

## RENDEMENT DE L'ÉDUCATION ET CHOIX DES INSTRUMENTS

Application sur données vietnamiennes

[Jean-Louis Arcand](#), [Béatrice d'Hombres](#), [Paul Gyselinck](#)

Presses de Sciences Po | « [Revue économique](#) »

2005/3 Vol. 56 | pages 563 à 572

ISSN 0035-2764

ISBN 2724630084

DOI 10.3917/reco.563.0563

Article disponible en ligne à l'adresse :

-----  
<https://www.cairn.info/revue-economique-2005-3-page-563.htm>  
-----

Distribution électronique Cairn.info pour Presses de Sciences Po.

© Presses de Sciences Po. Tous droits réservés pour tous pays.

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.

# Rendement de l'éducation et choix des instruments

Application sur données vietnamiennes

---

Jean-Louis Arcand\*  
Béatrice d'Hombres\*  
Paul Gyselinck\*

*L'objet de cet article est d'estimer sans biais les rendements de l'éducation au Viêtnam. Pour ce faire, nous employons différents instruments basés sur des variations dans la demande d'éducation et l'offre d'éducation. Par ailleurs, nous faisons également usage de la matrice d'instruments proposée par Hausman et Taylor [1981]. La correction du biais d'endogénéité conduit à des rendements de l'éducation plus élevés que ceux obtenus en MCO. Nous montrons que la matrice d'instruments de Hausman et Taylor, lorsqu'elle est combinée avec d'autres instruments plus classiques, s'avère être efficace pour parvenir à estimer, sans biais, des rendements moyens (et non locaux) de l'éducation (Angrist [1994]).*

## INSTRUMENT CHOICE AND THE RETURNS TO EDUCATION : NEW EVIDENCE FROM VIETNAM

*This paper focuses on instrument choice while consistently estimating the returns to education in Vietnam. Using VLSS data, we explore different sets of exogenous instruments that rely on demand and supply side sources of variation in schooling as well as the matrix of instruments proposed by Hausman and Taylor [1981]. As in several studies, we find that IV estimates of the returns to education are substantially higher than the corresponding OLS estimate. We show how the Hausman-Taylor matrix of instruments, when combined with other instruments, may be a useful way of consistently estimating an average return to education rather than a local average treatment effect (Angrist [1994]).*

Classification JEL : J31 I21 C30

---

\* CERDI-CNRS, Université d'Auvergne, 65 boulevard François-Mitterrand, 63000 Clermont-Ferrand. Courriels : arcandjl@alum.mit.edu, B.D\_Hombres@u-clermont1.fr, P.Gyselinck@u-clermont1.fr.

Nous remercions les membres du LIII<sup>e</sup> congrès de l'AFSE, en particulier Élisabeth Cudeville pour ses précieux commentaires. Une version plus longue de cet article a également bénéficié des remarques des participants de l'école d'été de l'IZA et des XIV<sup>e</sup> Journées du SESAME.

## INTRODUCTION

La mesure du rendement de l'éducation a fait l'objet d'un intérêt considérable en économie du travail<sup>1</sup>. Ces dernières années ont vu l'émergence de nouvelles méthodes destinées à faire face aux différents biais rencontrés lors de l'estimation de l'effet causal de l'éducation sur les salaires. Cet article contribue au débat en tentant une estimation sans biais du rendement de l'éducation au Vietnam.

La procédure la plus communément admise consiste à identifier des instruments externes. Pour autant, si l'estimation des rendements de l'éducation a fait l'objet d'une multitude de travaux empiriques, tous s'accordent pour reconnaître la difficulté de trouver un ensemble d'instruments satisfaisant les deux conditions nécessaires d'admissibilité. En effet, il est de plus en plus épineux, voire impossible, d'identifier des variations dans la demande d'éducation qui soient orthogonales à l'effet fixe individuel. Ce constat a conduit à l'emploi d'instruments influant sur l'offre d'éducation (proximité géographique d'écoles primaires ou secondaires). Cependant, si l'orthogonalité de tels instruments ne semble pas remise en question, pour autant leur corrélation avec la variable d'intérêt, à savoir le niveau d'éducation individuel, paraît bien souvent hasardeuse. Le recours à des instruments faibles conduit non seulement à des estimations imprécises mais également, et surtout, à des biais en échantillons finis. Ceci nous impose donc la plus grande prudence dans notre quête d'identification d'instruments externes simultanément « exogènes » aux perturbations de l'équation de salaire et « suffisamment corrélés » avec l'éducation. Enfin, lorsque nous disposons de données de panel, il est également possible de faire usage de la procédure de Hausman et Taylor [1981] (HT par la suite<sup>2</sup>).

Cet article est consacré à l'estimation des rendements de l'éducation au Vietnam. Nous aurons recours aux instruments couramment employés dans la littérature qui se fondent sur des variations dans (i) la demande d'éducation et (ii) l'offre d'éducation. Par ailleurs, nous ferons également usage de la matrice d'instruments de HT. Il s'agit, à notre connaissance, de la première étude se proposant, dans un cadre unifié, de comparer la validité et la pertinence de ces trois ensembles d'instruments<sup>3</sup>. Plusieurs tests seront mis en œuvre afin de ne retenir que les instruments admissibles.

Le reste de cet article est organisé comme suit. La section 2 discute des différentes matrices d'instruments, tandis que la section 3 présente les données utilisées et les principaux résultats obtenus. La section 4 analyse les résultats et conclut.

---

1. Voir Card [2001] pour une revue complète de la littérature sur ce sujet.

2. Une solution alternative aux procédures en variables instrumentales classiques se trouve soit dans l'emploi d'un indicateur approché du « talent inné » (Griliches [1977]), soit dans le recours à des échantillons de jumeaux monozygotes (Behrman *et al.* [1994]).

3. Callan et Harmon [1999] utilisent simultanément des instruments basés sur des variations dans la demande et l'offre d'éducation tandis que Guillotin et Sevestre [1994] emploient ceux proposés par HT.

## INSTRUMENTS « EXTERNES » VERSUS INSTRUMENTS « INTERNES »

Considérons l'équation de gains suivante :

$$\begin{cases} y_{it} = \beta_0 + X_{it}\beta_1 + Z_{1i}\gamma_1 + Z_{2i}\gamma_2 + \eta_{it}, \\ \eta_{it} = f_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T. \end{cases} \quad (1)$$

où  $X_{it}$  est un vecteur  $[NT \times K]$  de variables explicatives variant dans le temps et  $Z_i = [Z_{1i}; Z_{2i}]$  est un vecteur  $[NT \times (G_1 + G_2)]$  de variables explicatives invariantes dans le temps.  $N$  est le nombre d'individus et  $T$  le nombre de périodes durant lesquelles les individus sont observés. Nous faisons les hypothèses suivantes :

$$\begin{cases} E[X'_{it}f_i] = E[Z'_{1i}f_i] = 0, & E[Z'_{2i}f_i] \neq 0, \\ E[X'_{it}\varepsilon_{it}] = E[Z'_{1i}\varepsilon_{it}] = 0, & E[f'_i\varepsilon_{it}] = 0. \end{cases} \quad (2)$$

Typiquement,  $Z_{2i}$  correspond au nombre d'années d'éducation<sup>1</sup>. Comme l'effet individuel est inobservable, estimer l'équation (1) par les moindres carrés ordinaires (MCO) conduira à des estimations biaisées des coefficients. Une procédure en variables instrumentales (VI) est donc nécessaire<sup>2</sup>.

### Les instruments « externes »

La procédure traditionnelle suppose d'identifier une matrice d'instruments externes  $W_{it}$ , de dimension  $[NT \times W]$  avec  $W \geq G_2$ , qui satisfasse les conditions suivantes :

$$E[W'_{it}\eta_{it}] = 0, \quad E[W'_{it}Z_{2i}] \neq 0. \quad (3)$$

La première catégorie d'instruments repose sur l'identification de *variables affectant la demande d'éducation*. Deux types d'instruments couramment employés sont disponibles avec les données vietnamiennes que nous utilisons. D'une part, le niveau d'éducation des parents et, d'autre part, les habitudes en matière de consommation de tabac.

Le premier ensemble d'instruments,  $VI_1$ , sera composé de deux variables nous renseignant sur le niveau d'éducation atteint par le père et la mère de l'individu. Il est traditionnellement attendu un impact positif de l'éducation des parents sur le développement cognitif de l'enfant et la qualité de l'éducation qu'il recevra. Cependant, et parallèlement, le népotisme et la stratification sociale impliquent que des parents éduqués seront plus intégrés socialement, facilitant ainsi l'accès à un réseau de connaissances influentes.

Le second ensemble,  $VI_2$ , tente de capter l'hétérogénéité dans le taux d'escompte individuel. Nous utilisons, en effet, l'information sur la consomma-

1. Dans ce qui suit, nous ne traitons pas explicitement de la corrélation entre l'éducation et le terme d'erreur  $\varepsilon_{it}$ , découlant, par exemple, d'une erreur de mesure dans le niveau d'éducation reporté.

2. Une estimation en effets fixes n'est pas envisageable en raison de la nature invariante de l'éducation dans le temps.

tion individuelle de tabac comme instrument du niveau d'éducation<sup>1</sup>. Il s'agit d'une variable muette indiquant si l'individu a déjà fumé au moins pendant six mois. L'idée étant que les individus ayant un taux d'escompte élevé devraient simultanément s'orienter vers un cycle scolaire court et être consommateur de tabac. Il existe cependant de nombreuses raisons qui pourraient rendre cet instrument invalide. Notons en particulier que si le tabac est un bien normal, sa consommation augmentera avec le niveau de revenu.

La deuxième catégorie d'instruments repose sur l'identification de variables affectant l'offre d'éducation. Ainsi, comme Card [1995b], nous employons la proximité d'écoles primaires et secondaires. Tandis que cet ensemble d'instruments, noté VI<sub>3</sub>, devrait effectivement induire des variations exogènes de l'éducation, nous sommes réservés quant à l'idée qu'il existerait une relation causale forte avec le niveau d'éducation atteint.

## Les instruments « internes » de Hausman et Taylor [1981]

Alternativement aux instruments « externes », il est également possible de recourir à la matrice d'instruments de HT [1981]. Cette procédure consiste à décomposer chaque variable exogène et variant dans le temps (*i*) en sa moyenne individuelle et (*ii*) en écart à cette moyenne individuelle. Les deux variables ainsi créées constituent des instruments valides<sup>2</sup>. L'ensemble d'instruments proposé par HT [1981] est donné par :

$$A_{HT} = [Q_v X_{it} ; P_v X_{it} ; Z_{1i}],$$

où  $P_v$  et  $Q_v$  sont les matrices idempotentes qui permettent respectivement les transformations en moyennes individuelles et en écarts aux moyennes individuelles. Sous les hypothèses (2),  $Q_v X_{it}$  et  $P_v X_{it}$  sont des instruments valides puisque  $E[(Q_v X_{it})' \varepsilon_{it}] = E[(P_v X_{it})' \varepsilon_{it}] = 0$ . L'estimateur de HT nous permet d'identifier  $\gamma_2$  tout en contrôlant pour l'hétérogénéité inobservable. La condition d'identification nécessaire est que le nombre d'éléments de  $X_{it}$  soit plus grand que le nombre d'éléments de  $Z_{2i}$ <sup>3</sup>. Cette matrice d'instruments sera dénotée VI<sub>4</sub><sup>4</sup>.

## RÉSULTATS EMPIRIQUES

### Données utilisées

Les données proviennent de deux enquêtes sur les niveaux de vie au Vietnam (VLSS, *Viêt Nam Living Standards Surveys*) réalisées en 1992-1993 et 1997-1998. La structure en panel des données VLSS nous permet de suivre

1. Voir Fersterer et Winter-Ebmer [2003] sur ce sujet.

2. Notons que si nous disposons de variables « faiblement » exogènes (corrélées avec les effets fixes mais orthogonales avec le terme d'erreur) et variant dans le temps, seules les déviations en écart aux moyennes individuelles de ces variables seraient des instruments admissibles.

3. Voir Amemiya et McCurdy [1986] et Breusch *et al.* [1989] pour une extension de la procédure de HT.

4. Afin de prendre en compte la structure à erreurs composées du terme stochastique, nous utilisons un estimateur en variables instrumentales généralisées.

324 hommes salariés sur la période 1992-1998. Le tableau 1 reporte quelques statistiques descriptives quant à l'échantillon utilisé.

Tableau 1. *Statistiques descriptives*

	1993-1997
Nombre d'observations .....	648
Âge moyen .....	30,22 (11.15)
Salaire horaire (en milliers de Dong) .....	2,51 (2.64)
Nombre d'années d'éducation validées .....	8,43 (4.12)
Région de résidence : Nord (%) .....	40,12
Zone urbaine (%) .....	39,35
Groupe ethnique (%) : Kinh + Chinois .....	93,51
Secteur public (%) .....	40,74
Instruments « externes »	
Éducation de la mère .....	2,97 (3.14)
Éducation du père .....	5,29 (4.08)
Consommation de tabac (% qui a déjà fumé) .....	67,59
Proximité d'une école primaire .....	0.663
Proximité d'une école secondaire .....	0.519
Écarts types entre parenthèses.	

La variable dépendante est le logarithme népérien du salaire horaire dans l'activité principale de l'individu. Celui-ci est égal en moyenne à 1,46 et 3,56 milliers de dongs respectivement en 1992-1993 et 1997-1998<sup>1</sup>. Depuis que fut instaurée la politique du *Doi Moi* en décembre 1986, le Viêt Nam connaît une période de profondes réformes structurelles. Le gouvernement vietnamien s'efforce de mettre en place un développement économique reposant sur l'initiative privée tout en restant fidèle aux valeurs du socialisme. L'accroissement du salaire horaire sur la période étudiée illustre le succès du mouvement de libéralisation amorcé.

Les rendements de l'éducation ont été obtenus suite à l'estimation d'une équation de salaire mincérienne traditionnelle liant le logarithme du salaire horaire au niveau d'éducation. Les autres variables explicatives sont l'âge, l'âge au carré ainsi que des muettes (*i*) régionale, (*ii*) urbaine (*iii*) sectorielle (secteur public ou privé), (*iv*) ethnique et (*v*) temporelle.

Le tableau 2 reporte le coefficient estimé associé à l'éducation<sup>2</sup>. Nous obtenons, en MCO, un rendement de l'éducation à hauteur de 2,6 %. Ceci est extrê-

1. 1 USD était échangé pour environ 10 000 dongs in 1993 et 13 000 dongs en 1997.

2. La spécification complète est disponible auprès des auteurs.

mement faible. Néanmoins, ce résultat n'est pas différent de ceux observés dans d'autres pays en transition et s'explique simplement par le fait que, dans les économies planifiées, les salaires étaient peu liés à la productivité marginale des individus<sup>1</sup>. La dimension égalitaire dans la distribution des salaires semble, au vu de cette estimation, avoir persistée après la mise en place des réformes. Par ailleurs, les restrictions, quant à la mobilité des travailleurs, ont sans doute permis aux entreprises de sous-payer les salariés relativement à leur productivité marginale.

Tableau 2. Rendement de l'éducation au Viêtnam

	MCO	VI <sub>1</sub>	VI <sub>4</sub>	VI <sub>1</sub> + VI <sub>4</sub>
Rendement de l'éducation	0.026 (0.004)	0.070 (0.001)	0.051 (0.169)	0.065 (0.001)
Tests statistiques				
Test de Hansen $\chi^2$ .....	<i>n.a.</i>	0.001 (0.991)	0.989 (0.911)	1.192 (0.977)
R <sup>2</sup> Partiel .....	<i>n.a.</i>	0.131	0.058	0.176
Nombre d'instruments exclus .....	<i>n.a.</i>	2	5	7
Hahn-Hausman- <i>m</i> <sub>1</sub> .....	<i>n.a.</i>	-0.027	-0.072	-0.082
Hahn-Hausman- <i>m</i> <sub>2</sub> .....	<i>n.a.</i>	-0.000	0.678	1.085
Donald-Newey <i>EQM</i> .....	<i>n.a.</i>	2.354	16.458	1.382
$\sigma$ .....	0.642	0.655	0.611	0.617
$\bar{R}^2$ .....	0.433	0.409	0.443	0.432
Instruments : VI <sub>1</sub> : Éducation des parents, VI <sub>2</sub> : Consommation de tabac, VI <sub>3</sub> : Proximité d'une école, VI <sub>4</sub> : Matrice de HT. P-values entre parenthèses.				

## Traitement de l'endogénéité de l'éducation

Afin de tenir compte du problème d'endogénéité de l'éducation, nous avons estimé le rendement qui lui est associé en recourant à un estimateur en variables instrumentales. Au préalable, nous testons la validité de VI<sub>1</sub>, VI<sub>2</sub>, VI<sub>3</sub>, VI<sub>4</sub><sup>2</sup>.

### Conditions d'orthogonalité

Dans un premier temps, nous procédons aux tests (i) de Hansen et (ii) Hansen en différence<sup>3</sup>. Les quatre premières lignes du tableau 3 présentent les résultats du test de suridentification sur les quatre ensembles d'instruments proposés dans

1. Ainsi, Maurer-Fazio [2002] obtient, pour les hommes salariés en Chine, un rendement moyen de 2,9 % et 3,7 % respectivement en 1989 et en 1992. Voir également Halpern et Krosi [1998] pour une application alternative des rendements de l'éducation dans une économie en transition.

2. Rappelons que l'ensemble des variables de l'équation de salaire, excepté l'éducation, sont supposées « doublement » exogènes.

3. Cette statistique est simplement la différence entre deux statistiques du test de Hansen, la première étant celle obtenue sur le modèle restreint utilisant uniquement les instruments « non suspects », tandis que la seconde correspond au modèle non restreint (comprenant donc également les instruments « suspects »).

la section précédente. L'hypothèse d'orthogonalité des instruments n'est rejetée dans aucun des quatre cas. De la ligne 5 à la ligne 8, nous mobilisons différentes combinaisons de  $VI_1$ ,  $VI_2$  et  $VI_3$ , tandis que les lignes 9 à 14 emploient systématiquement la matrice de HT ( $VI_4$ ). Comme précédemment, l'hypothèse d'orthogonalité n'est jamais rejetée. Cependant, nous remarquons que l'inclusion des ensembles  $VI_2$  et  $VI_3$  réduit la  $p$ -value associée à ce test.

Nos doutes concernant  $VI_2$  et  $VI_3$  sont confirmés par le test de Hansen en différence. Lorsque les sous-ensembles d'instruments testés sont ceux relatifs à la proximité géographique d'écoles scolaires ou à la consommation de tabac ( $VI_2$  et  $VI_3$ ), l'hypothèse nulle de validité des instruments est marginalement rejetée. Ceci nous oblige à renoncer à leur emploi. En revanche, comme le montrent les lignes 8 et 9 du tableau 3, l'éducation des parents apparaît fortement exogène de même que la matrice d'instruments de HT.

Tableau 3. Validité et pertinence des instruments

	Instruments exclus	Test de Hansen	Test de Hansen en différence	Sous-ensemble d'inst. testés	R <sup>2</sup> partiel	F-test
1	VI1	0.000 (0.99)	<i>n.a.</i>	<i>n.a.</i>	0.131	47.9 (0.000)
2	VI2	<i>n.a.</i>	<i>n.a.</i>	<i>n.a.</i>	0.005	3.41 (0.07)
3	VI3	0.92 (0.34)	<i>n.a.</i>	<i>n.a.</i>	0.001	0.15 (0.86)
4	VI4	0.99 (0.91)	<i>n.a.</i>	<i>n.a.</i>	0.058	7.30 (0.000)
5	VI1 + VI2	1.31 (0.52)	1.31 (0.25)	VI2	0.136	33.41 (0.000)
6	VI1 + VI3	4.14 (0.25)	4.14 (0.13)	VI3	0.131	24.1 (0.000)
7	VI1 + VI2 + VI3	4.96 (0.29)	4.96 (0.17)	VI2 + VI3	0.136	20.02 (0.000)
8	VI1 + VI2 + VI3	4.96 (0.29)	0.46 (0.8)	VI1	0.136	20.02 (0.000)
9	VI4 + VI1	1.19 (0.98)	0.22 (0.9)	VI1	0.176	19.34 (0.000)
10	VI4 + VI2	2.69 (0.75)	1.71 (0.19)	VI2	0.062	7.00 (0.000)
11	VI4 + VI3	5.42 (0.49)	4.43 (0.11)	VI3	0.058	5.60 (0.000)
12	VI4 + VI1 + VI3	5.4 (0.71)	4.21 (0.12)	VI3	0.177	15.00 (0.000)
13	VI4 + VI1 + VI2	2.73 (0.91)	1.55 (0.21)	VI2	0.180	17.31 (0.000)
14	All	6.42 (0.41)	5.23 (0.11)	VI2 + VI3	0.180	13.79 (0.000)

Ensemble d'instruments :  $VI_1$  : Éducation des parents,  $VI_2$  : Consommation de tabac,  $VI_3$  : Proximité d'écoles,  $VI_4$  : Matrice de HT. P-values entre parenthèses.

### *Pertinence des instruments*

Afin de se prémunir des effets du recours à des instruments faibles, nous avons calculé la statistique du F partiel associée à l'hypothèse de signification jointe des instruments, ainsi que le  $R^2$  partiel, tous deux issus de l'estimation de la forme réduite de l'éducation. Les résultats, reportés dans les deux dernières colonnes du tableau 3, suggèrent que  $VI_2$  (consommation de tabac),  $VI_3$  (proximité d'écoles) et  $VI_4$  (HT) ne sont pas suffisamment corrélés avec l'éducation (lignes 2, 3 et 4). En effet, comme Staiger et Stock [1997] l'ont mis en évidence, une statistique de F inférieure à 10 signifie que la probabilité de faire face à des instruments faibles est élevée. Alors que nous ne rejetons ni le test de Hansen ni le test de Hansen en différence, la valeur du F partiel nous conduit à être très prudents concernant l'usage de  $VI_4$ . En revanche, comme l'illustre parfaitement le  $R^2$  partiel de 13 % et la statistique de F de 47.9 (ligne 1), la corrélation entre l'éducation des individus et celle de leurs parents est forte. En combinant  $VI_1$  et  $VI_4$ , le  $R^2$  partiel atteint 17 % (ligne 9). L'addition des instruments de HT peut donc potentiellement améliorer l'efficacité de ceux fondés sur des variations dans la demande d'éducation<sup>1</sup>. Dans un souci de confirmer la « pertinence » de nos instruments de choix, le tableau 1 reporte également les résultats du nouveau test de spécification de Hahn et Hausman [2002]. Ce test examine simultanément la « pertinence » des instruments et leur orthogonalité par rapport au terme d'erreur de l'équation structurelle. Les statistiques reportées au tableau 1, qui se lisent comme des  $t$  de Student, ne rejettent pas la validité de  $VI_1$ ,  $VI_1$  et  $VI_{14}$ .

### *Choix définitif des instruments admissibles*

Afin de ne retenir que les instruments les plus performants, nous avons procédé au test de Donald et Newey [2001]. Ce dernier permet de choisir parmi des instruments valides ceux qui minimisent l'« erreur quadratique moyenne » (EQM) de chaque estimateur<sup>2</sup>. Comme nous pouvons le constater dans le tableau 1,  $VI_{14}$  constitue la matrice qui satisfait ce critère.

Les différents tests employés suggèrent qu'en dépit de la diversité des instruments à disposition, peu sont capables de satisfaire les deux conditions nécessaires à leur admissibilité. Il s'avère que les ensembles  $VI_1$ ,  $VI_4$  et  $VI_{14}$  sont des candidats valides, avec une préférence pour le dernier ensemble d'instruments. L'admissibilité de  $VI_4$  est, cependant, sujette à caution, en vertu du  $R^2$  partiel de la forme réduite.

### **Estimations en variables instrumentales**

Le tableau 1 reporte, dans les trois dernières colonnes, les rendements estimés lorsque nous employons une procédure en variables instrumentales. Comme dans la plupart des études rendant compte des rendements de l'éducation, nous

---

1. Notons que, lorsque nous combinons  $VI_1$  avec  $VI_2$  ou  $VI_3$ , l'hypothèse d'instruments faibles est également rejetée. Cependant, dans la mesure où  $VI_2$  et  $VI_3$  ne satisfont pas les conditions d'orthogonalité, nous ne considérons pas la combinaison de ces derniers avec  $VI_4$  comme admissible.

2. Consulter la version plus longue de cet article pour davantage d'information concernant ce test. Par ailleurs, le programme, mis en œuvre sous stata 8.0, est disponible sur simple demande auprès des auteurs.

obtenons un rendement estimé en VI supérieur à celui relevé lors de l'estimation en MCO. Le rendement estimé de l'éducation augmente en effet à 7 % (par rapport au 2,6 % lors de l'estimation en MCO) lorsque l'ensemble d'instruments est  $VI_1$ , tandis qu'il atteint 5,1 % lorsque nous avons recours à la procédure de HT [1981]. Dans ce dernier cas, néanmoins, le coefficient n'est pas statistiquement différent de zéro. La spécification qui utilise  $VI_1$  et  $VI_4$  simultanément (reportée dans la colonne 4) conduit à une estimation du rendement de l'éducation approximativement égale à 6,5 %.

La corrélation entre l'hétérogénéité inobservable (telle que l'habileté innée) et le niveau d'éducation étant très certainement positive, l'estimation en MCO devrait être biaisée vers le haut. Face au résultat contraire, Card [1999] et Ichino et Winter-Ebmer [1999] ont proposé une explication fondée sur l'hypothèse que les rendements de l'éducation sont hétérogènes dans la population. Cette hétérogénéité peut apparaître à deux niveaux.

Premièrement, il est probable que le rendement marginal de l'éducation soit décroissant. Ainsi, si l'éducation des parents influe principalement sur les choix d'investissement en éducation des individus peu éduqués, une procédure d'estimation en VI conduira à un coefficient associé à l'éducation supérieur à celui qui prévaut dans la population totale. Deuxièmement, pour un niveau scolaire donné des individus, l'éducation des parents affectera probablement le choix (i) des individus les plus capables et/ou (ii) des individus avec un fort taux d'escompte (dû, par exemple, à un faible goût pour l'éducation).

En résumé, l'hétérogénéité dans les rendements de l'éducation implique qu'une estimation en VI produira des rendements différents selon le type d'instrument utilisé, la différence provenant de la sous-population qui est la plus affectée par les instruments en question. Ce rendement marginal pondéré que nous estimons est proche de ce que Imbens et Angrist [1994] appelle un « effet de traitement local moyen » (*local average treatment effect*). Nous pensons que ceci est à même d'expliquer nos résultats, à savoir principalement un rendement estimé en VI supérieur à celui obtenu en MCO<sup>1</sup>.

La combinaison de  $VI_1$  avec  $VI_4$  (HT) devrait produire un rendement estimé proche du vrai rendement moyen de l'éducation dans la mesure où les instruments utilisés dans la procédure de HT affectent, uniformément sur l'ensemble de la population, les décisions d'éducation. Nos estimations, présentées dans l'avant dernière colonne du tableau 1, paraissent le confirmer. En effet, le rendement estimé est légèrement plus faible lorsque nous employons l'ensemble  $VI_4$  (relativement à  $VI_1$ ). Tandis que les instruments de HT seuls ne nous permettent pas d'identifier précisément les rendements de l'éducation, nous pensons que la combinaison de  $VI_1$  et  $VI_4$  compense en partie l'effet obtenu avec  $VI_1$  seul. Dans ces conditions,  $VI_{14}$  constitue une solution adéquate au défi consistant à estimer de façon convergente et sans biais les « rendements moyens » de l'éducation. Le test de Donald et Newey nous confirme, en outre, la supériorité de  $VI_{14}$  par rapport à  $VI_1$ .

1. Notons que plusieurs explications alternatives ont été avancées. En particulier, Griliches [1977] mit en avant le biais vers le bas des estimateurs en MCO causé par l'erreur de mesure associée à la variable d'éducation. Cependant, il ne fait plus de doute que l'ampleur de l'erreur requise, pour expliquer les différences observées entre les résultats en MCO et en VI, est bien supérieure à celle qui peut être raisonnablement envisagée.

## CONCLUSION

Dans cet article, nous avons estimé les rendements de l'éducation au Vietnam en utilisant les données VLSS. Nous employons la matrice d'instruments proposée par Hausman et Taylor [1981] de même que plusieurs autres instruments dont il est couramment fait usage dans la littérature. Une série de tests nous a permis de mettre en évidence que peu d'instruments satisfont les deux conditions nécessaires à leur admissibilité. Dans le cas du Vietnam, seules l'éducation des parents et la matrice de HT sont des instruments admissibles. Quand l'endogénéité de l'éducation est prise en considération, le rendement d'une année supplémentaire d'éducation augmente de façon substantielle. Ce résultat est cohérent avec l'estimation d'un effet local moyen. Cependant, les instruments de HT permettent, au moins en partie, de contourner cette difficulté et d'obtenir ainsi un coefficient plus proche du vrai rendement moyen de l'éducation.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- AMEMYA T., MACURDY T. [1986], « Instrumental-Variable Estimation of an Error-Components Model », *Econometrica*, 54 (4), p. 869-881.
- BEHRMAN J.R., ROSENZWEIG M., TAUBMAN P. [1994], « Endowments and the Allocation of Schooling in the Family and in the Marriage Market: The Twins Experiment », *Journal of Political Economy*, 102 (6), p. 1131-1174.
- BREUSCH T., MIZON G., SCHMIDT P. [1989], « Efficient Estimation Using Panel Data », *Econometrica*, 57 (3), p. 695-700.
- CALLAN T., HARMON C. [1999], « The Economic Return to Schooling in Ireland », *Labour Economics*, 6 (4), p. 543-550.
- CARD D. [2001], « Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems », *Econometrica*, 69 (5), p. 1127-1160.
- FERSTERER J., WINTER-EBMER R. [2003], « Smoking, Discount Rates, and Returns to Education », *Economics of Education Review*, 22 (6), p. 561-566.
- GRILICHES Z. [1977], « Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems », *Econometrica*, 45 (1), p. 1-22.
- GUILLOTIN Y., SEVESTRE P. [1994], « Estimations de fonctions de gains sur données de panel : endogénéité du capital humain et effets de la sélection », *Économie et prévision*, 116 (4), p. 119-135.
- HALPERN L., KOROSI G. [1998], « Labour Market Characteristics and Profitability: An Econometric Analysis of Hungarian Exporting Firms, 1986-95 », *Economics of Transition*, 6 (1), p. 145-162.
- HAHN J., HAUSMAN J. [1981], « A New Specification for the Validity of Instrumental Variables », *Econometrica*, 70 (1), p. 163-189.
- HAUSMAN J., TAYLOR W. [1981], « Panel Data and Unobservable Individual Effects », *Econometrica*, 49 (6), p. 1377-1398.
- ICHINO A., WINTER-EBMER R. [1999], « Lower and Upper Bounds of Returns to Schooling: An Exercise in IV Estimation with Different Instruments », *European Economic Review*, 43 (4-6), p. 889-902.
- IMBENS G., ANGRIST J. [1994], « Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects », *Econometrica*, 62 (2), p. 467-476.
- MAURER-FAZIO M., DINH N. [2002], « Differential Rewards to, and Contributions of, Education in Urban China's Segmented Labor Markets », Michigan, William Davidson Institute, University of Michigan, *Working Paper* 508.
- STAIGER D., STOCK J. H. [1997], « Instrumental Variables Regression with Weak Instruments », *Econometrica*, 65 (3), p. 557-586.