions

Region	Observations	Nombre de pays
Afrique sub-saharienne	83	14
Amérique latine et Caraïbes	82	13
Asie de l'Est et Pacifique	40	7
Asie du Sud	22	4
Europe et Asie centrale	15	3
Moyen Orient et Afrique du Nord	27	4
Total	269	45

Tableau IIb. Nombre d'observations dans l'échantillon, par années

Années	Observations
1990	31
1991	31
1992	32
1993	36
1994	39
1995	35
1996	34
1997	31

5.2. Statistiques descriptives

Données de l'échantillon et ensemble des données disponibles

On rapporte les statistiques descriptives obtenues de l'échantillon et du total des données disponibles (Tableau III), en prenant soin de sélectionner les observations appartenant au même intervalle de temps et qui correspondent également aux pays en développement. Les pays de l'échantillon sont en moyenne moins ouverts de 10 points que l'ensemble des pays; ils sont également plus exposés au crédit, de près de 5 points de plus. Cela est certainement lié au fait que les pays qui ont le moins d'observations et qui donc sont mécaniquement exclus de l'échantillon ont une structure qui diffère de ceux qui en ont le plus, alors que les données y sont mesurées avec davantage d'erreur. Il est également possible que le fait d'avoir exclu les ex-pays soviétique ainsi que ceux de l'OPEP soit à l'origine de ces écarts. Cependant, compte tenu de l'ampleur de l'écart type qui est associé à ces variables, on peut difficilement affirmer que ces différences sont statistiquement significatives. Il est par ailleurs intéressant de noter que la construction de l'échantillon a permis de nettoyer les données de quelques valeurs excentriques. Notamment, pour l'ouverture commerciale, le niveau maximal d'ouverture est de plus de 900% pour l'ensemble des données. Pour l'échantillon, le maximum atteint est de 140% environ.

Tableau III. Statistiques descriptives : échantillon et ensemble des données (1990-1997, pays hors OCDE)

Variable (%)	Échantillon			Ensemble des données		
	Observations	Moyenne	Écart type	Observations	Moyenne	Écart type
Ehii	271	45,60	4,98	469	44,64	5,82
(X+M)/PIB	271	50,54	29,20	963	60,69	56,88
Crédit/PIB	271	29,95	24,99	743	24,02	21,82

Statistiques détaillées par régions et par années

Les indices Ehii sont relativement proches d'une région à une autre, car cette variable, par construction, est relativement stable dans l'espace. La région la plus inégalitaire semble être l'Europe et l'Asie centrale, mais cette partie de l'échantillon a été très largement tronquée après le retrait des anciens pays soviétiques, et donc cette valeur est très peu représentative. Il en va de même pour l'Asie du Sud et pour le Moyen Orient, qui pour rappel, ne comprennent que 4 pays chacun. On peut accorder plus d'intérêt aux chiffres des autres régions : l'Asie du Sud-Est, dont le ratio d'ouverture atteint en moyenne 80% semble être la région la plus exposée au commerce de l'échantillon. L'Amérique latine apparaît comme étant la moins ouverte, avec un ratio d'ouverture inférieur à 40%. Pour ce qui est du développement financier, c'est également au sein de l'Asie du Sud-Est que le volume de crédit/PIB est le plus important (plus de 50 % du PIB) et il deux fois moindre en Afrique sub-saharienne (environ 24 % du PIB) et il est également faible en Amérique latine (28 %). On peut noter les niveaux de développement financier particulièrement bas de l'Asie du Sud (20%) et de l'Asie centrale (10%), mais encore une fois, ces sous-échantillons sont très peu représentatifs.

Tableau IV. Statistiques descriptives par régions

Region	Ehii	(X+M)/PIB	Crédit/PIB
Afrique sub-saharienne	46,34	53,35	23,83
Amérique latine et Caraïbes	45,4	38,12	28,46
Asie de l'Est et Pacifique	44,86	79,34	52,65
Asie du Sud	43,65	38,1	19,41
Europe et Asie centrale	48,03	39,94	9,61
Moyen Orient et Afrique du Nord	45,27	52,77	39,96

L'analyse des moyennes calculées par années permet de dresser deux constats (Tableau V). Premièrement, il apparaît que les données suivent une tendance à la hausse, qu'il conviendra de corriger pour éviter de biaiser les estimateurs. On reviendra sur ce point plus en détail par la suite, au moment de spécifier le modèle. Deuxièmement, les données ne semblent pas indiquer la présence de chocs trop importants à la baisse. Le fait que l'échantillon ne comprenne pas les données d'après 1997, correspondant à la crise asiatique permet d'éviter d'avoir à traiter des données qui seraient affectées par un tel choc.

Tableau V. Statistiques descriptives par années

Années	Ehii	(X+M)/PIB	Crédit/PIB
1990	44,48	46,57	29,18
1991	44,04	45,26	28,18
1992	45,02	49,60	27,09
1993	45,83	51,63	29,98
1994	46,29	52,83	30,76
1995	46,53	52,44	28,25
1996	46,28	51,49	32,31
1997	46,06	53,65	33,84

5.3. Analyse de l'impact moyen du commerce

Tout d'abord, on propose une régression où l'ouverture commerciale et notre mesure du développement financier sont régressés simplement, sans interaction, en supposant que l'impact du commerce sur les inégalités est le même pour tous les pays, hypothèse que l'on relâchera par la suite. On propose donc la régression suivante :

$$Ehii_{it} = \alpha_0 + \alpha_1((X + M) / PIB)_{it} + \alpha_2(Crédit / PIB) + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{it}^k + \varepsilon_{it}$$

$$i = 1, \dots, 45$$

$$t = 1990, \dots, 1997$$

La régression porte donc sur les 45 pays de l'échantillon, désignés par i et sur les 8 années, de 1990 à 1997. On intègre dans ce modèle de base, en tant que variables de contrôles, qui sont comprises dans le capital humain basique (de niveau primaire et secondaire, agrégés) et de niveau supérieur, ainsi que l'indicateur dépôts/PIB. Successivement, on teste la

sensibilité de ce modèle à différentes spécifications : effets-fixes, effets aléatoires et effets temporels (Tableau VI). Sachant que les données portant sur le stock de capital humain ne sont disponibles que par 5 ans, on a estimé les valeurs annuelles par interpolation linéaire. On utilise les écarts-types de Huber-White, robustes à l'autocorrélation intra-individuelle.

Tableau VI. Estimation de l'impact moyen du commerce

Variable dépendante	Ehii	Ehii	Ehii	Ehii
(X+M) / PIB	0,046 (0,0253)*	0,095 (0,0355)***	0,036 (0,0254)	0,069 (0,0418)
Crédit / PIB	-0,018 (0,0217)	-0,047 (0,0374)	-0,032 (0,0198)	-0,053 (0,0368)
Dépôts / PIB	-0,061 (0,0350)*	0,036 (0,0701)	-0,062 (0,0351)*	0,022 (0,0671)
HK basique	0,007 (0,0387)	0,143 (0,1292)	-0,018 (0,0353)	-0,092 (0,1548)
HK supérieur	0,142 (0,1107)	-0,011 (0,1292)	0,035 (0,1078)	-0,419 (0,2977)
Constante	45,229 (1,9352)***	36,297 (4,1995)***	46,423 (1,9590)***	46,606 (5,731)***
Effets fixes	non	oui	non	oui
Effets temporels	non	non	oui	oui
R2 intra	0,0607	0,0889	0,0924	0,1108
Observations	269	269	269	269
Nb. de pays	45	45	45	45

Note : Écarts-types robustes entre parenthèses (Hubert-White). ***significatif à 1%, **5%, *10%

Le signe de l'ouverture et du crédit demeure le même quelle que soit la spécification retenue. L'ouverture commerciale est corrélée positivement avec les inégalités, tandis que le crédit est associé à une baisse des inégalités. En revanche, la valeur des coefficients et le niveau de significativité qui y sont associés sont assez sensible à l'inclusion d'effets fixes pour les pays et pour les années. En particulier, le fait d'intégrer des effets fixes pour les années fait chuter la significativité du coefficient qui est associé au commerce, de telle sorte qu'on ne peut rejeter l'hypothèse de nullité de ce coefficient. Le coefficient associé au crédit quant à lui est toujours négatif, mais jamais significatif. Les estimations rattachées aux variables de contrôle sont également affectées par la spécification. La relation entre inégalités et la variable dépôt / PIB est significative et négative avec effets aléatoires et

positive et non significative avec effets fixes. Le capital humain est associé positivement à la variable dépendante en l'absence d'effets temporels mais son signe devient négatif dès lors que ces effets sont inclus.

Ces résultats suggèrent deux idées. Premièrement, on va devoir accorder un soin particulier au choix du modèle, étant donné la sensibilité des résultats aux différentes spécifications. Deuxièmement, il apparaît que l'étude de l'impact du commerce sans interaction donne des résultats décevants. S'il semble y avoir une corrélation positive entre le commerce et les inégalités, la significativité rattachée à ce coefficient chute dès lors que l'on contrôle pour la tendance temporelle.

5.4. Quelle spécification pour tester l'impact conditionnel du commerce?

Afin de tester les prédictions théoriques du modèle de référence, on veut tester l'impact conditionnel du commerce aux niveaux de développement financier, plutôt que son impact moyen. Pour cela, on inclut dans la régression nos mesures de l'exposition au commerce et de disponibilité du crédit en interaction, afin de tester l'hypothèse selon laquelle l'impact distributif du commerce diffère selon le niveau de développement financier. Cette spécification est d'ailleurs conforme à ce que suggère Ravallion (2001), lorsqu'il préconise d'étudier l'impact de la libéralisation commerciale en interaction avec les conditions initiales. De même, c'est le type de technique qui est généralement utilisée dans le cadre d'étude effectuées en vue de mesurer l'impact du commerce conditionnellement aux dotations factorielles (voir revue de la littérature section 2). Il faut prendre soin d'intégrer le développement financier seul et en interaction avec le commerce, afin d'absorber la corrélation entre ces deux variables, susceptible de biaiser l'estimation du coefficient de la variable en interaction.

On estime alors :

$$Eh_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1((X+M)/PIB)_{i,t} + \alpha_2((X+M)*Crédit)_{i,t} + \alpha_3(Crédit/PIB)_{i,t} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{i,t}^k + \varepsilon_{i,t}$$

$$i = 1, \dots, 45$$

$$t = 1990, \dots, 1997$$

Conformément à l'analyse théorique à laquelle on se réfère, on attend que le coefficient du commerce seul soit positif et que celui du commerce en interaction avec le développement financier soit négatif. En effet, il est attendu que l'exposition au commerce, dans un contexte de forte friction sur le marché de crédit (mesuré ici par un niveau faible de disponibilité du crédit) soit associée à une hausse des inégalités, cet impact étant atténué en cas de faibles contraintes de crédit, qui se traduit par un niveau élevé de crédit distribué.

On procède désormais aux tests permettant de déterminer l'opportunité d'intégrer ou non des effets-fixes et des effets-temporels dans la régression, dont l'absence peut générer des biais, mais dont l'inclusion peut s'avérer coûteuse en degré de liberté. C'est pourquoi il est utile de tester l'existence de différences systématiques entre les modèles avec et sans effets-fixes.

Effets fixes ou effets aléatoires ?

On effectue les deux types de régressions, rapportées dans le Tableau VII. À cette étape, les régressions n'incluent pas d'effets temporels.

Tableau VII. Effets aléatoires et effets-fixes

Ehii	Coef.	Écart-type HW	Coef.	Écart-type HW
(X+M)/PIB	0,072	0,0219***	0,126	0,0358***
(X+M)*Crédit (x100)	-0,071	0,0349**	-0,080	0,0476*
Crédit/PIB	0,032	0,0381	0,022	0,0592
Dépôts/PIB	-0,052	0,0398	0,059	0,0631
HK basique	0,003	0,0439	0,102	0,1027
HK supérieur	0,126	0,1501	-0,199	0,3198
Constante	43,651	1,8104***	35,50	3,479***
Effets fixes	non		oui	

Dans les deux cas, la relation entre le commerce et la variable dépendante est significative, que ce soit au niveau du terme seul ou de l'interaction. Si les coefficients liés au commerce sont plus élevés (en valeur absolue) avec les effets fixes, ils ont aussi une variance qui est plus importante. Pour toutes les variables, l'inclusion des effets-fixes donne lieu à une variance estimée supérieure, d'où l'intérêt de réaliser le test de Hausman. Ce test a pour

hypothèse nulle l'absence de différence systématique entre les paramètres issus des deux types d'estimation (Tableau VIII).

Tableau VIII. Construction du test de spécification de Hausman

	$\beta_{EF} - \beta_{EA}$	Ecart-type
(X+M)/PIB	0,0541	0,0286
(X+M)*Crédit (x100)	-0,0089	0,0329
Crédit/PIB	-0,0102	0,0458
Dépôts/PIB	0,1112	0,0496
HK basique	0,0994	0,0931

A partir des différences entre les coefficients issus des deux estimations et de la matrice de variance-covariance de ces différences, la statistique de test est calculée d'après :

$$\chi^2_{calculé} = (\beta_{EF} - \beta_{EA})' [var(\beta_{EF}) - var(\beta_{EA})] (\beta_{EF} - \beta_{EA})$$

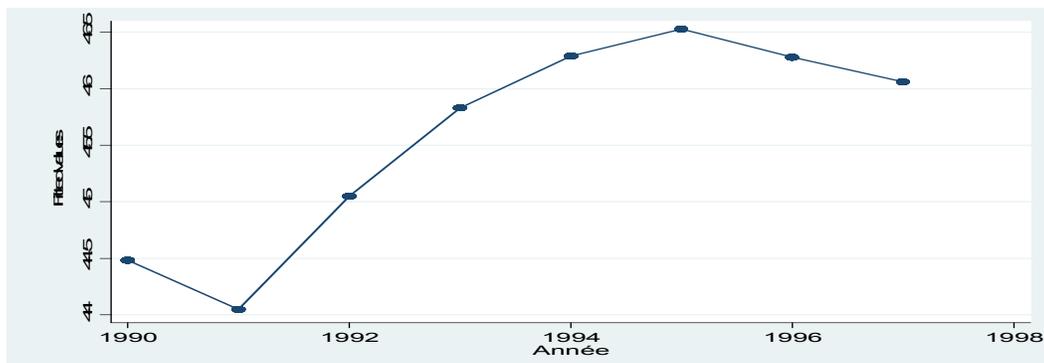
Cette forme quadratique est comparée à une loi du Khi2 à 6 degrés de liberté (soit autant que de paramètres compris dans le test, la constante n'étant pas prise en compte). La p-value associée à ce test, de 0.0271, nous permet de rejeter l'hypothèse d'absence de différence systématique pour un niveau de test fixé à 5%. Suivant les résultats de ce test, on est conduit à privilégier le modèle avec effets fixes dans la suite de l'analyse. Du point de vue de l'interprétation économique, ce choix est cohérent avec le modèle que nous voulons tester, qui analyse l'évolution des inégalités internes aux pays après qu'ils aient connu un épisode de libéralisation.

L'inclusion des effets temporels

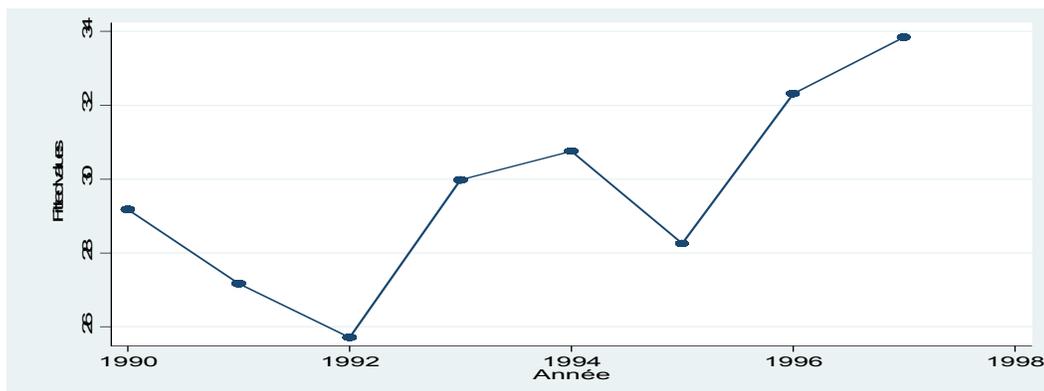
Comme on l'a vu plus haut, les variables d'intérêts semblent suivre une tendance temporelle à la hausse (voir graphique 1). De plus, les résultats du modèle de base semblent sensibles à l'inclusion de variables temporelles (voir Tableau VI). On régresse le modèle avec interaction avec et sans effets-fixes, pour analyser sa sensibilité (Tableau IX).

Graphique 1. Moyennes annuelles des variables d'intérêt dans l'échantillon, 1990 – 1997

Ehii



Crédit / PIB



(X+M) / PIB

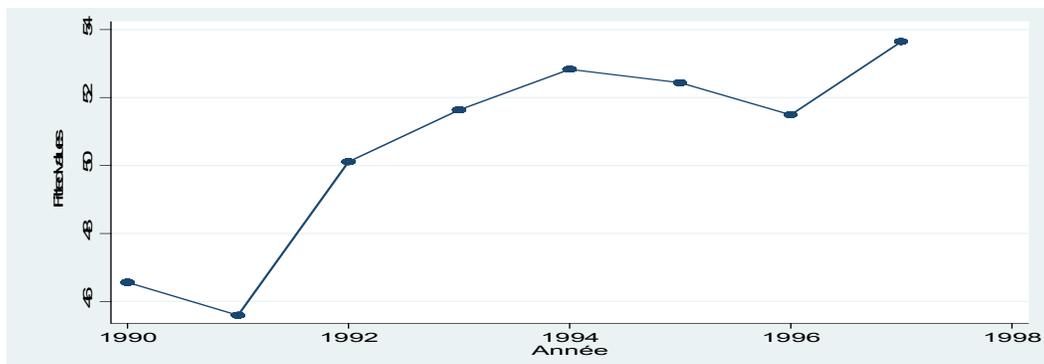


Tableau IX. Régression du modèle avec interaction, avec et sans effet temporel

Ehii	Coef.	Hubert-Wite SE	Coef.	Hubert-Wite SE
(X+M)/PIB	0,126	0,0358***	0,104	0,0464**
(X+M)*Crédit (x100)	-0,080	0,0476*	-0,093	0,0408**
Crédit/PIB	0,022	0,0592	0,027	0,0550
Dépôts/PIB	0,059	0,0631	0,048	0,0699
HK basique	0,102	0,1027	-0,154	0,1598
HK supérieur	-0,199	0,3198	-0,663	0,3415*
Constante	35,502	3,4791***	46,264	5,5293***
Effets fixes		oui		oui
Effets temporels		non		oui
R2 intra		0,0728		0,127

L'inclusion de cette tendance n'affecte pas grandement les résultats concernant les variables d'intérêt, qui dans les deux cas, sont significatives. Toutefois, il est préférable de garder le second modèle, car le fait d'intégrer les variables temporelles abaisse l'intensité de la relation qui relie le commerce aux inégalités, dont une partie est certainement liée à l'existence d'une tendance temporelle commune. Comme on l'a vu plus haut, ce type de variables permet de contrôler, en partie du moins pour les phénomènes de progrès techniques, et de présenter des résultats plus robustes. De plus, le fait d'inclure ces variables permet de limiter l'autocorrélation entre individu pour une même période, pour laquelle nous ne disposons pas d'écart type robuste. On choisit donc le modèle avec effets-fixes et effets temporels pour réaliser l'analyse. Il convient maintenant de tester la robustesse du modèle à l'inclusion de différentes variables de contrôle.

5.5. Sensibilité aux variables de contrôle

On inclut dans le modèle de départ, comprenant effets fixes et effets temporels, différents groupes de variables de contrôle successivement pour tester la sensibilité des estimations. On rapporte dans le Tableau X les coefficients estimés des variables d'intérêt, à savoir l'ouverture commerciale et le terme en interaction, ainsi que les effets partiels moyen du commerce. Sont rapportés également les écarts-types robustes de Huber et White.

Tableau X. Sensibilité du modèle aux variables de contrôle

Variable dépendante	Ehii	Ehii	Ehii	Ehii	Ehii
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(X+M)/PIB	0,104	0,099	0,088	0,112	0,094
	(0,0464)**	(0,0474)**	(0,0412)**	(0,0455)**	(0,0405)**
(X+M)*Crédit (x100)	-0,093	-0,084	-0,055	-0,087	-0,041
	(0,0408)**	(0,0396)**	(0,0397)	(0,0405)**	(0,0411)
Effet partiel moyen	0,076	0,074	0,072	0,086	0,082
	(0,0381)**	(0,0389)**	(0,0353)**	(0,0376)**	(0,0349)**
Courbe Kuznets	non	oui	non	non	oui
Variables macro	non	non	oui	non	oui
Développement financier	non	non	non	oui	oui
Effets-fixes	oui	oui	oui	oui	oui
Effets temporels	oui	oui	oui	oui	oui
R2 intra	0,127	0,134	0,143	0,135	0,154
observations	269	269	269	269	269

Le coefficient associé au ratio d'ouverture est toujours positif et significatif au seuil de confiance de 5%. Les effets partiels moyens sont toujours nettement positifs et assez peu sensibles aux variables de contrôle (voir Tableau XI), bien qu'il faille prendre les valeurs des modèles (3) et (4) avec précaution, puisque le terme en interaction n'est pas significatif.

Tableau XI. Sensibilité de l'effet partiel moyen

	EPM	Coefficients correspondants	
		(X+M)/PIB	(X+M)*Crédit
Estimation haute	0,0863	0,1121	-0,0871
Modèle de base	0,0765	0,1042	-0,0935
Estimation basse	0,0721	0,0884	-0,0551

En effet, le terme en interaction perd sa significativité après l'inclusion des variables de contrôle macroéconomiques. Sa variance n'est pas affectée par l'inclusion de ces variables, mais la valeur de son coefficient baisse. Toutefois, il est possible que la perte de significativité de cette variable soit due à un manque de puissance des tests. En effet, les données sont assez bruyantes, et les données disponibles au départ ont été en grande partie tronquées, pour obtenir un échantillon de taille assez modeste en comparaison des plusieurs

centaines d'observations qui existent dans la base de données d'origine, ce qui a tendance à donner des variances peu avantageuses pour les tests d'hypothèses.

Pour contourner ce problème, plutôt que de régresser le commerce en interaction, on construit deux sous-échantillons autour de la médiane échantillonnale de la variable crédit/PIB, qui est de 22,8%, en gardant les variables de contrôle du modèle (5). On estime ainsi l'effet du commerce sur les inégalités pour les observations pour lesquelles le niveau de crédit est inférieur à la médiane, et pour les observations pour lesquelles le niveau de crédit est plus élevé, afin de comparer la valeur des paramètres associés au commerce dans les deux cas. Conformément aux prédictions théoriques, on s'attend à trouver un coefficient positif et supérieur pour le sous-groupe pour lequel le crédit est le moins important (Tableau XII).

Tableau XII. Régressions sur sous-échantillons

	Crédit= \leq 22,8%	Crédit> $>$ 22,8%
Variable dépendante	Ehii	Ehii
(X+M)/PIB	0,101	0,0358
	(0,0444)**	(0,0271)
Crédit/PIB (x100)	-0,253	0,008
	(0,1378)*	(0,0535)
R2 intra	0,235	0,170
Observations	135	134
Nb. de pays représentés	31	29

Note : sont inclus dans ces deux régressions effets-fixes, effets-temporels ainsi que l'ensemble des variables de contrôle à notre disposition (voir modèle (5)). Écarts-types HW entre parenthèses,

Pour les pays du premier sous-groupe, l'effet associé au commerce est positif et significatif. Parmi les pays du second groupe, il semble que le coefficient associé au commerce est moindre. En tout cas, il est plus proche de zéro, de telle sorte qu'il n'est pas significatif pour les pays où le niveau de crédit est le plus important.

5.6. Régression sur les inégalités de salaires

On régresse le modèle sur les inégalités de salaires, pour s'assurer que les résultats trouvés en régressant sur l'Ehii ne sont pas liés à une corrélation des variables avec les écarts de

salaires, qui pour rappel, est un indice de Theil servant à la construction de l'Ehii. En effet, selon le modèle de Foellmi et Oeschlin, le commerce, en lien avec le développement financier, affecte la distribution des revenus entre entrepreneurs. Pour s'assurer de la cohérence des résultats avec ce modèle, on régresse sur les écarts de salaires et on s'attend à trouver une relation non significative. On prend pour cela le modèle (1), qui est le plus avantageux dans l'estimation de la relation entre inégalités et commerce.

Tableau XIII. Régression sur l'indice de Theil *wage inequality*

Variable dépendante	<i>WI</i>
(X+M)/PIB	0,0033
	(0,0024)
Crédit/PIB (x100)	-0,0013
	(0,0012)
Effet partiel moyen	0,0030
	(0,0020)
R2 intra	0,1359
obs.	269
Nb. de pays représentés	45

Note: écarts-type Hubert-White entre parenthèses.

Lorsqu'on prend comme variable dépendante l'indice des inégalités de salaire, la relation d'intérêt devient non significative. Il en va de même pour l'effet partiel moyen. Les valeurs des coefficients estimés, bien qu'ils conservent le même signe, sont nettement plus proches de zéro que lorsqu'on régresse sur la distribution des revenus dans leur ensemble, mesurée par l'indice Ehii, ce qui semble cohérent avec le modèle théorique de référence, basé sur les revenus des entrepreneurs.

5.7. Régression sur données quinquennales

On teste le modèle sur des données agrégées en moyennes quinquennales. On veut voir ainsi si la relation persiste sur le plus long terme. Sur des données annuelles, il est assez probable qu'il subsiste des biais d'endogénéité malgré la présence de variables de contrôles. En effet, il se peut qu'un choc sur une variable d'intérêt n'ait que peu d'effet à court terme sur la variable dépendante, et que la variation provienne d'autres sources, non

prises en compte dans les données. C'est pourquoi il faut s'assurer que les résultats sont cohérents sur le plus long terme. De plus, une régression sur 5 ans nous permet de tester la cohérence des résultats sur une mesure alternative des inégalités, qui est l'indice de Gini issu de la base de données de Deininger et Squire (1997). On ne peut utiliser cette variable sur des régressions annuelles, car il y a trop de valeurs manquantes, ce qui résulte en un échantillon très faible. L'agrégation en moyennes par 5 ans permet de combler les vides et d'obtenir un échantillon plus dense. Enfin, le fait de travailler sur une variable autre que l'Ehii nous permet d'inclure directement dans la régression l'indice de Theil *Wage inequality*, sans risque qu'il absorbe trop de variation, comme ça aurait été le cas avec l'Ehii. Ainsi, on peut mieux capter la variation des inégalités qui est liée à la dynamique des écarts de revenus entre entrepreneurs.

On constitue l'échantillon en excluant une nouvelle fois les pays de l'OCDE, pour ne garder que les pays émergents et en développement. En revanche, pour construire un échantillon assez grand, on prend les données à partir de 1970, jusqu'aux années 1990. Afin d'exclure les périodes de crises économiques, on rejette les observations pour lesquelles la croissance économiques est négative. On retire également les pays pour lesquels il n'y a qu'une seule observation, compte tenu que nous adoptons une approche par effets-fixes comme dans la première partie de l'analyse, qui nécessite de la variation intra-individuelle. On obtient ainsi un échantillon de taille modeste, qui comprend 71 observations, pour 22 pays, ayant chacun de 2 à 7 observations, de 1965 à 1990. La faible taille de l'échantillon constitue une importante limite, puisque l'échantillon est faiblement représentatif, et que l'on ne peut intégrer un nombre trop important de variables de contrôles. Mais ici, le fait d'intégrer la variable liée aux inégalités de salaire permet de pallier l'absence de variables de contrôle. En particulier, nous ne sommes plus contraints d'intégrer le capital humain, qui détermine le rendement de l'éducation, dont la dynamique est très liée à celle des salaires. Les résultats sont reportés Tableau XIV.

Tableau XIV. Régression sur moyennes quinquennales

Variable dépendante	Gini	
	Coefficients	Écart-type HW
(X+M)/PIB	0,223	0,0751***
(X+M)*Crédit (x100)	-0,313	0,0903***
Crédit/PIB	0,299	0,0454***
Dépôts/PIB	-0,154	0,0626**
Y	0,016	0,0041***
Y2 (x1000)	-0,002	0,0004***
Inégalités de salaires	0,496	0,2494**
Constante	21,602	5,0015***
Effet partiel moyen	0,132	0,0598**
Effet-fixes	oui	
Effets-temporels	oui	
R2 intra	0,5455	
Observations	71	
Nombre de pays	22	

Les résultats semblent cohérents avec ceux obtenus lors des régressions annuelles et avec les prédictions théoriques du modèle de référence. L'effet partiel du commerce demeure positif et significatif. On obtient le signe attendu pour la courbe de Kuznets, puisque les données indiquent une relation en u inversée entre revenu et inégalités. Également, les inégalités de salaires sont positivement corrélées avec l'indice de Gini. Toutefois il faut prendre ces résultats avec prudence du fait qu'il y a des variables manquantes. Notamment, on n'a pas pu inclure les variables macroéconomiques, qui conduisaient à une trop grande réduction de l'échantillon. Mais les résultats obtenus suggèrent qu'il pourrait être intéressant de travailler sur un modèle de ce type avec un échantillon de plus grande taille et de meilleure qualité.

6. Conclusion

On a proposé une analyse empirique pour tester les conclusions théoriques du modèle de Foellmi et Oeschlin, selon lequel l'ouverture commerciale tend à augmenter les inégalités de revenu entre entrepreneurs en présence de fortes frictions sur le marché du crédit. Nos résultats empiriques sont dans l'ensemble cohérents avec cette analyse, mais ils ne présentent pas de signes d'une grande robustesse, notamment lors de l'inclusion de

variables de contrôle macroéconomiques. Ce manque de robustesse est dû en bonne partie au fait que les données soient de qualité moyenne, et que nos échantillons sont de taille limitée. De plus, les données en coupe transversales recouvrent un grand nombre de situations et de mécanismes très divers, dont on peut difficilement rendre compte avec une régression.

C'est pourquoi, pour analyser les mécanismes guidant les inégalités, il faudrait peut-être privilégier des analyses portant sur des pays voire des groupes restreints de pays, aux caractéristiques assez proches. Cela permet de travailler sur des données cohérentes et de réaliser une étude dans un contexte dont on connaît les caractéristiques. C'est pourquoi de nombreux auteurs privilégient les approches microéconomiques, au détriment des approches en coupe transversale. Cependant, depuis quelques années, certains chercheurs tentent de développer une approche intermédiaire. Ils effectuent des régressions portant sur des données en coupe transversale réalisée à une échelle infranationale (districts, provinces, états,...). Ainsi, Topalova (2007) analyse l'impact de la libéralisation commerciale sur la pauvreté et les inégalités en Inde en utilisant les données portant sur les districts. Dans cette lignée, Castilho et al. (2011) évaluent l'impact de la mondialisation sur les états brésiliens. Ce type d'approche, encore peu répandu, pourrait constituer une bonne alternative aux analyses réalisées à partir de panel de pays.

Références

- Anand, Sudhir and S. M. R. Kanbur.** 1993. "The Kuznets Process and the Inequality—Development Relationship." *Journal of Development Economics*, 40(1), 25-52.
- Atkinson, A. B.** 1996. "The Distribution of Income: Evidence, Theories and Policy." *De Economist*, 144(1), 1-21.
- Barro, Robert J. and Lee, Jong-Wha.** 2011. "A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950–2010". *NBER Working Papers* 15902, National Bureau of Economic Research.
- Barro, Robert J.** 2000. "Inequality and growth in a panel of countries", *Journal of Economic Growth*, 5(1): 5-32.
- Beck , Thorsten, Demirguc-Kunt and Asli Levine R.** 2009. "Financial institutions and markets across countries and over time - data and analysis". *Policy Research Working Paper Series* 4943, the World Bank.
- Bourguignon, François.** 2002. "The distributional effects of growth case studies vs. cross-country regressions", *Delta Working Papers*, Delta and World Bank.
- Bourguignon François, Ferreira Francisco H. G, Lustig Nora.** 2005. *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. World Bank.
- Castilho, Marta; Marta Menéndez and Aude Sztulman.** 2012. "Trade Liberalization, Inequality, and Poverty in Brazilian States." *World Development*, 40(4), 821-35.
- Deininger, Klaus and Lyn Squire.** 1996. A New Data Set Measuring Income Inequality. *The World Bank Economic Review*, 10 (3): 565–591.
- Dollar, David and Kraay, Aart.** 2001. "[Growth is good for the poor](#)," [Policy Research Working Paper Series](#) 2587, The World Bank.
- Fischer, Ronald D.** 2001. "The Evolution of Inequality after Trade Liberalization." *Journal of Development Economics*, 66(2), 555-79.
- Foellmi, Reto and Manuel Oechslin.** 2010. "Market Imperfections, Wealth Inequality, and the Distribution of Trade Gains." *Journal of International Economics*, 81(1), 15-25.
- Galbraith, James K. and Hyunsub Kum.** 2005. "Estimating the Inequality of Household Incomes: A Statistical Approach to the Creation of a Dense and Consistent Global Data Set." *Review of Income and Wealth*, 51(1), 115-43.

- Gimet, Céline and Thomas Lagoarde-Segot.** 2011. "A Closer Look at Financial Development and Income Distribution." *Journal of Banking & Finance*, 35(7), 1698-713.
- Gourdon, Julien; Nicolas Maystre and Jaime de Melo.** 2008. "Openness, Inequality and Poverty: Endowments Matter." *Journal of International Trade Economic Development*, 17(3), 343-78.
- Huang, Ho-Chuan and Shu-Chin Lin.** 2007. "Semiparametric Bayesian Inference of the Kuznets Hypothesis." *Journal of Development Economics*, 83(2), 491-505.
- Jeffrey D. Sachs, Andrew, Warner.** 1995. "Economic Reform and the Process of Global Integration", *Brookings Papers on Economic Activity*, 26(1): 1-118.
- Li, Hongyi, Squire Lyn and Zou, Heng-fu.** 1998. "Explaining International and Intertemporal Variations in [Income](#) Inequality". *Economic Journal*, 108(446):26-43.
- Ravallion, Martin.** 2001. "[Growth, inequality, and poverty : looking beyond averages](#)". [Policy Research Working Paper Series 2558](#), The World Bank.
- Robinson, Sherman.** 1976. "A Note on the U Hypothesis Relating Income Inequality and Economic Development". [American Economic Review](#), 66 (3):437-440.
- Rodriguez, Francisco and Rodrik, Dani.** 1999. "[Trade Policy and Economic Growth: a Skeptic's Guide to the Cross-National Evidence](#)". [Working Papers 9912](#), Economic Research Forum, revised Apr 1999.
- Spilimbergo, Antonio; Juan Luis Londoño and Miguel Székely.** 1999. "Income Distribution, Factor Endowments, and Trade Openness." *Journal of Development Economics*, 59(1), 77-101.
- Tinbergen, Jan.** 1975. *Income Distribution: analysis and policies*. North Holland Pub.Co.
- Topalova, Petia.** 2007. "[Trade Liberalization, Poverty and Inequality: Evidence from Indian Districts](#)". [NBER Chapters](#), in: *Globalization and Poverty*, pages 291-336 National Bureau of Economic Research, Inc.
- Wacziarg, Romain and Welch Karen H.** 2003. "Trade Liberalization and Growth: New Evidence". *National Bureau of Economic Research Working Paper Series 10152*, The National Bureau of Economic Research.
- Wood, A.** 1994. *North-South Trade, Employment, and Inequality: Changing Fortunes in a Skill-Driven World*. Clarendon Press.