



HAL
open science

Investissement direct étranger et assurance dans les pays en développement : au-delà de l'effet de revenu

Relwendé Sawadogo, Samuel Guérineau, M Idrissa Ouedraogo

► To cite this version:

Relwendé Sawadogo, Samuel Guérineau, M Idrissa Ouedraogo. Investissement direct étranger et assurance dans les pays en développement : au-delà de l'effet de revenu. *Revue d'Economie du Développement*, 2019, Vol.26, pp.69 - 97. 10.3917/edd.324.0069 . hal-04078127

HAL Id: hal-04078127

<https://hal.science/hal-04078127v1>

Submitted on 22 Apr 2023

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Investissement direct étranger et assurance dans les pays en développement : au-delà de l'effet de revenu

Relwendé Sawadogo, Samuel Guérineau, M. Idrissa Ouedraogo

DANS **REVUE D'ÉCONOMIE DU DÉVELOPPEMENT** 2018/4 (VOL. 26), PAGES 69 À 97
ÉDITIONS **DE BOECK SUPÉRIEUR**

ISSN 1245-4060

ISBN 9782807391826

DOI 10.3917/edd.324.0069

Article disponible en ligne à l'adresse

<https://www.cairn.info/revue-d-economie-du-developpement-2018-4-page-69.htm>



CAIRN.INFO
MATIÈRES À RÉFLEXION

Découvrir le sommaire de ce numéro, suivre la revue par email, s'abonner...

Flashez ce QR Code pour accéder à la page de ce numéro sur Cairn.info.



Distribution électronique Cairn.info pour De Boeck Supérieur.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

Investissement direct étranger et assurance dans les pays en développement : au-delà de l'effet de revenu

*Foreign Direct Investment and Insurance
in Developing Countries: Beyond the Income Effect*

Relwendé Sawadogo*

Samuel Guérineau**

M. Idrissa Ouedraogo***

Cet article étudie l'impact des entrées d'IDE sur la pénétration de l'assurance non-vie dans 76 pays en développement sur la période 1996-2011. Il s'appuie sur deux effets bien documentés dans la littérature : i) les IDE contribuent à la croissance du revenu par tête, et ii) la hausse du revenu par tête favorise le développement des assurances, notamment de l'assurance non-vie. Ainsi, l'objectif de ce travail est de montrer que les IDE contribuent au développement du secteur des assurances au-delà de l'effet revenu. Les estimations montrent que les IDE ont bien cet effet additionnel de l'effet revenu, mais que son ampleur est conditionnée à la sécurité juridique des contrats et des personnes.

Mots-clés : primes d'assurance, investissement direct étranger, revenu par habitant, pays en développement, données de panel.

* Institut Burkinabè des Arts et Métiers (IBAM) de l'Université Joseph Ki-Zerbo, Burkina Faso.

Courriel : resawadogo@yahoo.fr

** École d'économie et CERDI, Université Clermont Auvergne, CNRS, IRD, CERDI, 63000 Clermont-Ferrand, France.

Courriel : samuel.guerineau@uca.fr

*** Faculté des Sciences économiques et de Gestion et CEDRES, Université de Ouaga II, Burkina Faso.

Courriel : idriss_mo@yahoo.fr

This article studies the impact of FDI inflows on non-life insurance penetration in 76 developing countries over the period 1996-2011. It is based on two well-documented effects in the literature: (i) FDI contributes to income growth per capita, and (ii) higher income per capita increases the development of insurance, especially non-life insurance. Thus, the objective of this work is to show that FDI contributes to the development of insurance sector beyond the income effect. Estimates show that FDI does have this additional effect of the income effect, but that its magnitude is conditioned by the legal certainty of contracts and individuals.

Keywords: Insurance premiums, Foreign direct investment, Income per capita, Developing countries, Panel data.

Codes JEL : G22, F21, O50, O11, C33.

1 INTRODUCTION

De nombreuses études macroéconomiques ont démontré l'impact positif des IDE sur la croissance économique, grâce à des effets directs et indirects (Alfaro, Chanda, Kalemli-Ozcan et Sayek, 2004 ; Carkovic et Levine, 2002 ; Lipsey, 2002). L'effet direct découle du financement supplémentaire assuré par les entrées d'investissement dans l'économie d'accueil. Depuis les années 1990, les IDE sont devenus la plus grande source de financement externe d'un grand nombre de pays en développement. Les entrées d'IDE dans les pays en développement ont quadruplé entre 1996 et 2011 (elles sont passées de 150 milliards de dollars américains [USD] à 724 milliards). Au cours de cette période, la part des IDE mondiaux perçus par les pays en développement est passée de 38,3 % à environ 50 % (UNCTAD, 2018). Or, l'impact des IDE sur la croissance s'étend largement au-delà de ces flux financiers, en raison de plusieurs effets de contagion, analysés à l'aide de modèles de croissance endogène (Ford, Rork et Elmslie, 2008 ; De Mello, 1997). Selon l'OCDE (2002), plusieurs voies peuvent être identifiées : i) une augmentation de l'investissement, du revenu et de l'emploi ; ii) une augmentation des recettes fiscales pour les administrations publiques grâce aux impôts perçus auprès des entreprises ; iii) le transfert de technologie et savoir-faire dans les pays bénéficiaires, non seulement dans les filiales, mais également dans toutes les entreprises grâce à l'effet de contagion ; iv) une contribution à long terme à l'intégration de l'économie bénéficiaire dans l'économie mondiale par l'augmentation des importations et des exportations, et v) un renforcement de la concurrence entre les entreprises nationales.

La croissance de la production et du revenu dans les pays en développement a contribué au décollage du secteur des assurances dans ces pays. En effet, en 2011, environ 6,3 % du PIB mondial ont servi à acquérir des produits d'assurance. Ainsi, le volume total de primes d'assurance directe s'élevait à environ 4500 milliards de dollars américains (USD).¹ La valeur totale des primes d'assurance directe dans les pays émergents et en Afrique a été multipliée par six environ, passant de 129,4 milliards de dollars américains (USD) en 1996 à 687,2 milliards de dollars américains (USD) en 2011. Dans les pays en développement (à l'exception des pays émergents), le marché de l'assurance est dominé par la branche de l'assurance non-vie², qui

¹ Sigma, l'assurance dans le monde en 2013, Swiss Re sigma No 3/2014.

² Selon la définition de la base de données Sigma, l'assurance vie est un produit qui prévoit le versement d'une somme d'argent en cas de décès du souscripteur ou le déblocage du capital en faveur du souscripteur au-delà d'un certain nombre

représente l'activité majeure des compagnies d'assurance (Swiss Re sigma). Durant la même période, la valeur des primes d'assurance non-vie directe est passée de 61,6 milliards à 411,9 milliards de dollars américains (USD), soit une multiplication par plus de six en moins de vingt ans (Swiss Re sigma No 3/2014). Ainsi, de nombreux travaux ont démontré que le revenu est le principal déterminant de la pénétration de l'assurance non-vie dans les pays en développement (Beck et Webb, 2003 ; Browne et Kim, 1993 ; Chang et Lee, 2012 ; Enz, 2000 ; Outreville, 1990, etc.). Sans le moindre doute, l'assurance étant un produit de luxe dans les pays en développement (Ward et Zurbruegg, 2002), la part de consommation dédiée aux services d'assurance augmente en même temps que le revenu. Ainsi, la hausse du PIB devrait renforcer la pénétration de l'assurance (consommation de produits d'assurance/PIB).

Les entrées d'IDE pourraient aussi avoir un impact sur l'assurance au-delà de l'effet de PIB par habitant. En d'autres termes, les IDE pourraient entraîner une hausse de la consommation de services d'assurance pour un niveau donné de PIB par habitant.

Premièrement, une demande spécifique pourrait émaner des multinationales et de leurs salariés, ces sociétés offrant généralement des salaires plus élevés que les entreprises locales. Grâce aux retombées technologiques, aux connaissances et aux compétences organisationnelles, les salariés de multinationales sont plus productifs (Aitken, Harrison et Lipsey, 1996). En outre, il arrive que certaines versent une prime salariale afin de limiter le *turnover*, de réduire les tensions sur le marché du travail, de recruter les plus productifs susceptibles de préférer travailler pour des entreprises locales pour des raisons culturelles ou linguistiques, et d'entretenir de bonnes relations avec la société civile et l'administration locale, qui constituent leur clientèle locale potentielle (Decreuse et Maarek, 2008 ; Lipsey, 2002 ; Lipsey et Sjöholm, 2001). Ainsi, Tintin (2012) a montré que les IDE ont eu un effet positif sur le salaire annuel moyen, le salaire minimum et la part du revenu du travail dans quatorze pays de l'OCDE entre 1990 et 2010. Cela a pu induire une augmentation de la demande de services d'assurance non-vie de la part des salariés d'entreprises étrangères. Cette demande supplémentaire émanant du secteur des entreprises multinationales (encore appelée « effet de la demande multinationale ») peut être importante, dans le domaine des assurances très restreint.

d'années, tandis que les assurances non-vie regroupent les autres types de garantie : assurance maladie, voiture, habitation, professionnelle.

Deuxièmement, cette hausse de la demande de services d'assurance peut avoir des retombées pour les travailleurs en dehors de la sphère des multinationales grâce à un effet de connaissances des avantages liés aux services d'assurance.

Troisièmement, l'IDE peut avoir un effet direct sur l'offre, lorsque l'investissement est réalisé dans le secteur des assurances. En effet, au cours de la dernière décennie, des sociétés d'assurance internationales ont racheté plusieurs compagnies locales et ouvert des branches dans des pays en développement. Par exemple, des groupes d'assurance comme AGF, Allianz, Aviva, AXA, ING Group, Lloyd TSB et Royal Bank of Scotland Group possèdent des filiales dans la plupart des pays en développement. De ce fait, la participation des assureurs étrangers devrait permettre de surmonter les obstacles structurels, financiers et techniques, tels que la sous-capitalisation, la faible taille des marchés et le manque d'expérience dans les pays en développement (Carson *et al.*, 2014).

L'objectif de notre article est d'analyser l'impact des entrées d'IDE sur le développement de l'assurance non-vie dans les économies en développement selon deux angles principaux : i) tester si l'impact des flux d'IDE s'étend au-delà de l'effet de revenu, et ii) déterminer l'autre effet potentiel des IDE en Afrique subsaharienne et l'hétérogénéité des effets selon les spécificités structurelles des pays, en particulier la qualité des institutions et le capital humain. Des études antérieures ont montré que l'effet des IDE sur la croissance dépend de la qualité de certaines caractéristiques du pays bénéficiaire (Alfaro *et al.*, 2004 ; Borensztein, Gregorio et Lee, 1998). Cet effet conditionnel dans la relation entre les IDE et les assurances mérite ainsi d'être examiné.

La suite de notre étude s'articule de la manière suivante. La section 2 présente les données et la méthodologie employées. La section 3 propose une analyse des principaux résultats, notamment une analyse statistique de nos variables d'intérêt. Pour ce faire, les régressions sont réalisées au moyen de la méthode des variables instrumentales (IV-GMM) avec une correction de l'hétéroscédasticité pour pallier au mieux l'endogénéité de certaines variables de notre échantillon de 76 pays en développement sur la période 1996-2011. Enfin, la section 4 résume les principales conclusions et détermine les implications politiques du développement de l'assurance non-vie.

2 MÉTHODOLOGIE EMPIRIQUE ET ANALYSE DES DONNÉES

2.1 Méthodologie empirique

Conformément à la littérature existante,³ la stratégie empirique de développement de l'assurance non-vie peut se définir selon le modèle suivant :

$$(\text{Primes/PIB})_{i,t} = \alpha + \beta_1 * (\text{IDE/PIB})_{i,t} + \beta_2 * (\text{PIB/H})_{i,t} + \beta_3 * X_{i,t} + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où $(\text{Primes/PIB})_{i,t}$ est la pénétration de l'assurance non-vie dans un pays i sur la période t , $(\text{IDE/PIB})_{i,t}$ le flux entrant d'investissements étrangers perçu par le pays i par rapport au PIB sur la période t , $(\text{PIB/H})_{i,t}$ est le PIB par habitant et $X_{i,t}$ est un vecteur des variables de contrôle qui mesure les caractéristiques financières, économiques et politiques du pays i sur la période t ; α , β_1 , β_2 et β_3 sont des paramètres inconnus à estimer; η et ε sont respectivement les effets fixes non changeants dans le temps et le terme d'erreur idiosyncrasique; β_1 le coefficient d'intérêt, son signe nous permettra de répondre à la question suivante : les entrées d'investissements étrangers ont-elles un impact sur le développement du secteur de l'assurance non-vie dans les pays en développement si l'effet revenu est contrôlé ?

L'estimation de l'effet des entrées d'investissements étrangers sur la pénétration de l'assurance non-vie [équation (1)] soulève plusieurs problèmes. En premier lieu, le biais d'endogénéité qui pourrait aussi être le plus important. Pour le surmonter, nous utilisons comme variable instrumentale le revenu tiré des ressources naturelles défini en pourcentage du PIB sur une période donnée, cette variable étant fortement corrélée à l'investissement étranger, mais pas à la pénétration de l'assurance non-vie. Pour cela, nous nous sommes appuyés sur les travaux d'Asiedu (2006) et Hailu (2010) qui ont montré que les pays africains bénéficiant de ressources naturelles attirent davantage d'IDE. Les entrées d'investissements étrangers retardées d'une année sont utilisées comme deuxième instrument. Nous utilisons l'estimateur de la méthode des moments généralisée à deux étapes (IV-GMM), efficace en présence d'hétéroscédasticités, qui génère des coefficients efficaces ainsi que des estimations d'erreur standard convergentes. En effet, selon Baum, Schaffer et Stillman (2007), les gains d'efficacité de cet estimateur par rapport à l'estimateur IV-2SLS traditionnel découlent de l'optimisation de la matrice de pondération, des restrictions de sur-identification du modèle et du relâchement de l'hypothèse

³ Outreville (1990 et 1996) et Beck et Webb (2003) estiment qu'il est difficile de séparer l'offre et la demande en matière d'assurances et que la pénétration de l'assurance dépend de l'une comme de l'autre.

que les observations sont indépendantes et identiquement distribuées. Dans le cas d'un modèle exactement identifié, l'estimateur IV-GMM et l'estimateur traditionnel IV-2SLS coïncident, et sous les hypothèses conditionnelles d'homoscédasticité et d'indépendance, l'estimateur IV-GMM est plus efficace que l'estimateur IV-2SLS (Baum *et al.*, 2007). Ainsi, pour examiner de manière empirique l'exogénéité de nos instruments, nous rapportons dans les résultats de nos estimations les *valeurs de probabilité* du test de sur-identification de Hansen et les tests statistiques d'instruments faibles de Cragg-Donald.

2.2 Données

Pour réaliser cette étude, nous utilisons les données de panel annuelles de 76 pays en développement (voir l'annexe A-1) relatives à la période 1996-2011. Notre variable dépendante qui mesure le développement de l'assurance non-vie est définie comme le ratio du volume total de primes d'assurance non-vie par rapport au PIB. Les données concernant les primes d'assurance non-vie sont issues de la base de données *Financial Development and Structure Dataset* de la Banque mondiale. La variable explicative est le ratio des entrées d'IDE d'un pays rapportées à son PIB. Elle permet de mesurer le flux d'investissements pour acquérir une participation permanente dans une entreprise présente dans une économie autre que celle de l'investisseur. Les données sur l'investissement étranger proviennent de la base de données de la Conférence des Nations unies sur le commerce et le développement (CNUCED).

Afin de tester l'effet des entrées d'IDE au-delà de l'effet revenu, nous introduisons le PIB par habitant comme première variable de contrôle, que nous complétons ensuite par deux indicateurs de développement financiers : le ratio des actifs liquides sur PIB et le ratio crédits bancaires au secteur privé sur PIB (base de données *Financial Development and Structure Dataset*). Nous utilisons le taux d'urbanisation, le taux d'intérêt réel, le taux d'inflation, l'ouverture aux échanges commerciaux et l'indice de Gini afin de prendre en compte l'inégalité de revenus. Ces indicateurs sont issus de la base de données de la Banque mondiale.

Enfin, nous ajoutons plusieurs indicateurs de la qualité des institutions susceptibles d'affecter la demande en matière d'assurances. En effet, si les personnes estiment que leurs droits ne sont pas correctement protégés en raison de règles juridiques peu efficaces, leur volonté de conclure un contrat d'assurance peut être affaiblie (Beck et Webb, 2003). Plusieurs indicateurs institutionnels comme l'État de droit et la stabilité politique permettent d'évaluer le niveau de confiance : les Indicateurs de gouvernance dans le monde (WGI), le

droit de propriété (Heritage Foundation) et la démocratie (Polity IV). Tous les indicateurs s'inscrivent dans une échelle de 0 à 1. Plus leur valeur est élevée, plus la gouvernance est de qualité.

3 RÉSULTATS

3.1 Statistiques descriptives et graphiques

Le tableau 1 présente les éléments de statistique descriptive des principales variables du panel de 76 pays en développement sur la période 1996-2011. Nous observons que la pénétration de l'assurance non-vie est faible par rapport au niveau des entrées d'IDE, des actifs liquides et des crédits bancaires accordés au secteur privé. De plus, il existe une variation importante du ratio des IDE entrants rapportés au PIB, allant de -14,4 %⁴ en Azerbaïdjan à 46,5 % au Tchad (moyenne sur 1996-2011). Le ratio primes d'assurance non-vie sur PIB varie également en fonction des pays, allant de 0,124 % pour le Tchad à 11,6 % pour la Bulgarie.

Tableau 1 : *Statistiques descriptives des principales variables*

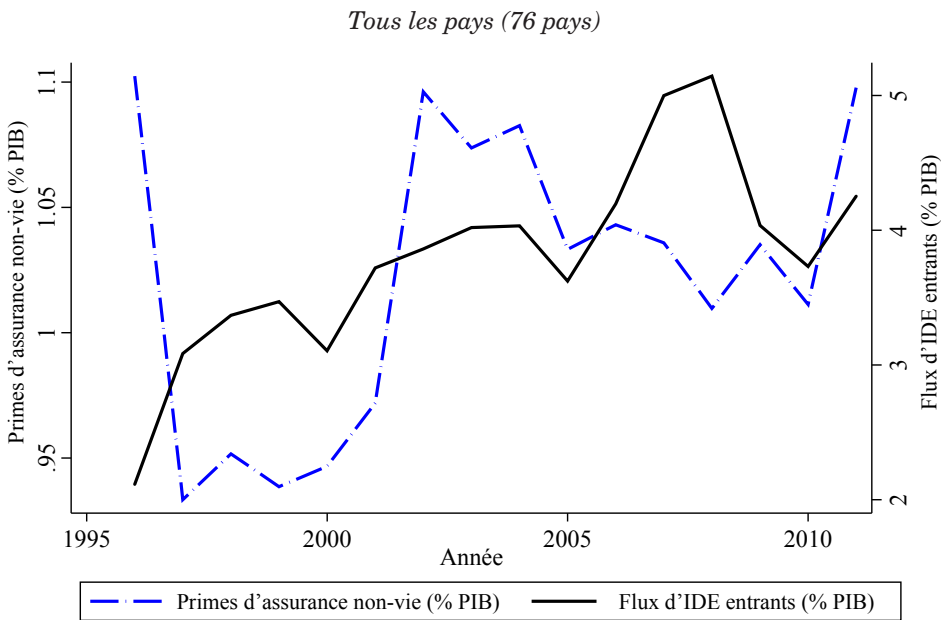
Variabiles	Obs	Moyenne	Écart-types	Minimum	Maximum
Taux de pénétration de l'assurance non-vie	1232	1,022	0,714	0,124	11,612
Flux d'IDE entrants (% PIB)	1207	3,794	4,531	-14,369	46,500
Log (PIB par tête)	1196	7,266	1,077	4,853	9,353
Actifs liquides (% du PIB)	1174	3,520	0,658	1,448	5,397
Inflation	1222	16,108	158,793	-23,845	5399,53
Taux d'intérêt réel	989	8,318	12,774	-94,219	97,474
Taux d'ouverture commerciale	1222	78,288	36,708	14,932	220,407
Taux d'urbanisation	1232	47,659	20,168	7,412	91,133
Indice de Gini	1017	42,783	9,054	15,370	75,256
Contrôle de corruption	1000	0,618	0,181	0	1
État de droit	1001	0,545	0,197	0	1
Qualité réglementaire	1001	0,495	0,168	0	1
Efficacité du gouvernement	1000	0,543	0,173	0	1
Stabilité politique	1001	0,412	0,194	0	1
Voix citoyenne et responsabilité	1001	0,478	0,221	0	1

Source : *WDI* et calculs réalisés par les auteurs.

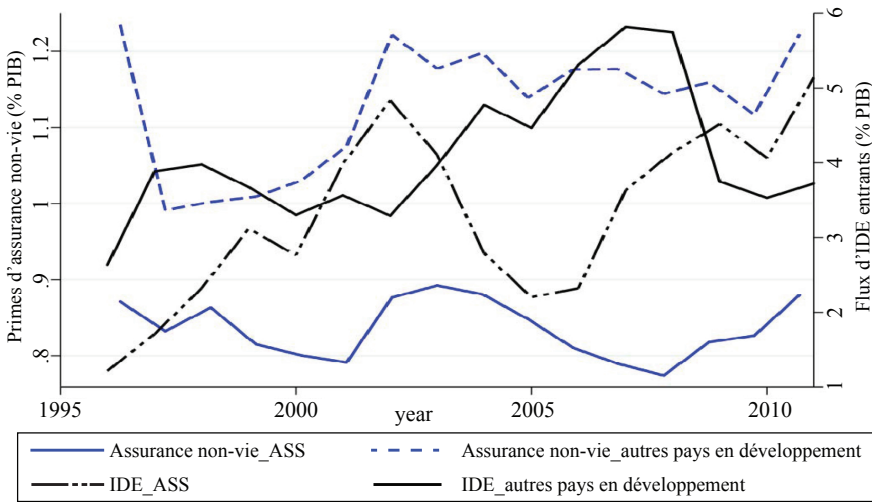
⁴ Le signe moins des entrées d'IDE indique un désinvestissement dans le pays.

Le graphique 1 montre l'évolution de la pénétration de l'assurance non-vie et des entrées d'IDE dans les pays de notre échantillon. Nous observons une évolution dentelée des deux courbes, avec une tendance à la hausse au cours de la période de notre étude. En effet, la pénétration de l'assurance non-vie a connu une hausse importante en 2000, avant de reculer fin 2007. Cette chute des primes d'assurance non-vie s'explique en partie par la crise financière de 2007, qui a entraîné une baisse du revenu et de la consommation. En ce qui concerne les entrées d'investissements étrangers, nous observons une forte croissance constante à partir de 2005, atteignant un pic en 2007 avant d'entamer une baisse brutale jusqu'en 2010. Cette dynamique des IDE est également liée à la crise financière de 2007, qui a provoqué une baisse du chiffre d'affaires des multinationales. Nous observons une reprise après 2010. Enfin, les pays d'Afrique subsaharienne et les autres pays en développement affichent des tendances similaires à celles de l'ensemble de l'échantillon.

Graphique 1 : *Pénétration de l'assurance non-vie et flux d'investissements directs étrangers (IDE) entrants dans 76 pays en développement, 1996-2011*



Afrique subsaharienne (28 pays) et autres pays en développement (48 pays)



Source : WDI et calculs réalisés par les auteurs.

3.2 Résultats de l'estimation de référence

Les résultats des estimations sur la période 1996-2011⁵ sont présentés dans le tableau 2, avec pour variable dépendante la pénétration de l'assurance non-vie. Dans tous les modèles, les tests de diagnostic associés à l'estimateur de variables instrumentales sont concluants. Les tests de Hansen et de Cragg-Donald indiquent une faible corrélation entre les instruments et le terme d'erreur, ce qui écarte tout problème d'instrumentation, comme indiqué par Baum *et al.* (2007). En effet, les résultats de l'estimation de la première étape de toutes les régressions démontrent la validité de nos instruments. Cette validité se confirme par le résultat du test de sur-identification de Hansen, qui s'avère robuste en termes d'hétéroscédasticité et dont la probabilité ne permet pas de rejeter l'hypothèse de l'exogénéité des instruments. Ainsi, les tests de Hansen et de Cragg-Donald indiquent une faible corrélation entre les instruments et le terme d'erreur. Le test de sur-identification de Hansen (robuste en présence d'hétéroscédasticité) est validé dans toutes les régressions, car les

⁵ Nous ne testons pas la stationnarité des variables, car la dimension temporelle est faible (16 années) et, conformément à Hurlin et Mignon (2007), pour que la problématique de stationnarité présente un intérêt, la dimension temporelle de l'échantillon doit être supérieure à 20 ans.

probabilités ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de l'exogénéité des instruments. En outre, la comparaison des valeurs critiques de Cragg-Donald calculées par Stock et Yogo (2005) montre que les statistiques de Cragg-Donald sont plus élevées que celles de Stock et Yogo de 10%, confirmant l'absence de problèmes liés à la faiblesse des instruments. Cela écarte tout problème d'instrumentation, comme indiqué par Baum *et al.* (2007).

Le tableau 2 présente les résultats de l'estimation de l'impact des entrées d'investissements étrangers sur la pénétration de l'assurance non-vie après contrôle de manière alternative par d'autres déterminants. Nous remarquons que les IDE, indépendamment des spécificités, sont toujours positivement et significativement associés à la pénétration de l'assurance non-vie. En effet, les pays en développement disposant d'un flux important d'IDE tendent à avoir une pénétration d'assurance non-vie plus grande, même en contrôlant l'effet PIB par habitant, le développement du secteur financier et la qualité des institutions. Sur la base des résultats du modèle sans les indicateurs de qualité des institutions (colonne 3), un accroissement de l'écart-type de 1 dans les IDE augmenterait la pénétration de l'assurance non-vie de 6,4 %. Ainsi, les résultats fournissent une preuve empirique de l'effet des IDE sur l'assurance non-vie au-delà de l'effet revenu.

Le revenu réel par habitant, le développement financier⁶, l'indice de Gini et l'ouverture aux échanges commerciaux ont un impact positif sur les activités d'assurance non-vie (colonnes 1 et 2), ce qui confirme les résultats de précédentes études (Outreville, 1990 et 1996). Au contraire, l'inflation et le taux d'urbanisation ont un impact négatif sur le développement de l'assurance, tandis que le taux d'intérêt réel n'a pas d'effet significatif sur la pénétration de l'assurance non-vie.

Par ailleurs, en tenant compte des indicateurs de qualité de la gouvernance, seul l'indice de stabilité politique (colonne 7) a une incidence positive importante sur la pénétration de l'assurance non-vie dans les pays de notre échantillon. Nous ne pouvons pas mettre en évidence d'impact significatif de la corruption, de l'efficacité des pouvoirs publics, de la qualité de la réglementation, de l'État de droit, de la voix citoyenne et de la responsabilité sur le ratio primes d'assurance non-vie rapportées au PIB. L'effet positif de la stabilité politique montre que le secteur des assurances, comme tout autre secteur financier, nécessite un environnement politique stable afin de se développer.

⁶ Nous remarquons que les résultats sont également similaires en ce qui concerne les crédits bancaires au secteur privé.

Tableau 2 : Impact des IDE sur la pénétration de l'assurance non-vie entre 1996 et 2011

VARIABLES	Primes d'assurance non-vie (% PIB) : FE-IV									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
IDE entrants (% PIB)	0,0064** (0,0029)	0,0087*** (0,0029)	0,0141*** (0,0035)	0,0160*** (0,0043)	0,0130*** (0,0039)	0,0129*** (0,00397)	0,0106*** (0,0038)	0,0141*** (0,0046)	0,0121*** (0,0041)	0,0119*** (0,00409)
Log (PIB par tête)	0,0145** (0,0622)	0,0145** (0,0622)	0,185** (0,0822)	0,248*** (0,0941)	0,158** (0,110)	0,164** (0,111)	0,179* (0,108)	0,581*** (0,163)	0,477*** (0,139)	0,462*** (0,156)
Actifs liquides (% PIB)	0,0044*** (0,0016)	0,0044*** (0,0016)	0,0035*** (0,0012)	0,0035*** (0,0012)	0,0039** (0,0018)	0,0039** (0,0018)	0,0039** (0,0018)	0,0044** (0,0018)	0,0045** (0,0018)	0,00487*** (0,00176)
Inflation	-0,0006*** (0,0002)	-0,0006*** (0,0002)	-0,0001 (0,0008)	-0,0001 (0,0008)	-0,0001 (0,0008)	-0,0001 (0,0009)	-0,0007 (0,0008)	-7,58e-05 (0,0008)	0,00012 (0,0008)	-0,00011 (0,000904)
Taux d'intérêt réel	-0,0013 (0,0014)	-0,0013 (0,0014)	-0,0010 (0,0014)	-0,0010 (0,0014)	-0,0001 (0,0023)	-0,00017 (0,0024)	-0,0004 (0,0023)	-0,0011 (0,0023)	-0,0011 (0,0023)	-0,0015 (0,0025)
Taux d'ouverture commerciale	0,0009 (0,0009)	0,0009 (0,0009)	0,0008 (0,0009)	0,0008 (0,0009)	0,0012 (0,0011)	0,0012 (0,0011)	0,0014 (0,0011)	0,0028* (0,0015)	0,0030** (0,0015)	0,0032*** (0,0015)
Taux d'urbanisation	-0,0157** (0,007)	-0,0157** (0,007)	-0,0123* (0,0063)	-0,0123* (0,0063)	-0,0187** (0,0087)	-0,0195** (0,0083)	-0,0221** (0,0087)	-0,0051 (0,011)	-0,0045 (0,0116)	-0,0054 (0,0116)
Indice de Gini	00,061* (0,0036)	00,061* (0,0036)								
Contrôle de corruption					0,173 (0,180)					
Efficacité du gouvernement						0,111 (0,311)				
Stabilité politique							0,645*** (0,178)			
Qualité réglementaire								0,376 (0,261)		

Toutefois, afin d'isoler l'effet des IDE dans le secteur pétrolier, nous avons réestimé notre régression en excluant les pays dont le revenu issu des ressources naturelles est supérieur à 10 % du PIB. Les résultats sont présentés en annexe (tableau A-3). Ainsi, nous observons que les résultats de toutes les régressions demeurent conformes à ceux exprimés ci-dessus, ce qui confirme que l'impact des IDE sur la pénétration de l'assurance non-vie ne s'explique pas essentiellement par les IDE dans le secteur pétrolier.

3.3 Tests de robustesse

Afin de vérifier la stabilité de nos résultats, nous entreprenons plusieurs tests de robustesse. Pour cela, nous utilisons premièrement une méthode d'estimation alternative (GMM en système) qui prend en compte également le problème d'endogénéité. Deuxièmement, nous augmentons le nombre de variables de contrôle. La dernière analyse de cette sous-section consiste à comparer le groupe de pays les plus pauvres (Afrique subsaharienne) aux autres pays en développement et à examiner l'hétérogénéité de l'impact des IDE dans ces pays.

i) Méthode d'estimation alternative : utilisation de l'estimateur GMM en système

Nous examinons la robustesse de nos résultats en réalisant une réestimation de l'équation au moyen de l'estimateur GMM en système qui prend en compte également la question de l'endogénéité. Par ailleurs, Blundell et Bond (1998) ont montré, à l'aide de la méthode de simulation de Monte-Carlo, que l'estimateur GMM en système est efficace sur des échantillons de taille relativement petite, à l'image de notre échantillon de pays.⁷ Nous utilisons donc l'estimateur GMM en système en deux étapes en utilisant la correction de Windmeijer (2005), afin de tester la robustesse de nos résultats obtenus grâce à l'estimateur de variable instrumentale de Baum *et al.* (2007).

Les résultats d'estimation obtenus à l'aide de la méthode alternative sont présentés dans le tableau 3. Dans toutes les régressions, les tests de diagnostic associés à l'estimateur GMM en système sont concluants, les tests

⁷ Les équations en niveau et les équations en différences premières sont combinées dans un système et déterminées selon un estimateur fondé sur la « méthode des moments généralisée » en système (GMM en système) qui permet d'utiliser des valeurs retardées des variables explicatives (Blundell et Bond, 1998).

Tableau 3 : *Méthode d'estimation alternative : GMM en système*

VARIABLES	Primes d'assurance non-vie (% PIB) : GMM en système								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
IDE entrants (% PIB)	0,0090** (0,0039)	0,00833** (0,00330)	0,0061** (0,0025)	0,0050* (0,0025)	0,0065** (0,0030)	0,0060** (0,0025)	0,0043** (0,0021)	0,0048* (0,00244)	0,0050* (0,0027)
Log(PIB par tête)	0,0608** (0,0094)	0,191*** (0,0299)	0,191*** (0,0299)	0,0241** (0,0016)	0,084*** (0,0024)	0,195*** (0,0279)	0,285*** (0,0028)	0,0269*** (0,0056)	0,151*** (0,0131)
Primes d'assurance non-vie (% PIB) (t-1)	0,7616** (0,1065)	0,665*** (0,081)	0,8345*** (0,0891)	0,7049*** (0,1088)	0,5123*** (0,1238)	0,4858*** (0,1749)	0,5354*** (0,1697)	0,905*** (0,0357)	0,8636*** (0,0526)
Taux d'intérêt réel	0,0012 (0,0013)	-0,0016 (0,0026)	0,0161*** (0,0039)	0,0130*** (0,0047)	0,0154** (0,0070)	0,0154** (0,0070)	0,0144** (0,00563)	0,0027** (0,0013)	0,0114*** (0,0032)
Taux d'ouverture commerciale	0,0017 (0,0013)	0,00117 (0,0017)	0,0024* (0,0014)	0,0012 (0,0030)	0,0017 (0,0034)	0,0017 (0,0034)	0,00213 (0,00199)	0,0006 (0,0008)	0,0007 (0,0005)
Taux d'urbanisation	0,0074 (0,0090)	0,0160* (0,0082)	0,0096 (0,0119)	0,0250 (0,0194)	0,0349 (0,0226)	0,0349 (0,0226)	0,0402* (0,0221)	0,0013 (0,0021)	-0,0058 (0,0048)
Indice de Gini			0,0015 (0,0062)						
Contrôle de corruption				-0,0358 (0,225)					
Efficacité du gouvernement					-0,600 (0,629)				
Stabilité politique						-0,411 (0,643)			
Qualité réglementaire							-0,0945 (0,743)		
État de droit								-0,0842 (0,0797)	

Tableau 3 : (suite)

Voix citoyenne et responsabilité		-0,182** (0,0698)		-0,147 (0,991)		0,360 (1,668)		-1,020 (0,925)		-0,519 (1,116)		-0,423 (1,584)		-0,178 (1,581)		0,0686 (0,351)		0,0739 (0,120)	
		Non	Non	Oui	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non
Muettes temporelles		1078	838	699	668	668	668	668	668	668	668	668	668	668	668	668	668	668	668
Observations		76	64	63	64	64	64	64	64	64	64	64	64	64	64	64	64	64	64
Nombre de pays		0,003	0,009	0,003	0,011	0,019	0,023	0,031	0,031	0,031	0,031	0,031	0,031	0,031	0,031	0,031	0,031	0,031	0,031
AR(1) : p-value		0,260	0,337	0,267	0,242	0,276	0,214	0,362	0,362	0,362	0,362	0,362	0,362	0,362	0,362	0,362	0,362	0,362	0,362
AR(2) : p-value		0,065	0,164	0,647	0,594	0,585	0,721	0,623	0,623	0,623	0,623	0,623	0,623	0,623	0,623	0,623	0,623	0,623	0,623
Test de Hansen oID : prob.		46	51	52	49	49	34	35	35	35	35	35	35	35	35	35	35	35	35
Nombre d'instruments																			

Note : les écarts-types robustes sont présentés entre parenthèses ; *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

d'autocorrélation de second ordre des résidus de modèle en différences premières et les tests de sur-identification de Hansen ayant permis de valider la procédure d'estimation. Les résultats de toutes les régressions montrent que l'effet des entrées d'investissements étrangers sur la pénétration de l'assurance non-vie est significatif et positif, comme dans nos résultats antérieurs. En outre, la pénétration de l'assurance non-vie retardée d'une année a une incidence significative sur l'assurance non-vie. Toutefois, nous observons que la stabilité politique n'a pas d'effet significatif sur le développement du secteur des assurances.

En outre, l'inflation a un impact positif et significatif sur la pénétration de l'assurance non-vie (colonnes 4 à 9) lorsque l'effet de la qualité des institutions est contrôlé. L'effet positif de l'inflation pourrait s'expliquer par le fait que les bulles inflationnistes dynamisent l'activité économique assurable, en particulier dans le secteur de l'immobilier (Feyen, Lester et Rocha, 2011).

ii) Tests de variables de contrôle supplémentaires dans la formulation de référence

Nous ajoutons des variables de contrôle à notre formulation de référence afin de prendre en compte les autres variables susceptibles d'affecter le ratio primes d'assurance sur PIB. Ces variables de contrôle supplémentaires sont le taux d'emploi défini en pourcentage de la population totale, l'indice d'ouverture financière (Kaopen) de Chinn et Ito (2008) visant à mesurer l'intégration des marchés financiers, le taux de croissance de la population totale, la densité démographique et le logarithme du nombre de véhicules privés pour 1000 habitants (CARS).

Les tests de diagnostic sont valides dans toutes les régressions, car les résultats du test de sur-identification de Hansen et du test d'instruments faibles de Cragg-Donald sont concluants. Nous observons que, d'un point de vue qualitatif, les principaux résultats restent stables, comme dans notre modèle de base (tableau 4). Les entrées d'IDE restent un déterminant robuste de la pénétration de l'assurance non-vie dans les pays en développement. Ce constat confirme la robustesse de nos résultats ci-dessus. Par ailleurs, l'impact de la stabilité politique sur la pénétration de l'assurance non-vie est également significatif (colonne 4). Le caractère démocratique des institutions améliore également l'activité du secteur des assurances non-vie (colonne 7). Toutefois, contrairement aux résultats de Feyen *et al.* (2011), la croissance de la population stimule les primes d'assurance non-vie dans les pays en développement.

Tableau 4 : Tests de variables de contrôle supplémentaires dans la formulation de référence

VARIABLES	Primes d'assurance non-vie (% PIB) : FE-IV						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
IDE entrants (% PIB)	0,0123** (0,0048)	0,0138*** (0,0044)	0,0152*** (0,0046)	0,0122*** (0,0042)	0,0153*** (0,00471)	0,0142*** (0,0044)	0,0141*** (0,0043)
Log (PIB par tête)	0,241* (0,143)	0,447*** (0,161)	0,521*** (0,172)	0,483*** (0,162)	0,540*** (0,168)	0,468*** (0,157)	0,452*** (0,166)
Actifs liquides (% PIB)	0,0050*** (0,0018)	0,0053*** (0,0016)	0,0056*** (0,0016)	0,0056*** (0,0016)	0,0053*** (0,0017)	0,0055*** (0,0016)	0,0058*** (0,0016)
Inflation	-0,0010 (0,0014)	0,0002 (0,0008)	0,0001 (0,0008)	-0,0003 (0,0008)	-3,96 e -05 (0,0008)	0,0001 (0,0008)	-0,0001 (0,0008)
Taux d'intérêt réel	-0,00427 (0,0029)	-0,0006 (0,0024)	-0,0009 (0,0025)	-0,0013 (0,0025)	-0,0008 (0,0025)	-0,0008 (0,0025)	-0,0016 (0,0026)
Taux d'ouverture commerciale	0,0017 (0,0018)	0,0014 (0,0013)	0,0013 (0,0013)	0,0017 (0,0013)	0,0014 (0,0014)	0,0015 (0,0013)	0,0016 (0,0014)
Taux d'urbanisation	0,0080 (0,0081)	-0,0032 (0,0123)	-0,0024 (0,0122)	-0,0046 (0,012)	-0,0035 (0,0122)	-0,0030 (0,0123)	-0,0037 (0,0122)
Taux d'emploi	-0,0028 (0,0053)	0,0068 (0,0066)	0,0085 (0,0067)	0,0076 (0,0064)	0,0070 (0,0065)	0,0075 (0,0065)	0,0081 (0,0066)
Kaopen		-0,0243 (0,0254)	-0,0266 (0,0251)	-0,0233 (0,0248)	-0,0232 (0,0244)	-0,0242 (0,0250)	-0,0245 (0,0253)
Taux de croissance de la population	0,110** (0,0457)	0,0657* (0,0361)	0,0669* (0,0353)	0,0626* (0,0360)	0,0603* (0,0348)	0,0644* (0,0354)	0,0719** (0,0351)
Densité de la population	-0,0006 (0,0013)	0,00462 (0,0056)	0,0053 (0,0057)	0,00419 (0,0055)	0,0046 (0,0055)	0,0048 (0,0055)	0,0050 (0,0056)
Log (Cars)	0,0006 (0,0008)						

Tableau 4 : (suite)

Contrôle de corruption		0,136 (0,224)				
Efficacité du gouvernement		0,508 (0,353)				
Stabilité politique		0,499*** (0,149)				
Qualité réglementaire		0,354 (0,228)				
État de droit				0,120 (0,196)		
Voix citoyenne et responsabilité						0,480* (0,249)
Muettes temporelles	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	439	655	655	655	655	655
R ² centré	0,149	0,115	0,119	0,125	0,115	0,121
Nombre de pays	51	63	63	63	63	63
Test de Hansen J-oiD (p-value)	0,7444	0,6552	0,8074	0,6110	0,6437	0,7164
Sat. de Cragg-Donald	106,980	201,940	202,563	200,478	195,108	203,654
Valeur critique de Stock et Yogo (10%)	19,93	19,93	19,93	19,93	19,93	19,93

Note : les écarts-types robustes sont présentés entre parenthèses ; *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

3.4 Existe-t-il une relation non linéaire entre les IDE et l'assurance non-vie ?

Cette sous-section porte sur l'identification d'hétérogénéités potentielles dans la relation entre les entrées d'IDE et la pénétration de l'assurance non-vie. Premièrement, nous mettons en relation les coefficients d'IDE avec d'autres variables susceptibles d'influencer l'attractivité des IDE dans l'économie locale. Deuxièmement, nous déterminons si un effet « Afrique subsaharienne » pourrait modifier l'impact marginal des IDE sur le développement de l'assurance non-vie. Ces variables sont : l'indice de capital humain, le développement des infrastructures mesuré en fonction du nombre d'utilisateurs d'Internet pour 100 personnes, le droit de propriété⁸, qui permet d'évaluer la capacité des personnes à accumuler des biens immobiliers privés, le degré de démocratie selon les indicateurs de Polity2⁹ et la variable muette Afrique subsaharienne. Les données relatives au développement des infrastructures sont issues de la base de données de la Banque mondiale et de la *Penn World Table* version 8.0 pour ce qui est de l'indice de capital humain.

La littérature montre que les effets des IDE sur la croissance des pays en développement dépendent de la situation intérieure du pays d'accueil (économique, politique, sociale, culturelle ou autre). À cet égard, Borensztein, Gregorio et Lee (1998) ont montré que le stock de capital humain est essentiel pour déterminer l'ampleur des effets des IDE sur la croissance économique. Par ailleurs, Asiedu (2002, 2006) ajoute que la qualité des infrastructures et l'environnement politique sont des facteurs déterminants des IDE dans les pays en développement. Ces effets conditionnels des IDE sur l'assurance non-vie sont testés au moyen de la variable instrumentale (IV-GMM) développée par Baum *et al.* (2007). Les résultats sont présentés dans le tableau 5.

Nous observons que l'impact positif des IDE sur l'assurance non-vie est amplifié (coefficient positif sur l'interaction) dans les pays ayant un niveau élevé de protection du droit de propriété (colonne 3) et de démocratie (colonne 4), tandis que cet effet marginal n'est pas conditionnel au niveau de capital humain et d'infrastructures (colonnes 1 et 2). Ainsi, les résultats des colonnes 3 et 4 indiquent que plus de démocratie et de respect du droit de

⁸ La note en matière de droit de propriété est comprise entre 0 (la propriété privée n'existe pas et tous les biens immobiliers appartiennent à l'État) et 100 (l'État garantit le droit à la propriété privée).

⁹ La note de Polity2 est comprise entre -10 (régime autocratique) et 10 (régime démocratique). Nous obtenons la variable Polity2 à partir de la base de données du projet Polity IV et la note en matière de droit de propriété à partir de la base de données de la *Economic Freedom Heritage Foundation* (2014).

propriété peuvent améliorer l'impact marginal des flux d'IDE sur le développement de l'assurance non-vie dans les pays en développement.

Tableau 5 : Tests sur les effets conditionnels des entrées d'IDE

Primes d'assurance non-vie (% PIB) : FE-IV					
VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
IDE entrants (%PIB)	0,0144** (0,0061)	0,0230** (0,010)	0,145*** (0,0476)	0,0168** (0,0070)	0,0190*** (0,0066)
IDE*Capital humain	-0,0024 (0,0064)				
Capital humain	-0,421 (0,369)				
IDE*Utilisateurs Internet		-0,0003 (0,0004)			
Utilisateurs Internet		0,0081** (0,0032)			
IDE* Droits de propriété			0,0032*** (0,0011)		
Droits de propriété			0,896** (0,427)		
IDE*Démocratie (Polity2)				0,0015** (0,0007)	
Démocratie				-0,0352 (0,0963)	
IDE*Afrique subsaharienne					-0,0148** (0,00737)
Log (PIB par tête)	0,554*** (0,120)	0,406*** (0,131)	0,515*** (0,191)	0,153 (0,144)	0,411*** (0,123)
Muettes temporelles	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Observations	653	802	610	614	814
R ²	0,124	0,085	-0,139	0,079	0,094
Nombre de pays	49	64	51	50	64
Test de Hansen J-oiD (p-value)	0,1965	0,2265	0,6489	0,6509	0,7032
Stat. de Cragg-Donald	28,882	56,265	24,58	24,771	29,524
Valeur critique de Stock et Yogo (10%)	16,85	19,93	16,85	16,85	19,93

Note : les écarts-types robustes sont présentés entre parenthèses ;

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Les variables de contrôle sont comprises.

Enfin, le coefficient d'interaction entre les IDE et la variable muette Afrique subsaharienne est significativement négatif (colonne 5). Les résultats indiquent que, même si les IDE favorisent le développement de l'assurance non-vie dans les pays d'Afrique subsaharienne comme ailleurs, le gain marginal d'une amélioration des IDE est d'une certaine manière moindre pour les

pays d'Afrique subsaharienne. Plus précisément, une augmentation de 1%, par exemple, des IDE entraîne une augmentation de 0,0195 % de la pénétration de l'assurance non-vie dans les pays hors Afrique subsaharienne, contre une augmentation de 0,0040 % (0,01951–0,01543) pour un pays comparable d'Afrique subsaharienne. Le coefficient interactif estimé négatif et significatif de la variable muette Afrique subsaharienne suggère l'existence d'un effet régional négatif pour les pays d'Afrique subsaharienne. Ce phénomène peut s'expliquer par la perception négative de l'Afrique exprimée par les agences de notation des risques. En outre, il existe un manque d'informations concernant les pays du continent ; les décisions en matière d'investissement ne sont souvent pas guidées par les conditions particulières de chaque pays, mais en fonction de conclusions tirées de l'environnement des pays voisins (Asiedu, 2002). Enfin, ce résultat peut, dans une certaine mesure, s'expliquer par le manque de démocratie et de respect du droit de propriété dans les pays d'Afrique subsaharienne.

4 CONCLUSION ET IMPLICATIONS POLITIQUES

Notre article a permis d'analyser l'impact des entrées d'investissements directs étrangers sur la pénétration de l'assurance non-vie dans 76 pays en développement au cours de la période qui s'étend de 1996 à 2011. Nous avons utilisé une méthode d'estimation économétrique pour prendre en compte l'endogénéité potentielle afin d'analyser l'effet des entrées d'investissements étrangers. Les principaux résultats montrent qu'une augmentation des IDE entraîne une augmentation des primes d'assurance non-vie en plus de l'effet revenu. Les résultats sont robustes à l'utilisation d'une méthode d'estimation alternative et à l'ajout de variables de contrôle supplémentaires. De plus, l'effet marginal des IDE sur l'assurance non-vie est plus important dans les pays les plus démocratiques et respectueux du droit de propriété. Enfin, l'effet des IDE sur la pénétration de l'assurance non-vie est faible dans les pays d'Afrique subsaharienne, contrairement aux autres pays.

Nos conclusions concernant l'effet hétérogène des entrées d'IDE sur la pénétration d'assurance non-vie mettent en évidence le rôle de la démocratie et du droit de propriété dans la formulation de la réponse à apporter pour développer l'implantation de l'assurance dans les pays en développement. Ainsi, notre étude semble laisser à penser que, pour que le secteur des assurances dans les pays en développement bénéficie de l'impact des IDE, les autorités locales doivent travailler à plus de démocratie et au respect du droit de propriété

des investisseurs privés. Des améliorations dans ces domaines sont donc d'une importance particulière dès lors que ces institutions sont faibles au départ, comme en Afrique subsaharienne. En prolongement de cet article, il pourrait être intéressant d'examiner les voies de cet effet positif des IDE, en séparant les effets de l'offre et de la demande, notamment l'impact des entrées d'IDE sur le secteur de l'assurance.

RÉFÉRENCES

- AITKEN, B., HARRISON, A. and R. E. LIPSEY (1996). «Wages and Foreign Ownership. A Comparative Study of Mexico, Venezuela, and the United States», *Journal of International Economics*, 40, 345–371.
- ALFARO, L., CHANDA, A., KALEMLI-OZCAN, S. and S. SAYEK (2004). «FDI and Economic Growth: The Role of Local Financial Markets», *Journal of International Economics*, 64(1), 89–112. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(03\)00081-3](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(03)00081-3)
- ASIEDU, E. (2002). «On the Determinants of Foreign Direct Investment to Developing Countries: Is Africa Different?», *World Development*, 30(1), 107–119. [https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(01\)00100-0](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(01)00100-0)
- ASIEDU, E. (2006). «Foreign Direct Investment in Africa: The Role of Natural Resources, Market Size, Government Policy, Institutions and Political Instability», *The World Economic*, 29(1), 63–77.
- BARRO, R. J. and J. W. LEE (2013). «A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010», *Journal of Development Economics*, 104, 184–198.
- BAUM, C. F., SCHAFFER, M. E. and S. STILLMAN (2007). «Enhanced Routines for Instrumental Variables/Generalized Method of Moments Estimation and Testing», *The Stata Journal*, 7(4), 465–506.
- BECK, T. and I. WEBB (2003). «Economic, Demographic, and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption Across Countries», *World Bank Economic Review*, 17, 51–88.
- BLUNDELL, R. and S. BOND (1998). «Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models », *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143.
- BORENSZTEIN, E., GREGORIO, J. de and J. LEE (1998). «How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?», *Journal of International Economics*, 45, 115–135.
- BROWNE, M. J. and K. KIM (1993). «An International Analysis of Life Insurance Demand», *The Journal of Risk and Insurance*, 60(4), 616–634.
- CARKOVIC, M. and R. LEVINE (2002). «Does Foreign Direct Investment Accelerate Economic Growth?», *University of Minnesota Department of Finance Working Paper*.
- CARSON, J. M., CHEN, P.-H. and J. F. OUTREVILLE (2014). «Does Foreign Direct Investment Affect the Supply of Life Insurance in Developing Countries?», *No. Athens, GA 30602*.

- CHANG, C.-H. and C.-C. LEE (2012). «Non-Linearity between Life Insurance and Economic Development: A Revisited Approach», *The Geneva Risk and Insurance Review*, 37(2), 223–257. <https://doi.org/10.1057/grir.2011.10>
- CHINN, M. D. and H. ITO (2008). «A New Measure of Financial Openness», *Journal of Comparative Policy Analysis*, 10(3), 309–322.
- DECREUSE, B. and P. MAAREK (2008). «FDI and the Labor Share in Developing Countries: A Theory and some Evidence», *DT-GRECAM 2008-17*, Groupement de recherche en économie quantitative d'Aix-Marseille.
- ENZ, R. (2000). «The S-Curve Relation between Per-Capita Income and Insurance Penetration», *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, 25(3), 396–406.
- FEYEN, E., LESTER, R. and R. ROCHA (2011). «What Drives the Development of the Insurance Sector? An Empirical Analysis Based on a Panel of Developed and Developing Countries», *Policy Research Working Paper WPS 5572*, 117–139.
- FORD, T. C., RORK, J. C. and B. T. ELMSLIE (2008). «Foreign Direct Investment, Economic Growth, and the Human Capital Threshold: Evidence from US States», *Review of International Economics*, 16(1), 96–113. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.2007.00726.x>
- HAILU, Z. A. (2010). «Demand Side Factors Affecting the Inflow of Foreign Direct Investment to African Countries: Does Capital Market Matter?», *International Journal of Business and Management*, 5(5), 104–116.
- HURLIN, C. et V. MIGNON (2007). «Une synthèse des tests de cointégration sur données de panel», *Économie & Prévision*, 4 (180–181), 241–265.
- KAUFMAN, D., KRAAY, A. and M. MASTRUZZI (2010). «The Worldwide Governance Indicators Methodology and Analytical Issues», *Policy Research Working Paper No. WPS 5430*, Washington, DC: The World Bank.
- LEE, C. C. and Y.-B. CHIU (2012). «The Impact of Real Income on Insurance Premiums: Evidence from Panel Data», *International Review of Economics and Finance*, 21(1), 246–260. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2011.07.003>
- LIPSEY, R. E. (2002). «Home and Host Country Effects of FDI», *NBER Working Paper No. 9293*, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- LIPSEY, R. E. and F. SJOHOLM (2001). «Foreign Direct Investment and Wages in Indonesian Manufacturing», *NBER Working Paper No. 8299*, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- DE MELLO, L. R. (1997). «Foreign Direct Investment in Developing Countries and Growth: A Selective Survey», *Journal of Development Studies*, 34(1), 1–34.
- OECD (2002). *Foreign Direct Investment for Development: Maximising Benefits, Minimising Costs*, Paris : OECD Publications Service.
- OUTREVILLE, J. F. (1990). «The Economic Significance of Insurance Markets in Developing Countries», *The Journal of Risk and Insurance*, 57(3), 487–498.
- OUTREVILLE, J. F. (1996). «Life Insurance Markets in Developing Countries», *The Journal of Risk and Insurance*, 63(2), 263–278. <https://doi.org/10.2307/253745>
- PSACHAROPOULOS, G. (1994). «Returns to Investment in Education: A Global Update», *World Development*, 12(9), 1325–1343

- STOCK, J. H. and M. YOGO (2005). «Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression», in D. Andrews and J. Stock (Eds.), *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge: Cambridge University Press.
- TINTIN, C. (2012). «The Effect of Foreign Direct Investment on Labor Income: Evidence from OECD Countries», *International Journal of Economics and Finance Studies*, 4(1), 51-60.
- UNCTAD [UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT] (2018). *World Investment Report 2018: Reforming International Investment Governance*, New York; Geneva: United Nations.
- WARD, D. and R. ZURBRUEGG (2002). «Law, Politics and Life Insurance Consumption in Asia», *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, 27(3), 395–412.
- WINDMEIJER, F. (2005). «A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators», *Journal of Econometrics*, 126(1), 25–51. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.02.005>

ANNEXES

Tableau A1 : *Liste des pays*

<p>Afrique du Sud, Albanie, Algérie, Angola, Argentine, Azerbaïdjan, Bangladesh, Belize, Bénin, Biélorussie, Bolivie, Bosnie-Herzégovine, Botswana, Brésil, Bulgarie, Burkina Faso, Burundi, Cameroun, Cap-Vert, Chine, Colombie, Costa Rica, Côte d'Ivoire, Dominique, Égypte, El Salvador, Équateur, Éthiopie, Fidji, Gabon, Ghana, Guatemala, Guyane, Honduras, Hongrie, Inde, Indonésie, Jamaïque, Jordanie, Kazakhstan, Kenya, Liban, Macédoine du Nord, Malaisie, Madagascar, Malawi, Mali, Maroc, Maurice, Mexique, Moldavie, Mozambique, Namibie, Népal, Nicaragua, Niger, Nigéria, Ouganda, Pakistan, Panama, Pérou, Paraguay, Philippines, République dominicaine, Roumanie, Sénégal, Sri Lanka, Tanzanie, Tchad, Thaïlande, Togo, Turquie, Ukraine, Venezuela, Viêt Nam, Zambie.</p>

Tableau A2 : Sources et définitions des variables

Variables	Définitions	Sources
Pénétration de l'assurance non-vie	Volume brut de primes d'assurance sur PIB (%)	Beck <i>et al.</i> (2003)
Actifs liquides	Actifs liquides sur PIB (%)	
Crédits bancaires	Crédits bancaires accordés au secteur privé sur PIB (%)	
IDE	Entrées d'investissements directs étrangers (% du PIB)	UNCTAD (2018)
PIB par habitant	PIB par habitant, exprimé en dollars américains constants de 2005	
Taux d'urbanisation	Population urbaine (en % de la population totale)	
Inflation	Indice des prix à la consommation	
Taux d'intérêt réel	Taux d'intérêt réel (%)	
Indice de Gini	Coefficient permettant de mesurer le niveau d'inégalité de la répartition du revenu ou des dépenses de consommation des ménages. L'indice de Gini varie de 0 à 1, où 0 signifie l'égalité parfaite et 1 une inégalité parfaite	
Emploi	Part de la population active en % de la population totale	<i>Indicateurs du développement dans le monde</i> (WDI), 2014, Banque mondiale
Croissance démographique	Croissance de la population (en % annuel)	
Densité démographique	Densité de la population (nombre d'habitants au mètre carré)	
CARS	Nombre de véhicules privés pour 1000 habitants	
Ouverture aux échanges commerciaux	Somme des importations et des exportations rapportée au PIB (%)	
Développement des infrastructures	Utilisateurs Internet pour 100 personnes	
État de droit	Indicateur permettant de mesurer la confiance dans les règles de la société manifestée par les agents, et leur respect de ces règles, notamment la qualité de l'exécution des contrats, de la police et des tribunaux, ainsi que la probabilité de criminalité et de violence	

Tableau A2 : (suite)

Qualité de la réglementation	Indicateur permettant de mesurer la capacité d'un gouvernement à formuler et à mettre en œuvre des politiques et des réglementations favorables au développement du secteur privé	
Efficacité des pouvoirs publics	Indicateur permettant de mesurer la compétence administrative et la qualité du service public	
Corruption	Indicateur permettant de mesurer l'abus de pouvoir public à des fins privées sous diverses formes (petite et grande corruption), ainsi que l'utilisation de l'État par des élites pour leurs intérêts privés	Kaufmann <i>et al.</i> (2010)
Stabilité politique	Indicateur permettant de mesurer la perception de la probabilité du gouvernement à être déstabilisé ou renversé par des moyens anticonstitutionnels ou violents, comme la violence politique ou le terrorisme	
Voix citoyenne et responsabilité	Indicateur permettant de mesurer le niveau de participation citoyenne aux élections, ainsi que la liberté d'expression, la liberté d'association et la liberté de la presse	
Kaopen	Indice de libéralisation financière qui permet de mesurer le degré d'ouverture du compte de capital dans un pays	Base de données Chinn et Ito (2008)
Capital humain	Indice de développement de capital humain par personne, fondé sur les années de scolarité (Barro et Lee, 2013) et le retour sur éducation (Psacharopoulos, 1994).	<i>Penn World Table</i> , version 8.0

Tableau A3 : Impact des IDE sur la pénétration de l'assurance non-vie, hors pays dont le revenu dépend de ses ressources naturelles, 1996-2011

VARIABLES	Primes d'assurance non-vie (% PIB) : FE-IV									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
IDE (% PIB)	0,00651* (0,00343)	0,00785** (0,00350)	0,00959* (0,00578)	0,0102** (0,00489)	0,00996** (0,00445)	0,00992** (0,00456)	0,00810** (0,00406)	0,0124** (0,00516)	0,00941** (0,00445)	0,00930** (0,00432)
Log (PIB par tête)	0,0117*** (0,00251)	0,0669** (0,0107)	0,0669** (0,0107)	0,0204** (0,0144)	0,0461*** (0,00973)	0,0539*** (0,00104)	0,0668*** (0,00952)	0,0802*** (0,0127)	0,068*** (0,0101)	0,0863** (0,0105)
Actifs liquides (% PIB)			0,0105*** (0,00259)	0,00587*** (0,00171)	0,00951*** (0,00232)	0,00929*** (0,00230)	0,00911*** (0,00233)	0,00944*** (0,00227)	0,00938*** (0,00234)	0,00918*** (0,00224)
Inflation			-0,000461 (0,000476)	-0,000867 (0,000544)	0,000600 (0,000885)	0,000447 (0,000910)	0,000204 (0,000874)	0,000187 (0,000888)	0,000441 (0,000908)	0,000387 (0,000908)
Taux d'intérêt réel			0,000920 (0,00175)	0,000570 (0,00185)	0,00330 (0,00205)	0,00313 (0,00204)	0,00309 (0,00194)	0,00277 (0,00214)	0,00302 (0,00207)	0,00304 (0,00208)
Taux d'ouverture commerciale			0,000191 (0,00144)	0,00113 (0,00153)	2,43e-05 (0,00124)	0,000250 (0,00129)	0,000823 (0,00126)	-0,000631 (0,00153)	0,000345 (0,00126)	0,000539 (0,00131)
Taux d'urbanisation			-0,0287*** (0,00852)	-0,0153 (0,0136)	-0,0363*** (0,00937)	-0,0334*** (0,00987)	-0,0316*** (0,00959)	-0,0430*** (0,0114)	-0,0335*** (0,00976)	-0,0319*** (0,00972)
Indice de Gini			0,00823 (0,00713)							
Contrôle de corruption					0,523** (0,214)					
Efficacité du gouvernement						0,243 (0,261)				
Stabilité politique							0,306* (0,167)			

Tableau A3 : (suite)

Qualité réglementaire										0,618** (0,293)		
État de droit										0,0672 (0,225)		
Voix citoyenne et responsabilité											0,230 (0,342)	
Estimation de première étape												
Revenu des ressources naturelles retardé d'une période	0,04267** (0,03747)	0,104159* (0,06701)	0,3338*** (0,08442)	0,33389*** (0,08442)	0,25143*** (0,06819)	0,26042*** (0,06910)	0,24916*** (0,06818)	0,2545*** (0,0680)	0,25512*** (0,0674)	0,2563*** (0,06831)		
IDÉ retardé d'une période	0,5606*** (0,10455)	0,335976** (0,13357)	0,24888* (0,13618)	0,2488* (0,13618)	0,42064*** (0,1073)	0,42054*** (0,10374)	0,4108*** (0,1044)	0,40704*** (0,10708)	0,41762*** (0,10493)	0,41427*** (0,10466)		
Muettes temporelles	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non
Observations	275	275	209	160	178	178	178	178	178	178	178	178
R ²	0,052	0,113	0,245	0,252	0,347	0,336	0,349	0,348	0,334	0,337		
Nombre de pays	30	30	24	22	24	24	24	24	24	24		
Test de Hansen	0,4804	0,7990	0,5867	0,5673	0,6624	0,8927	0,8010	0,6205	0,8434	0,893		
J-oid (p-value)	25,702	28,403	20,165	20,195	20,123	20,189	19,970	20,341	20,446	20,378		
Stat. de Cragg-Donald	19,93	19,93	19,93	19,93	19,93	19,93	19,93	19,93	19,93	19,93		
Valeur critique de Stock et Yogo (10%)												

Note : les écarts-types robustes sont présentés entre parenthèses ; *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.