

Décomposition de l'inégalité de revenu par source : méthode des rangs et application au cas de Taiwan

Martin FOURNIER*
CERDI (Université d'Auvergne) et CREST (Laboratoire de
Microéconométrie)

Mots clés : Inégalité, Distribution des revenus, Décomposition, Sources de
revenu, Taiwan.

Classification JEL : D3, D63, O15, O53

Adresse : CERDI
65, bd François Mitterrand
63000 Clermont-Ferrand

E-mail : M.Fournier@cerdi.u-clermont1.fr
Tél. : 04 73 43 12 29

Cette version : Novembre 1999

* Je tiens à remercier François Bourguignon, Denis Fougères, François Gardes, Sylviane Guillaumont-Jeanneney, Marc Gurgand et Sylvie Démurger ainsi que les chercheurs du CERDI et du CREST pour leurs conseils et commentaires.

1. Introduction

Avec l'augmentation marquée des inégalités dans la plupart des pays industrialisés et tout particulièrement aux États-Unis, l'étude de la distribution des revenus a connu un net regain d'intérêt depuis les années 90 (Atkinson, 1997 ; Atkinson et Bourguignon, 1998 ; Kanbur et Lustig, 1999). Parallèlement aux travaux théoriques et empiriques, les réflexions méthodologiques sur l'étude des déterminants d'une évolution observée d'inégalité ont également été remises au premier plan. Les méthodes de décomposition usuelles ont ainsi connu deux développements principaux, l'un, initié par le travail de Juhn, Murphy et Pierce (1993) portant sur des méthodes de décomposition par micro-simulation et l'autre, à la suite de DiNardo, Fortin et Lemieux (1996), fondée sur l'utilisation de techniques de pondération non-paramétrique. Ces deux méthodes se situent dans la lignée directe des décompositions de l'inégalité par sous-population et n'apportent de ce fait que peu de perspectives quant à la décomposition de l'inégalité par source¹.

La question de l'importance relative des diverses sources de revenu dans le revenu total des ménages et dans sa distribution tient cependant une place centrale dans l'étude d'une évolution observée de l'inégalité. Les décompositions de l'inégalité par source cherchent en effet à évaluer l'impact spécifique de la modification de la distribution d'une source particulière de revenu (revenu du capital par exemple) sur l'inégalité de revenu totale et cette approche trouve également un domaine d'application privilégié dans l'étude de l'impact sur la distribution des revenus de la modification de la structure des ménages et des comportements d'activité². Ce dernier aspect a en particulier été au centre de plusieurs études empiriques menées sur l'accroissement des inégalités aux États-Unis, qui mettent en avant la modification de la structure familiale et la modification des comportements de participation des femmes comme des facteurs explicatifs importants de la détérioration de la distribution des revenus³. Les méthodes usuelles de décomposition de l'inégalité par source souffrent toutefois des limitations impliquées par le théorème de Shorrocks (1982) et sont restreintes à l'utilisation d'un indicateur d'inégalité particulier.

Dans un article récent, Burtless (1999) étudie l'impact de la corrélation entre les revenus des époux aux États-Unis à l'aide d'une méthode alternative. Nous montrons dans cet article que cette méthode, exposée par Burtless de manière intuitive et succincte et dans un cadre empirique très spécifique, peut être systématisée et présentée sous une forme générale de décomposition par source qui permet de répondre en partie aux critiques usuellement adressées aux méthodes de décomposition traditionnelles. Cette méthode, que nous nommerons *méthode des rangs*, est d'application relativement simple et fournit des résultats aisément

interprétables comme le montre l'illustration menée sur le cas de Taiwan dans la deuxième partie de cet article.

Après une baisse des inégalités depuis les années 50, Taiwan a connu une augmentation des disparités de revenu des ménages depuis la fin des années 70. Bourguignon, Fournier et Gurgand (1999a) ont montré qu'une part importante de l'évolution inégalitaire observée est due à la modification de la structure des ménages et plusieurs études insistent également sur l'importance de l'augmentation de l'endogamie en termes d'éducation dans la formation des couples (Fields et Leary, 1997 ; Tsai, 1994). Nous proposons ici une évaluation de l'impact distributif de ces deux tendances par la méthode des rangs sur la période 1979-94.

Dans une deuxième section nous présentons donc les résultats théoriques concernant les décompositions usuelles basées sur l'utilisation d'indicateurs d'inégalité, puis nous proposons une systématisation de l'approche alternative initiée par Burtless (1999). La troisième section de cet article applique cette méthode à l'étude de l'évolution de la distribution des revenus à Taiwan au cours de la période 1979-94. La dernière section conclut.

2. Décomposition de l'inégalité par source : méthodologie

2.1 Décompositions usuelles : le théorème de Shorrocks

On peut formaliser les décompositions usuelles de l'inégalité par source de la manière suivante. Soit le revenu Y composé de N sources distinctes de revenu :

$$(1) \quad Y = \sum_{k=1}^N Y_k$$

et soit I un indicateur d'inégalité. On cherche un jeu de contributions $(S_k)_{k=1..N}$ tel que :

a) S_k est une fonction de la distribution de la $kième$ source de revenu $(\{Y_k\})$ et de sa part relative dans le revenu total (\mathbf{p}_k) .

$$b) \quad I(Y) = \sum_{k=1}^N S_k(\{Y_k\}, \mathbf{p}_k)$$

S_k représente alors la contribution de la $kième$ source de revenu à l'inégalité totale observée.

Deux méthodes principales de décomposition par source peuvent être trouvées dans la littérature. La première regroupe les travaux effectués sur la décomposition de la variance puis, dans la lignée de Fei, Ranis et Kuo

(1978), sur la décomposition du coefficient de Gini. Elle définit des décompositions simples à mettre en œuvre et relativement intuitives mais dont les formulations restent *ad hoc*. La seconde découle de l'axiomatique développée par Shorrocks (1982), qui formalise la décomposition par source d'une manière similaire à la décomposition par sous-groupe et déduit de cette axiomatisation une propriété générale de décomposition.

Décomposition de la variance

La décomposition usuelle⁴ de la variance permet de définir une décomposition par source relativement simple des mesures d'inégalité qui s'y rattachent (en particulier le coefficient de variation). En effet, la variance du revenu total Y peut être écrite en fonction des écart-types de chacune des sources (S_k) et des covariances entre les différentes sources de la manière suivante :

$$\begin{aligned}
 \mathbf{s}^2(Y) &= \sum_{k=1}^N \mathbf{s}_k^2 + \sum_{k \neq j} \sum_{j=1}^N \text{Cov}(Y_j, Y_k) \\
 (2) \qquad & \\
 &= \sum_{k=1}^N \text{Cov}(Y, Y_k)
 \end{aligned}$$

ce qui donne directement les contributions S_k recherchées, avec, dans le cas de la variance, $S_k = \text{Cov}(Y, Y_k)$.

Cette décomposition de la variance s'applique directement au carré du coefficient de variation :

$$\begin{aligned}
 CV^2(Y) &= \frac{\mathbf{s}^2(Y)}{\mathbf{m}^2} \\
 (3) \qquad & \\
 &= \sum_{k=1}^N \frac{\text{Cov}(Y, Y_k)}{\mathbf{m}^2}
 \end{aligned}$$

et permet ainsi de donner une évaluation de la contribution des diverses sources de revenu à l'inégalité observée. On peut noter ici que la contribution relative des différentes sources dans l'inégalité totale est identique dans le cas de la décomposition de la variance et dans celui du coefficient de variation puisque dans les deux cas on a :

$$(4) \qquad s_k = \frac{S_k(Y_k)}{I(Y)} = \frac{\text{Cov}(Y, Y_k)}{\mathbf{s}^2(Y)}$$

Décomposition du coefficient de Gini

À la suite de Fei, Ranis et Kuo (1978), Pyatt, Chen et Fei (1980) ont proposé une décomposition du coefficient de Gini sous forme de somme pondérée de « pseudo-Gini » (\tilde{G}_k) avec comme poids (F_k) les parts relatives des sources dans le revenu total, soit :

$$(5) \quad G(Y) = \sum_{k=1}^N f_k \tilde{G}_k, \text{ où } f_k = \frac{\sum_i Y_k^i}{\sum_i Y^i}$$

Le « pseudo Gini » \tilde{G}_k est calculé comme le coefficient de Gini sur la *kième* source de revenu (Y_k), les individus (ou ménages) étant rangés par leur rang en termes de revenu *total* (Y) et non par leur rang par rapport à la *kième* source de revenu.

Pyatt, Chen et Fei (1980) montrent par ailleurs que le « pseudo Gini » peut s'écrire en fonction des coefficients de Gini calculés sur la source de revenu en question et du rang des individus (ou des ménages) en termes de revenu total (\mathbf{r}) et du rang par rapport à la *kième* source de revenu (\mathbf{r}_k) :

$$(6) \quad \tilde{G}_k(Y, Y_k) = G(Y_k) \frac{Cov(Y_k, \mathbf{r})}{Cov(Y_k, \mathbf{r}_k)}$$

Le coefficient de Gini peut alors être exprimé comme une somme pondérée des coefficients de Gini calculés sur les différentes sources de revenu de la manière suivante :

$$(7) \quad G(Y) = \sum_{k=1}^N f_k \frac{Cov(Y_k, \mathbf{r})}{Cov(Y_k, \mathbf{r}_k)} G(Y_k)$$

Cette formulation permet d'effectuer une décomposition du coefficient de Gini en fonction de l'inégalité observée sur chaque source de revenu et de donner par conséquent une mesure de la part de l'inégalité observée expliquée par chaque source de revenu. Ici, comme pour la décomposition de la variance, on peut remarquer que le rapport de covariance peut avoir un signe positif ou négatif. Un signe négatif correspond à une corrélation négative entre la source de revenu en question et le rang en termes de revenu total, ce qui signifie que cette source particulière de revenu est distribuée de sorte à réduire l'inégalité observée en termes de revenu total (ce sera par exemple le cas des transferts).

Le théorème de Shorrocks : un constat d'impossibilité

Shorrocks (1982) a formalisé la décomposition de l'inégalité par source et montré que les décompositions exposées précédemment reposent

sur une hypothèse implicite *ad hoc* concernant l'allocation aux différentes contributions des effets d'interaction entre les sources. Il a également souligné que le nombre de règles de décomposition est *a priori* infini pour chaque indicateur et en a déduit la nécessité d'imposer certaines propriétés. Partant d'une axiomatique simple, il aboutit au résultat suivant :

Théorème : *Sous six hypothèses relativement intuitives concernant la règle de décomposition (détaillées en annexe 1), quelle que soit la mesure d'inégalité I retenue, on a :*

$$(1.39) \quad \frac{S_k(Y_k, Y)}{I(Y)} = \frac{Cov(Y_k, Y)}{Var(Y)} = s_k$$

Ce résultat est extrêmement fort puisque, sous les six hypothèses retenues par Shorrocks, la part de l'inégalité observée imputable à la *kième* source de revenu (s_k) est indépendante de l'indicateur d'inégalité choisi. La règle de décomposition qui découle de cette axiomatique revient donc à donner, pour tout indicateur d'inégalité une contribution relative s_k de la *kième* source de revenu égale à la contribution obtenue *naturellement* pour la décomposition de la variance.

La critique principale que l'on peut émettre à l'encontre de l'approche définie par Shorrocks (1982) concerne précisément l'indépendance des contributions relatives mesurées pour les diverses sources par rapport à l'indicateur d'inégalité retenu⁵. Cette propriété implique en particulier, dans l'explication d'une évolution observée d'inégalité, que la contribution d'une source particulière de revenu est indépendante de l'inégalité mesuré sur sa propre distribution marginale et ne dépend que du niveau d'inégalité mesuré sur le revenu total. Le théorème de Shorrocks (1982) présente donc plus un constat d'impossibilité qu'un véritable cadre d'analyse, impossibilité liée aux interrelations existant entre les effets en œuvre. En effet, lorsque l'on cherche à décomposer l'inégalité par source, trois facteurs sont en œuvre : l'inégalité au sein de chaque source de revenu, la part de ces sources dans le revenu total et la corrélation entre les différentes sources. Décomposer l'inégalité par source revient à allouer à une source particulière l'inégalité qui lui correspond, pondérée par son poids dans le revenu total ainsi qu'une part de l'impact sur l'inégalité de la corrélation entre cette source et les autres sources. Shorrocks (1982) montre qu'il existe une infinité de possibilités de décomposition de l'effet de cette corrélation et que l'imposition de contraintes suffisantes pour lever cette indétermination revient à se limiter à une décomposition très restrictive puisqu'elle est indépendante de l'indicateur d'inégalité retenu. Le résultat final, s'il permet de donner une quantification globale, reste donc difficilement interprétable et limité à la décomposition *naturelle* d'un indicateur particulièrement peu attractif : le carré du coefficient de variation.

2.2 Une approche alternative : la méthode des rangs

Comme nous l'avons souligné précédemment, l'évolution de la distribution jointe de plusieurs sources de revenu provient de la combinaison de deux phénomènes : l'évolution de la distribution marginale de chacune des sources et l'évolution de la corrélation entre ces sources. La difficulté de procéder à une décomposition de ces deux effets réside dans le fait qu'il est impossible de considérer une variation de la distribution d'une source particulière de revenu qui garde constantes à la fois les distributions des autres sources et les corrélations entre ces sources.

Burtless (1999), dans une étude empirique de l'inégalité aux Etats-Unis, utilise une approche alternative qui ouvre de nouvelles perspectives méthodologiques pour la décomposition de l'inégalité par source de revenu à partir d'une idée simple : passer de la corrélation statistique à une corrélation en termes de rang. Nous montrons ici que cette idée, présentée succinctement et dans un cadre très particulier par Burtless, peut être systématisée et qu'elle permet d'isoler l'effet spécifique d'une modification de la distribution marginale d'une source ainsi que celui de la modification de la structure de corrélation entre les sources.

Cette méthode consiste à affecter à un individu (ou à un ménage) observé à la date t un revenu théorique qui permet de conserver soit les distributions marginales de différentes sources de revenu, soit la corrélation en termes de rang entre ces sources. Deux types de simulations sont donc effectuées pour atteindre ces deux objectifs.

Modification de la distribution marginale de la source y_i à distributions marginales des autres sources inchangées et à structure de corrélation fixe

Il est possible d'affecter à l'individu⁶ (a) observé à la date t au rang n_I dans l'échelle de la source de revenu y_I , le revenu y_I^{mI} de l'individu (c) de même rang n_I en y_I mais observé à la date t' . La simulation obtenue maintient ainsi la distribution des autres sources de revenu observée en t fixes et donne une nouvelle distribution pour la source y_I qui correspond à celle observée en t' . La comparaison de l'inégalité mesurée sur ce revenu simulé avec l'inégalité observée en t donne par conséquent l'effet isolé de l'évolution de la distribution de la dimension y_I du revenu total à corrélation en termes de rang fixe. Cette simulation entraîne évidemment une modification de la structure de corrélation statistique des différentes sources de revenu mais conserve la structure en termes de rang⁷.

Modification de la structure de corrélation à distributions marginales des sources fixes

Symétriquement, il est possible d'appliquer la structure par rang de la date t' à la population observée en t en réallouant les revenus observés entre les individus. Soient un individu (a) de rangs n_1 et n_2 en y_1 et y_2 à la date t^8 , et n_1' le rang en y_1 de l'individu (d) observé à la date t' avec le même rang n_2 en y_2 , on peut allouer à l'individu (a) , le revenu $y_1^{n_1'}$ de l'individu (b) observé à la date t au rang n_1' en y_1 . De cette manière, la distribution simulée est telle que les distributions marginales de y_1 et y_2 sont inchangées – puisque les revenus observés ont simplement été réalloués entre des individus observés à la même date – et la structure de corrélation des rangs de ces deux sources de revenu est identique à celle qui est observée en t'^9 .

Récapitulatif

Ces deux exercices de simulation sont relativement simples à mettre en place et totalement non-paramétriques puisqu'elles nécessitent uniquement de déterminer les rangs des individus dans les diverses sources de revenu et la structure de corrélation des rangs, puis d'allouer différemment les revenus observés ou les structures de rang entre les dates initiale et finale.

Les tableaux 1 et 2 récapitulent les simulations qu'il est possible d'effectuer pour chaque individu à partir de la méthode présentée dans cette section et l'annexe 2 propose un exemple chiffré à but illustratif. Pour simplifier la présentation, le revenu y est supposé provenir de deux sources y_1 et y_2 ($y = y_1 + y_2$).

À tout individu (a) observé en t :

- de rang n_1 et n_2 par rapport aux revenus y_1 et y_2 ,
- de revenu $y = y_{n1} + y_{n2}$,

on peut associer les individus (b) à (d) suivants :

Tableau 1 : Définition des individus

<i>Mén.</i>	<i>Date t</i>				<i>Mén.</i>	<i>Date t'</i>			
	<i>Revenu</i> y_1	<i>Rang /</i> y_1	<i>Revenu</i> y_2	<i>Rang /</i> y_2		<i>Revenu</i> y_1	<i>Rang /</i> y_1	<i>Revenu</i> y_2	<i>Rang /</i> y_2
<i>(a)</i>	y_{n1}	n_1	y_{n2}	n_2	<i>(c)</i>	n_1	y'_{n1}	l_2	y_{l2}
<i>(b)</i>	y_{m1}	m_1	y_{m2}	m_2	<i>(d)</i>	m_1	y'_{m1}	n_2	y'_{n2}
Revenu moyen	m_1				Revenu moyen		m'_1		

Avec ces notations, les deux exercices de décomposition discutés précédemment peuvent être résumés ainsi pour l'individu de référence (a) :

Tableau 2 : Méthode des rangs, récapitulatif

<i>Simulations pour l'individu (a)</i>	y_1	y_2
<i>Revenus observés pour l'individu (a) à la date t</i>	y_{n1}	y_{n2}
<i>Modification de la distribution marginale de la source y_1 à distribution marginale de y_2 et à structure de corrélation fixes</i>	$\tilde{y}_{n1} = y'_{n1} \cdot \frac{m_1}{m'_1}$ <p>y'_{n1} est le revenu observé en t' pour l'individu (c) de rang n_1 par rapport à y_1</p>	y_{n2} (observé)
<i>Modification de la structure de corrélation à distributions marginales des sources fixes</i>	$\tilde{y}_{n1} = y_{m1}$ <p>y_{m1} est le revenu observé en t pour le individu (b) de rang m_1 par rapport à y_1 sachant qu'en t' m_1 est le rang en y_1 de l'individu (d) de rang n_2 par rapport à y_2</p>	y_{n2} (observé)

Il convient enfin de préciser que les décompositions présentées ici, de la date t à la date t' , peuvent être effectuées symétriquement de la date t' à la date t . Comme dans toutes les analyses de décomposition de type « *shift-share* », ces deux sens de décomposition ne fournissent pas *a priori* le même résultat et la confrontation des deux exercices constitue un test de robustesse des résultats obtenus. D'autre part, dans la présentation du tableau 2, les sources de revenu sont interchangeableables et le premier exercice peut donc symétriquement être appliqué à une modification de la distribution de la deuxième source de revenu (y_2)¹⁰.

La méthode proposée ici ne permet pas à proprement parler de résoudre le problème de la décomposition de la corrélation entre les différentes sources de revenu souligné par Shorrocks (1982), mais suggère une méthode de décomposition d'une variation observée de l'inégalité par source de revenu qui permet d'isoler des effets aisément interprétables. De plus, cette méthode de décomposition présente l'avantage crucial par rapport

aux approches usuelles de distinguer l'effet de la modification de la corrélation entre les sources de revenu sur la distribution du revenu total de l'effet de la modification des distributions marginales des sources de revenu. Dans les décompositions usuelles, ces deux aspects sont globalement affectés aux diverses sources sans qu'il soit possible de les distinguer.

Par ailleurs, la méthode des rangs permet de décomposer l'évolution de l'ensemble de la distribution et n'est pas restreinte à l'utilisation d'un indicateur particulier d'inégalité. Elle permet en particulier de tester la dominance des courbes de Lorenz et, dans le cas de l'utilisation de mesures d'inégalité, de conserver la spécificité des indicateurs retenus.

Enfin, la méthode présentée ici n'implique aucune modélisation de l'économie et les décompositions qui en découlent ne dépendent d'aucune hypothèse paramétrique. Elles peuvent également être combinées à diverses paramétrisations permettant en particulier de traiter les questions connexes liées à la modification des comportements de participation et à l'évolution de la taille des ménages.

Il convient toutefois de noter deux limitations de cette méthode par rapport aux méthodes usuelles. D'une part, l'approche présentée ici permet uniquement la décomposition d'une évolution d'inégalité et ne permet pas de déterminer la contribution des diverses sources de revenu à un niveau observé d'inégalité en un point donné du temps. D'autre part, la décomposition obtenue ici à partir des simulations effectuées n'est pas une décomposition exacte et la somme des effets mesurés ne sera donc pas *a priori* égale à l'évolution totale observée¹¹.

3. Illustration : Taiwan 1979-94

Nous proposons dans cette troisième section, une application de la méthode des rangs à l'examen de la distribution des revenus des ménages à Taiwan sur la période 1979-94.

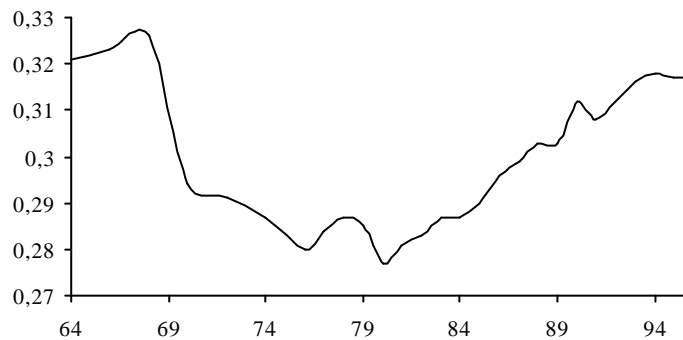
3.1. Évolution de la distribution du revenu des ménages à Taiwan (1979-94)

L'expérience taiwanaise apparaît comme un contre-exemple à l'hypothèse de Kuznets (1955) qui prédit une relation en U inversé entre développement économique et inégalité. En effet, depuis l'installation de la République de Chine sur l'île de Taiwan en 1949, ce pays a connu un processus de croissance exemplaire non seulement sans augmentation des disparités de revenus mais même avec une baisse de l'inégalité, au moins jusqu'au début des années 80. Cette évolution a permis à Taiwan de devenir dans les années 90 un nouveau pays industrialisé à forte croissance avec des

niveaux d'inégalité comparables à ceux que l'on observe dans les pays occidentaux.

Comme le montre la figure 1, la distribution du revenu des ménages taiwanais est néanmoins devenue plus inégalitaire à partir de la fin des années 70, ce qui a entraîné une discussion à Taiwan sur ce que l'on a appelé, à la suite de Hung (1996), le « grand demi-tour » (« *the great U-Turn* »)¹².

Figure 1 : Évolution de l'inégalité de revenu des ménages (1964-96)
(Gini)



Source : DGBAS (1996).

Inversement, lorsque l'on s'intéresse à l'évolution de la distribution des revenus individuels, on constate une baisse continue de l'inégalité depuis la fin des années 70. Les années 80 et 90 apparaissent donc comme une période de divergence entre l'inégalité individuelle et l'inégalité des ménages. À l'aide d'une méthode de décomposition par micro-simulation, Bourguignon, Fournier et Gurgand (1999a) ont montré que ces évolutions résultent de la combinaison de forces d'ampleur considérable et de sens opposé avec en particulier un fort effet inégalitaire provenant de l'augmentation des rendements de l'éducation et symétriquement un effet égalitaire important induit par l'expansion de l'éducation. Ils ont également montré que la modification de la structure des ménages, fortement inégalitaire, explique la majeure partie de la divergence entre l'amélioration de la distribution des revenus individuels et la détérioration de la distribution des revenus des ménages. Plusieurs études récentes de l'évolution de la distribution des revenus taiwanais mettent également en avant la modification de la structure des ménages, liée en particulier à la formation des couples, comme un facteur central de l'augmentation des

inégalités observée depuis la fin des années 70 (Chu, 1997 ; Fields et Leary, 1997 ; Schultz, 1997 ; Tsai, 1994). Les analyses usuelles comme les développements méthodologiques récents de la décomposition de l'inégalité ne permettent toutefois pas de fournir une évaluation de l'ampleur de ce phénomène. La mise en œuvre de la méthode des rangs présentée dans la section précédente, permet de combler cette lacune et se présente ainsi comme une approche complémentaire dans l'étude de l'évolution de l'inégalité observée à Taiwan.

3.2. Les données

Pour des raisons de disponibilité de données d'enquêtes, nous nous restreindrons ici à l'étude de la période 1979-94 et donc à l'explication de l'augmentation observée de l'inégalité sur cette période.

L'analyse empirique est menée sur une série d'enquêtes effectuées annuellement sur des échantillons de 16 400 ménages entre 1979 et 1994 par le gouvernement de Taiwan (*Directorate-General of Budget Accounting and Statistics*, DGBAS). Les enquêtes sont en fait disponibles depuis 1976 mais la moindre qualité des données et les ajustements qui ont eu lieu au cours des premières années d'enquêtes incitent à se restreindre à la période postérieure à 1979, à partir de laquelle les échantillons sont de taille constante. Ces enquêtes ont pour but la mesure du niveau de vie des habitants de l'île et contiennent des informations riches et fiables¹³ sur les revenus, l'activité, l'éducation et la structure des ménages. Un nouvel échantillon est tiré chaque année, il ne s'agit donc pas de données de panel.

Il convient enfin de préciser que toutes les sources de revenu considérées dans la suite de cet article sont évaluées en revenu par équivalent adulte avec comme échelle d'équivalence la racine carrée du nombre total de membres présents dans le ménage.

3.3. Modification de la structure des revenus des membres du ménage

L'évolution jointe de la structure des ménages, des comportements de participation et de la structure de rémunération qui a pris place à Taiwan sur la période considérée a entraîné une modification importante de la structure du revenu primaire des ménages par type de membre, qui peut être illustrée par le tableau suivant.

Tableau 3 : Structure du revenu primaire des ménages par catégorie de membre (1979-94)
(en %)

	Part dans le revenu total		Part dans le revenu salarial	
	1979	1994	1979	1994
Salaires				
<i>Chef de ménage</i>	49.5	50.1	69.2	65.7
<i>Époux(ses)</i>	6.3	12.3	8.8	16.1
<i>Enfants</i>	8.0	5.1	11.2	6.7
<i>Autres membres</i>	7.7	8.7	10.8	11.4
Revenus d'activités indépendantes	28.5	23.9	-	-

On peut en particulier noter que la part du revenu salarial apportée par le chef de ménage a sensiblement diminué au bénéfice des époux(ses) et que l'allongement de la scolarisation ainsi que la baisse du nombre d'enfants présents dans le ménage a fortement diminué la part des enfants dans le revenu total des ménages.

La modification de la structure des ménages s'est également effectuée en termes de corrélation entre les caractéristiques des membres et en particulier en termes d'appariement des époux (Tsai, 1994). D'autre part, l'évolution de la participation des femmes et des enfants a profondément modifié la corrélation entre les revenus des membres des ménages¹⁴.

La suite de cet article propose une application de la méthode des rangs au revenu des ménages taiwanais considéré comme la somme des revenus salariaux des différents membres du ménage et des revenus d'activités indépendantes.

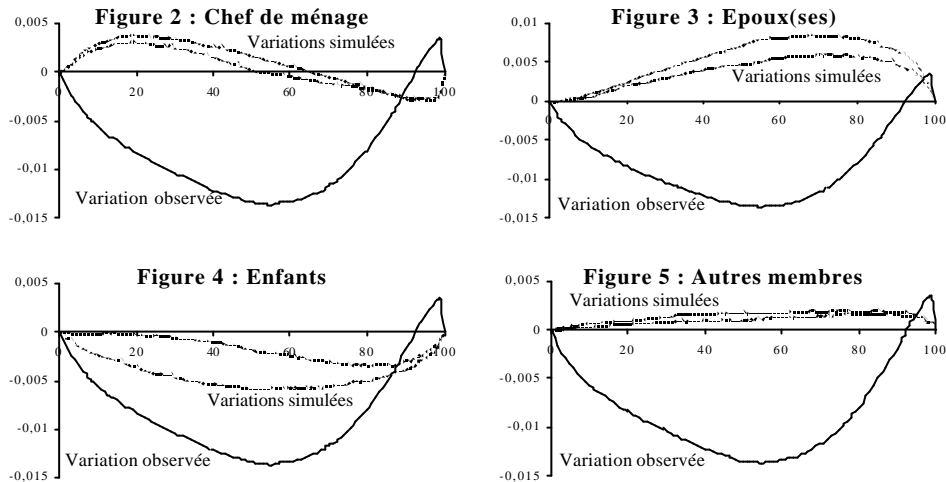
Évolution des distributions marginales du revenu des différents membres

Le premier exercice de décomposition proposé par la méthode des rangs consiste à évaluer l'effet isolé sur l'inégalité totale de la modification observée de la distribution d'une source particulière de revenu. Les figures 2 à 5 représentent l'effet isolé de l'évolution de la distribution du revenu salarial de chaque membre du ménage. Ces effets sont mesurés à distribution des autres sources de revenu des ménages fixe et à corrélation fixe, en termes de rang, entre le revenu du membre considéré et son complémentaire au revenu total. Ces figures représentent la variation des courbes de Lorenz consécutive aux simulations effectuées. Une courbe négative sur l'ensemble de l'échelle de revenu correspond donc à une évolution inégalitaire au sens des courbes de Lorenz. Enfin, comme nous l'avons mentionné précédemment, les simulations sont effectuées à partir

des dates initiale et finale et la confrontation des deux résultats peut être considérée comme un test de robustesse des effets mesurés.

Figures 2 à 5 : Variation des distributions marginales des revenus des membres

Variation des courbes de Lorenz – revenu primaire des ménages (1979-94)



Note : Les axes des abscisses représentent les effectifs cumulés des ménages triés par revenu croissant. L'échelle d'équivalence retenue est la racine carrée du nombre de membres du ménage. Les ménages sont pondérés par leur nombre de membres.

La lecture de ces figures montre que l'évolution de la distribution des revenus de tous les types de membres à l'exception des enfants des chefs de ménage a eu un effet globalement égalitaire sur la distribution du revenu primaire des ménages. L'effet observé pour les chefs de ménage est toutefois ambigu puisque les courbes coupent l'axe des abscisses, les simulations prédisant un effet égalitaire dans le bas de la distribution des revenus mais un effet inégalitaire dans le haut. La dominance au bas de l'échelle de revenu indique toutefois que l'effet mesuré est égalitaire pour les indicateurs suffisamment sensibles au bas de la distribution des revenus. Bourguignon, Fournier et Gurgand (1999a) mettent en évidence une forte égalisation des revenus individuels sur la période 1979-94 et en particulier une égalisation de la distribution des revenus féminins. L'évolution égalitaire des distributions marginales des revenus individuels se transmet donc ici directement au revenu des ménages.

L'évolution simulée pour les enfants est au contraire inégalitaire et mérite une discussion plus détaillée. En effet, l'étude spécifique de la distribution marginale du revenu des enfants montre une égalisation au sein des enfants actifs mais cet effet égalitaire est plus que compensé par l'effet de l'allongement de la durée de scolarisation observé sur la période étudiée.

Cette évolution correspond aux efforts du gouvernement taiwanais en faveur du système éducatif ainsi qu'à un assouplissement de la contrainte budgétaire des ménages les plus pauvres induite par l'augmentation du revenu moyen, qui leur permet d'investir plus fortement dans l'éducation de leurs enfants. Cette évolution a pour effet de diminuer le revenu primaire des ménages, ce qui touche plus fortement les ménages les moins aisés pour lesquels la source de revenu apportée par les enfants représente une part plus importante du revenu total.

Évolution de la corrélation entre les revenus des membres

Le deuxième exercice de décomposition induit par la méthode des rangs consiste à mesurer l'impact de l'évolution de la corrélation entre les sources de revenu tout en conservant les distributions marginales des différentes sources constantes. Les figures 6 à 9 représentent ainsi l'effet isolé de l'évolution de la corrélation, *en termes de rangs*, entre le revenu de chaque membre et son complémentaire au revenu total.

On peut relever ici l'effet non ambigu et fortement inégalitaire de ces évolutions pour les chefs de ménage et les époux(ses). Ce résultat peut être relié à deux évolutions simultanées : l'augmentation de la participation féminine et l'augmentation de l'endogamie en termes de formation des couples, concernant en particulier l'éducation et l'âge¹⁵ [Tsai (1994), Fields et Leary (1997)]. S'agissant plus spécifiquement de l'effet de l'augmentation de la participation féminine, Bourguignon, Fournier et Gurgand (1999a) ont par ailleurs montré que l'effet inégalitaire provient à la fois d'entrées des épouses sur le marché du travail dans le haut de la distribution des ménages et de sorties dans le bas. Cette double évolution s'explique d'une part, par l'augmentation de la participation des femmes éduquées plus fortement représentées dans les ménages les plus riches et d'autre part, par un assouplissement de la contrainte budgétaire des ménages les moins aisés induit par la rapide augmentation du revenu moyen consécutif aux forts taux de croissance économique de Taiwan sur la période.

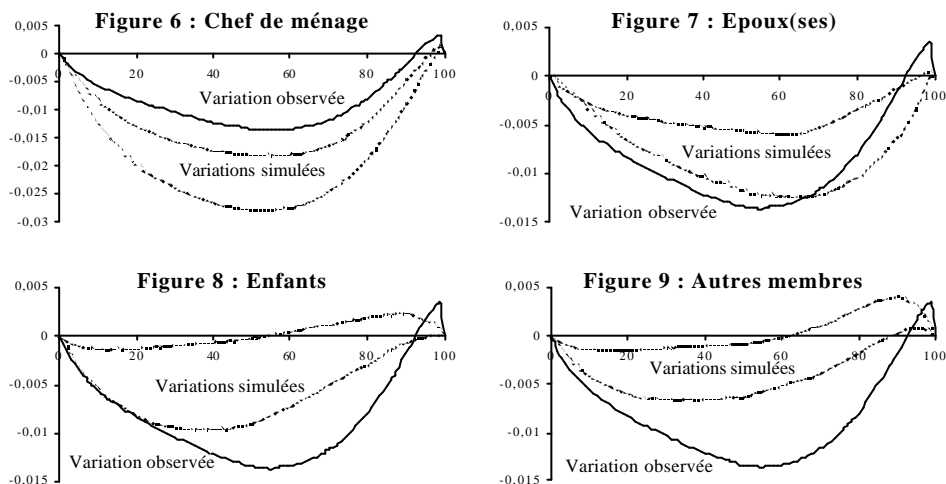
En ce qui concerne l'évolution de la corrélation des revenus des enfants avec le revenu des ménages, la figure 8 semble également montrer une évolution inégalitaire bien que non robuste pour l'année de référence 1979. Ici, l'effet central concerne, comme précédemment, l'allongement de la scolarité qui a particulièrement touché les enfants issus des ménages les moins aisés et qui a été permis par l'augmentation du revenu de ces derniers. Il est évident que la baisse de participation induite par ce phénomène a un effet inégalitaire sur la corrélation entre cette source de revenu et le revenu primaire des ménages. La figure 8 isole l'effet de la modification de cette

corrélation à distributions marginales (et donc à participation) constantes et illustre l'effet inégalitaire induit.

La figure 9 montre quant à elle un effet similaire concernant le revenu des autres membres du ménage. Cette évolution peut être interprétée en partie par la baisse de l'âge de départ en retraite au cours de la période considérée. Cette évolution a également été permise par l'assouplissement de la contrainte budgétaire des ménages les moins aisés qui a entraîné une évolution inégalitaire de la corrélation entre cette source de revenu et le revenu primaire total des ménages.

Figures 6 à 9 : Variation de la corrélation entre le revenus des membres et le revenu total

Variation des courbes de Lorenz – revenu primaire des ménages (1979-94)



Note : Les axes des abscisses représentent les effectifs cumulés des ménages triés par revenu croissant. L'échelle d'équivalence retenue est la racine carrée du nombre de membres du ménage. Les ménages sont pondérés par leur nombre de membres.

Résumé des effets en œuvre

La méthode présentée dans cet article permet de décomposer l'évolution de la totalité de la distribution des revenus et par conséquent d'évaluer en particulier les effets mesurés à l'aide d'indicateurs synthétiques d'inégalité. Entre 1979 et 1994, le coefficient de Gini du revenu primaire des ménages par équivalent adulte a crû de 0.271 à 0.288, soit une augmentation de 0.017 que le tableau 4 résume à l'aide des différents effets mis en évidence sur les figures 2 à 9.

Ce tableau illustre les trois résultats principaux obtenus, qui sont l'effet égalitaire de l'évolution de la distribution marginale des revenus des époux(ses), l'effet inégalitaire de l'évolution de la distribution du revenu des

enfants et l'effet fortement inégalitaire de l'évolution de la corrélation des revenus des différents membres. Ce dernier résultat met en évidence la part importante jouée par l'évolution de la structure des ménages, et en particulier par l'évolution de l'appariement entre les époux, sur la distribution des revenus des ménages puisque l'ampleur de l'effet mesuré pour les chefs de ménage et pour leurs époux(ses) est d'ampleur comparable ou supérieure à l'effet total observé.

Tableau 4 : Résumé des effets en œuvre (1979-94)

	Coefficient de Gini	
	Population de 1979*	Population de 1994*
Variation observée	0.017	
Variation des distributions marginales		
<i>Chef de ménage</i>	-0.001	-0.002
<i>Époux(ses)</i>	-0.007	-0.011
<i>Enfants</i>	0.009	0.003
<i>Autres membres</i>	-0.002	-0.003
Variation des corrélations		
<i>Chef de ménage</i>	0.038	0.025
<i>Époux(ses)</i>	0.016	0.008
<i>Enfants</i>	0.012	0.000
<i>Autres membres</i>	0.008	0.000

Notes : (*) Population à partir de laquelle est effectuée la simulation. L'échelle d'équivalence retenue est la racine carrée du nombre de membres du ménage. Les ménages sont pondérés par leur nombre de membres.

Un nombre négatif indique une baisse de l'inégalité. Une différence de signe entre les deux colonnes correspond à un effet non robuste au sens du coefficient de Gini.

4. Conclusion

Nous avons montré dans cet article que la décomposition effectuée par Burtless (1999) dans le contexte spécifique de l'étude de l'évolution des revenus des époux au sein des ménages américains peut être systématisée en une méthode de décomposition par source d'une variation observée d'inégalité. Cette méthode, basée sur la corrélation en termes de rang, permet de pallier le défaut principal des décompositions usuelles de l'inégalité par source de revenu puisqu'elle fournit une décomposition de l'évolution de la distribution des revenus dans son ensemble. Elle permet

donc d'effectuer des décompositions de la variation observée de courbes de Lorenz et peut également être appliquée à n'importe quel indicateur d'inégalité, tout en conservant les caractéristiques qui lui sont propres en particulier en termes de sensibilité aux divers quantiles de la distribution. Deux indicateurs d'inégalité donnent ici une évaluation *a priori* différente des contributions de chaque source, ce qui n'est pas le cas pour les décompositions basées sur l'approche de Shorrocks (1982).

D'autre part, la méthode de décomposition proposée ici permet de répondre au problème central posé par Shorrocks (1982) concernant le partage de la corrélation entre les sources dans l'évaluation de la contribution de chacune des sources de revenu. La méthode des rangs autorise en effet un niveau supplémentaire de décomposition puisqu'elle permet de distinguer l'impact spécifique de l'évolution de la corrélation entre les sources de celui de l'évolution des distributions marginales des diverses sources alors que les approches usuelles ne donnent qu'une mesure globale fondée sur une règle de partage nécessairement réductrice des effets de la corrélation entre les sources.

L'application de cette méthode à Taiwan illustre la facilité de mise en œuvre de ce type de méthode et les résultats qu'il est possible d'en extraire. Nous mettons en particulier en évidence un effet égalitaire net provenant de la modification de la distribution marginale des époux(ses), un effet inégalitaire notable induit par la baisse de participation des enfants et un effet inégalitaire d'ampleur beaucoup plus importante que les deux premiers provenant de la modification de la structure de corrélation entre les revenus des différents membres des ménages. Ces résultats complètent les résultats obtenus précédemment par Bourguignon, Fournier et Gurgand (1999a) et permettent une meilleure compréhension de l'augmentation observée de l'inégalité à Taiwan sur la période 1979-94. Nous mettons ici en particulier en évidence le rôle central joué par l'impact inégalitaire de l'évolution de l'appariement entre les époux.

Il est enfin important de noter ici que d'un point de vue méthodologique, la méthode de décomposition proposée dans cet article est complémentaire à l'utilisation de méthodes de décomposition par micro-simulation (Juhn, Murphy et Pierce, 1993; Bourguignon et Martinez, 1997 ; Bourguignon, Fournier et Gurgand, 1999a)¹⁶ qui n'évaluent l'effet distributif de la modification de la structure des ménages que comme un résidu et n'offrent donc qu'une évaluation globale des phénomènes mis en évidence ici, sans pouvoir en déterminer les sources.

Références bibliographiques

- ATKINSON A. B. (1997), « Bringing Income Distribution in from the Cold », *Economic Journal*, n° 107, pp. 297-321.
- ATKINSON A. B. et F. BOURGUIGNON (1998), Introduction to *Handbook of Income Distribution*, North Holland, à paraître.
- BOURGUIGNON F., M. FOURNIER et M. GURGAND (1999a), « Fast development with a Stable Income Distribution: Taiwan, 1979-1994 », *Document de travail Crest* n° 9921.
- BOURGUIGNON F., M. FOURNIER et M. GURGAND (1999b), « Female Labor Supply in the Course of Taiwan's Economic Development :1979-94 », *Document de travail Crest* n° 9920.
- BOURGUIGNON F. et M. MARTINEZ (1997), «Decomposition of the changes in the distribution of primary family income: a microsimulation approach applied to France, 1979-1989 », *Document de travail Delta*, Paris.
- BURTLESS G. (1999), « Effects of growing wage disparities and changing family composition on the U.S. income distribution », *European Economic Review*, avril, Vol. 43, pp. 853-65.
- CHANTREUIL F. et A. TRANNOY (1997), « Inequality Decomposition Values », Mimeo, THEMA, Université de Cergy-Pontoise.
- CHU Y. P. (1997), « Employment Expansion and Equitable Growth: Taiwan's Postwar Experience », Mimeo Academia Sinica, Taipei.
- DEATON A. et C. PAXSON (1993), « Saving, growth and aging in Taiwan », *NBER Working Paper* No. 4330.
- DI NARDO J., N. FORTIN et T. LEMIEUX (1996), « Labor market institutions and the distribution of wages 1973-1992: A semiparametric approach », *Econometrica*, Vol. 64, septembre, pp. 1001-1064.
- DIRECTORATE GENERAL OF BUDGET, ACCOUNTING AND STATISTICS (1996), *Report on the Survey of Family Income and Expenditure in Taiwan Area of Republic of China*, Executive Yuan, Republic of China.
- FEI J., G. RANIS et S. KUO (1978), «Growth and the Family Distribution of Income by Factor Component », *Quarterly Journal of Economics*, février, pp. 17-54.
- FIELDS G. S. et J. LEARY (1997), «Economic and demographic aspects of Taiwan's rising family income inequality », Mimeo.
- FOURNIER M. (1999), *Développement et distribution des revenus : Analyses par décomposition de l'expérience taiwanaise*, thèse de doctorat, EHESS, Paris.
- GOTTSCHALK, R. et S. DANZIGER (1993), « Family structure, family size, and family income: accounting for changes in the economic well-being of children, 1968-1986 », dans S. DANZIGER et GOTTSCHALK, R. (dir. pub.), *Uneven Tides: Rising Inequality in America*. New York: Russel Sage foundation.

- HUNG R (1996), «The Great U-Turn in Taiwan: Economic Restructuring and a Surge in Inequality», *Journal of Contemporary Asia*, Vol. 26, No. 2, pp. 151-163.
- JUHN C., K. MURPHY et B. PIERCE (1993), «Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill », *Journal of Political Economy*, Vol. 101, No. 3, pp. 410-442.
- KANBUR R. et N. LUSTIG (1999), «Why is Inequality Back on the Agenda? », Paper préparé pour la *Annual Bank Conference on Development Economics*, Washington, D.C., 28-30 avril 1999.
- KUZNETS S. (1955), «Economics growth and income inequality», *American Economic Review*, Vol. 45, pp. 1-28.
- LERMAN R. I. (1996), «The Impact of the Changing US Family Structure on Child Poverty and Income Inequality», *Economica*, Vol. 63, pp. S119-S139.
- PYATT G., C. N. CHEN et J. FEI (1980), «The Distribution of Income by Factor Components », *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 95, novembre, pp. 451-473.
- SCHULTZ T. P. (1997), «Income Inequality in Taiwan 1976-1995: Changing Family Composition, Aging and Female Labor-Force Participation», *Economic Growth Center Discussion Paper*, No. 778, Yale University.
- SHORROCKS A. F. (1982), «Inequality Decomposition by Factor Components », *Econometrica*, Vol. 50, No. 1, janvier, pp. 193-211.
- TSAI S. L. (1994), «Assortative Mating in Taiwan», dans S. K. Lau, M. K. Lee, P. S. Wan et S. L. Wong (dir. pub.), *Inequalities and Development*, Hong Kong Institute of Asia-Pacific Studies, The Chinese University of Hong Kong.

Annexe 1 ^{3/4} Les conditions proposées par Shorrocks (1982)

Shorrocks (1982) impose les six conditions suivantes à la décomposition par source d'un revenu Y composé de N sources :

- *Condition 1* : L'indicateur I doit être continu et symétrique
- *Condition 2 (Continuité et symétrie)* :
 - a) Chaque terme $S_{k,k=1\dots N}$ doit être continu en Y_k .
 - b) Les termes $S_{k,k=1\dots N}$ associés aux sources de revenus doivent être indépendants à toute permutation des sources.
- *Condition 3 (Indépendance au niveau de désagrégation)* : Le niveau d'inégalité représenté par $S_{k,k=1\dots N}$ doit être indépendant de la manière dont la décomposition du revenu complémentaire à Y_k dans le revenu total est effectuée.
- *Condition 4 (Symétrie par rapport à la population)* : $S_{k,k=1\dots N}$ est invariant à toute permutation des individus ¹.
- *Condition 5 (Normalisation)* : Si une source est également répartie entre les individus, sa contribution à l'inégalité totale doit être nulle.
- *Condition 6 (Symétrie)* : Dans le cas d'une décomposition en deux sources (Y_1 et Y_2), si Y_1 est une permutation de Y_2 alors $S_1 = S_2$.

¹ Le terme « individu » est à comprendre dans le sens large et peut correspondre à toute unité de compte.

Annexe 2 ^{3/4} Exemple de mise en œuvre de la méthode des rangs

Distributions des sources de revenu aux dates t et t' :

<i>Date t</i>					<i>Date t'</i>				
<i>Revenu</i>	<i>Rang /</i>	<i>Revenu</i>	<i>Rang /</i>	<i>y =</i>	<i>Revenu</i>	<i>Rang /</i>	<i>Revenu</i>	<i>Rang /</i>	<i>y' =</i>
<i>y₁</i>	<i>y₁</i>	<i>y₂</i>	<i>y₂</i>	<i>y₁+y₂</i>	<i>y₁</i>	<i>y₁</i>	<i>y₂</i>	<i>y₂</i>	<i>y'₁+y'₂</i>
10	2	5	1	15	15	3	10	1	25
5	1	15	2	20	13	2	15	2	28
25	3	30	3	55	12	1	25	3	37

Modification de la distribution marginale de la source y₂ à distributions marginales des autres sources et à structure de corrélation fixes :

<i>Revenu</i>	<i>Rang /</i>	<i>Revenu</i>	<i>Rang /</i>	<i>ỹ =</i>
<i>ỹ₁</i>	<i>ỹ₁</i>	<i>y₂</i>	<i>y₂</i>	<i>ỹ₁ + y'₂</i>
13	2	5	1	18
12	1	15	2	27
15	3	30	3	45

Modification de la structure de corrélation à distributions marginales des sources fixes :

<i>Revenu</i>	<i>Rang /</i>	<i>Revenu</i>	<i>Rang /</i>	<i>ỹ =</i>
<i>ỹ₁</i>	<i>ỹ₁</i>	<i>y₂</i>	<i>y₂</i>	<i>ỹ₁ + y'₂</i>
25	3	5	1	30
10	2	15	2	25
5	1	30	3	35

Notes

¹ Les développements de l'approche par micro-simulation proposés par Bourguignon, Fournier et Gurgand (1999) permettent néanmoins de répondre en partie à cette limitation par la modélisation spécifique des différentes sources du revenu primaire.

² Le revenu d'un ménage peut en effet être considéré comme la somme des revenus de ses différents membres.

³ Voir en particulier Burtless (1999), Gottschalk et Danziger (1993) ou Lerman (1996).

⁴ Shorrocks (1982) qualifie cette décomposition de « naturelle ».

⁵ Cette critique a mené plusieurs auteurs à relâcher certains des axiomes définis par Shorrocks (1982). Voir par exemple Chantreuil et Trannoy (1997).

⁶ Le terme « individu » est ici à comprendre au sens large d'unité de compte.

⁷ Il convient également de repondérer le revenu alloué par le rapport des revenus moyens de la source considérée observés aux dates t et t' afin de conserver la moyenne observée en t .

⁸ La généralisation à plus de deux sources de revenu est immédiate.

⁹ Ici encore, la corrélation statistique obtenue ne sera pas *a priori* celle de la date t' .

¹⁰ L'effet de la modification de la corrélation sera lui identique quelle que soit la source sur laquelle est effectuée la simulation.

¹¹ Il serait toutefois possible d'obtenir une décomposition exacte en « emboîtant » les simulations, c'est-à-dire en effectuant la simulation suivante à partir du résultat de la simulation précédente. Ce type de décomposition donnerait évidemment lieu à un nombre important de combinaisons possibles des effets qui pourraient conduire à des résultats différents.

¹² Ce résultat, illustré ici en termes de revenu total des ménages, est robuste à l'utilisation d'une échelle d'équivalence et à la sensibilité de celle-ci à la taille des ménages (Fournier, 1999, pp.222-224).

¹³ Pour une discussion sur la fiabilité de ces données, voir en particulier Deaton et Paxson (1993).

¹⁴ Pour une étude détaillée de l'évolution de la participation féminine à Taiwan sur la période 1979-94, voir Bourguignon, Fournier et Gurgand (1999b).

¹⁵ Le coefficient de corrélation entre l'éducation des époux est passé de 0,66 en 1979 à 0,72 en 1994 et celui de l'âge de 0,84 à 0,90.

¹⁶ Voir également Fournier (1999) pour une description détaillée de ces méthodes.