N° 2018-3
JUIN 2018

CAHIERS DU LARJE / WORKING PAPERS

LARJE Laboratoire de Recherches Juridique et Économique

DÉCOMPOSITION DU DIFFÉRENTIEL DES INDICES DE SÉGRÉGATION : UNE APPLICATION SUR DONNÉES CALÉDONIENNES

Mathieu BUNEL
Université de la Nouvelle-Calédonie
LARJE (EA 3329), TEPP-CNRS (FR 3435)

MATHIEU.BUNEL@UNIV-NC.NC

Résumé :

Cet article vise à proposer une nouvelle procédure permettant de décomposer l'évolution de l'indice de ségrégation professionnelle (ISP) en plusieurs niveaux en mobilisant la valeur de Shapley. Cette méthode permet de préciser la contribution de quatre éléments à au différentiel d'ISP : i) une évolution de la participation au marché du travail des sous-populations considérées ii) une transformation de la structure des professions iii) une modification de la structure du niveau de formation relative iv) un effet résiduel. On applique cette méthodologie au cas de la Nouvelle-Calédonie en mobilisant des données du recensement de 1989 et 2009. Pour ce territoire, l'évolution de la structure interne explique très largement la réduction de l'indice de ségrégation. La contribution de l'augmentation du niveau de formation à cette dimension est de l'ordre d'un quart.

Abstract :

This study provides a new procedure to decompose and quantify the evolution of occupation segregation index (OSI) in different levels and sub-levels by using the concept of Shapley's value.
At least four forces can drive the OSI changes: i) fluctuation of share of each sub-populations in the labor market ii) modifications of occupation structure iii) diploma change in each subpopulations iv) residual effect. The empirical illustration is based on two waves of New-Caledonian census 1989 and 2009. For this territory, the evolution of the internal structure explains the main part of the OSI reduction. The contribution of the increase of the level of education to this dimension is almost a quarter.

Mots-clef :

Politique de rééquilibrage, ségrégation professionnelle, décomposition de Shapley, Nouvelle-Calédonie

Classification JEL :

J15, J71, D63

UNIVERSITÉ de la NOUVELLE-CALÉDONIE

PUNC PRESSES UNIVERSITAIRES DE NOUVELLE-CALÉDONIE

DÉCOMPOSITION DU DIFFÉRENTIEL DES INDICES DE SÉGRÉGATION : UNE APPLICATION SUR DONNÉES CALÉDONIENNES

Mathieu BUNEL
Université de la Nouvelle-Calédonie
LARJE (EA 3329), TEPP-CNRS (FR 3435)

MATHIEU.BUNEL@UNIV-NC.NC

Décomposition du différentiel des indices de ségrégation : une application sur données calédoniennes

Mathieu BUNEL,
Université de la Nouvelle-Calédonie
LARJE (EA 3329), TEPP-CNRS (FR 3435)
mathieu.bunel@unc.nc

Je ne cherche pas à savoir si le mélanésien s'adapte ou ne s'adapte pas au monde industriel, mais s'il assimile les modèles culturels qui lui sont étrangers et quel profil de société nouvelle il laisse apparaître dans sa morale tâtonnant vers une cohérence et une dynamique nouvelle.
Jean-Maris Tjibaou, 1976
Recherche d'identité mélanésienne et société traditionnelle,
Journal de la société des océanistes, p. 181

Depuis l'article de Duncan and Duncan (1955), un grand nombre de travaux ont proposé différentes mesures de la ségrégation professionnelle afin de quantifier son ampleur dans différents pays et entre différentes sous-populations (voir par exemple Dolado et al. (2003) pour une comparaison Europe-États-Unis et Del Rio et al. (2015) pour une étude sur longue période aux États-Unis).

En parallèle, afin de mieux comprendre les écarts empiriques parfois observés, plusieurs auteurs ont précisé les propriétés normatives des indices utilisés (voir Hutchens, (2001), (2004) et Chakravarty et al, (2007) pour une synthèse).

Plus récemment, la littérature sur les indices s'est orientée dans deux directions[1] :

La première vise à tenter de comprendre les éléments qui expliquent l'évolution au cours du temps du niveau de ségrégation observé en tentant d'isoler deux effets : l'évolution de la participation de chaque sous-groupe au marché du travail et l'évolution de la structure des occupations. L'article de Karmel et MacLachlan (1988)[2] est fondateur dans ce domaine puisque ses auteurs proposent une solution simple afin de différencier le changement brut de l'indice de ségrégation et le changement net de cet indice.

[1] Nous n'abordons pas ici les travaux portant sur les analyses multi-groupes ou les analyses spatiales qui font également l'objet d'une littérature importante.

[2] L'article plus ancien de Fuchs (1975) proposait de calculer d'un indice standardisé retenant la distribution par profession d'une année de référence.

En s'appuyant sur la méthode de Deming and Stephan (1940)[3], ils proposent une décomposition permettant d'évaluer un effet de marges et un effet de structure interne[4]. Deutsch et al. (2009) ont prolongé cette méthode en intégrant une décomposition de second niveau permettant de dissocier l'effet des marges en deux sous-effets[5] : l'effet des marges horizontales et l'effet des marges verticales. En s'appuyant sur la décomposition de la valeur de Shapley, ils identifient la contribution relative liée à l'évolution de la structure sectorielle des emplois au cours du temps (les marges horizontales) et la contribution liée à l'évolution de la participation des sous-populations au marché du travail (les marges verticales). Une des limites de ces approches qui évaluent l'effet des marges est qu'elles ne permettent pas de décomposer la contribution de la structure interne en différents sous-effets.

La seconde catégorie d'articles développés ces dernières années, se focalisent sur les éléments qui peuvent conditionner les indices de ségrégation professionnelle entre différents groupes comme l'âge, le niveau de diplôme ou encore la bonne maîtrise de la langue (Spriggs et al. 1996 ; Gradin, 2012, 2013 ; Gradín et al., 2015).

Ces travaux s'appuient sur des estimations économétriques qui permettent d'évaluer l'impact de ces différents facteurs et de quantifier leurs effets « *toutes choses égales par ailleurs* ». Une mesure conditionnelle de l'indice de ségrégation peut alors être déduite.

L'originalité de la méthode développée dans cet article est d'intégrer ces deux approches : la décomposition des marges de l'indice de ségrégation, d'une part, et la mesure conditionnelle de cet indice, de l'autre. L'idée est de reprendre la décomposition proposée par Deutsch et al. 2009 et d'analyser l'évolution conditionnelle de la structure interne de la matrice de ségrégation.

Pour ce faire, un modèle logit multinomial standard est mobilisé afin d'identifier l'impact relatif de l'évolution des diplômes sur cette structure interne. Ces estimations obtenues offrent la possibilité de simuler différentes structures internes et d'identifier l'effet relatif des dimensions analysées. Au final, cette méthode relativement simple offre la possibilité de décomposer l'évolution de l'indice de ségrégation en deux niveaux et en deux sous-niveaux.

Afin d'appliquer cette méthode les données issues du recensement de la population de Nouvelle-Calédonie de 1989 et 2009 sont mobilisées. Ce territoire ultra-marin situé dans le Pacifique Sud offre plusieurs avantages pour mettre en œuvre cette méthodologie.

Il s'agit, tout d'abord, de la seule région française où il est possible de collecter des informations ethniques. Ce territoire est ensuite marqué par de fortes inégalités (Gorohouna and Ris, 2013) et par une ségrégation (Pestana et al., 2014) et une discrimination (Bunel et al., 2017) ethniques notables.

[3]Blau et al., 1998 et Dolado et al., 2003 ont appliqué cette méthode pour analyser l'évolution du niveau de ségrégation aux États-Unis et en Europe. Pour la France, on peut consulter l'article de Argouarc'h et al., (2013).

[4] Nous développerons dans ce texte ces deux dimensions.

[5]Comme l'indiquent ces auteurs, cette méthode s'applique à une décomposition en plus de deux sous-catégories.

Enfin, institutionnellement, il est sans doute utile de préciser la ou les dimensions de la politique de rééquilibrage mise en œuvre depuis les accords de Matignon (1988) qui permettent d'expliquer le mieux la baisse de l'indice de ségrégation professionnelle observée depuis vingt ans.

D'après les résultats obtenus, l'évolution de la structure interne explique très largement la réduction de l'indice de ségrégation. L'augmentation du niveau de formation a conduit en partie à cette évolution. L'organisation de l'article est la suivante. La section 1 présente la méthode proposée. La section 2 expose les résultats économétriques obtenus à l'aide des données calédoniennes. La section 3 conclut.

1. Méthodologie adoptée

Dans cet article nous proposons d'enrichir la décomposition proposée initialement par Deutsch et al. (2009) par une décomposition complémentaire visant à appréhender l'évolution conditionnelle de la structure interne de la matrice de ségrégation.

Cette méthode permet de décomposer l'évolution de l'indice de ségrégation en deux niveaux et en différents sous-niveaux (voir **graphique 1**). Cette méthode peut facilement être étendue à un nombre plus important de sous-niveaux. Les points suivants présentent en détail la méthodologie adoptée.

Décomposition des marges

Notons que tous les indices de ségrégation sont calculés à partir d'une matrice professionnelle, notée X_t où chaque ligne correspond à une famille professionnelle et chaque colonne une catégorie de la population (définie en fonction du genre, de la localisation ou de l'origine ethnique). L'indice t renvoie à la période de temps. Chaque cellule de X_t, notée $\{x_{ijt}\}$ fournit le nombre d'individus appartenant à la catégorie ***j*** , j = 1,2, occupant une profession ***i*** , i = 1,.., K, pour la période de temps ***t***.

L'originalité de la méthodologie proposée par Deutsch et al., (2009) est de préciser les contributions respectives d'une modification des marges verticales et horizontales de la matrice professionnelle X_t au différentiel d'indice de ségrégation. Notons ΔI_S ce différentiel entre deux périodes indexées 0 et 1 :

$$\Delta I_S = I_{S1} - I_{S0}$$

Avec I_{St} l'indice de ségrégation pour la période t = 0, 1.

Afin de contrôler les effets d'une modification de la structure des marges verticales et horizontales de la matrice au cours du temps, il est possible de mobiliser la méthode proposée par Deming and Stephan (1940) et reprise par Karmel et MacLachlan (1988) puis par Deutsch et al. (2009). Cette technique nécessite de construire deux matrices hybrides, notées Y_0 et Y_1. La première Y_0 vise à reproduire les marges de la matrice X_1 portant sur la période 1 mais en conservant la structure interne de la matrice X_0 portant sur la période 0. Inversement, la matrice Y_1 reproduit les marges de X_0 et conserve la structure interne de X_1. L'**algorithme 1** en annexe, explicite la façon d'obtenir ces deux matrices. Finalement, on note $I_{\widetilde{St}}$ l'indice de ségrégation obtenu à l'aide de la matrice Y_t avec t = 0, 1.

Deutsch *et al*. (2009) ont montré qu'en appliquant la décomposition de la valeur de Shapley, l'écart brut de l'indice de ségrégation entre deux dates peut facilement être dissocié en deux parties de la manière suivante :

$$\Delta I = C_{\Delta m} + C_{\Delta is}$$

Le premier élément de la partie droite de cette équation, $C_{\Delta m}$, capte la contribution d'une modification des marges de la matrice de ségrégation à la variation de l'indice brut de ségrégation. Le second élément, $C_{\Delta is}$, capte uniquement une modification de la structure interne[6].

Cette première décomposition peut ensuite être étendue à un niveau inférieur, en dissociant $C_{\Delta m}$ en deux éléments l'un se focalisant sur une modification des marges horizontales $C_{\Delta rm}$, i. e. l'évolution de la structure des emplois dans le temps et l'autre sur une évolution des marges verticales $C_{\Delta cm}$, i.e. la participation des groupes d'individus au marché du travail. On obtient :

$$C_{\Delta m} = C_{\Delta rm} + C_{\Delta cm}$$

Rappelons la façon d'obtenir ces deux contributions. Pour le premier terme de droite, on a :

$$C_{\Delta rm} = \frac{1}{2} C_{\Delta rm0} + \frac{1}{2} C_{\Delta rm1}$$

où $C_{\Delta rm0}$ ($C_{\Delta rm1}$) correspond à la contribution d'un changement des marges horizontales en utilisant la structure interne de la matrice initiale X_0 (respectivement X_1). En appliquant la décomposition de la valeur de Shapley (1953) on obtient (voir l'annexe pour une présentation plus détaillée) :

$$C_{\Delta rm} = \frac{1}{2}\left\{\frac{1}{2}[(I_{\widetilde{rs0}} - I_{S0}) + (I_{\widetilde{s0}} - I_{\widetilde{cs0}})] + \frac{1}{2}[(I_{S1} - I_{\widetilde{cs1}}) + (I_{\widetilde{rs1}} - I_{\widetilde{s1}})]\right\} \qquad (1)$$

On obtient de manière similaire la contribution associée à un changement des marges verticales :

$$C_{\Delta cm} = \frac{1}{2} C_{\Delta cm0} + \frac{1}{2} C_{\Delta cm1}$$

Cette égalité s'obtient à l'aide de l'expression suivante :

$$C_{\Delta cm} = \frac{1}{2}\left\{\frac{1}{2}[(I_{\widetilde{cs0}} - I_{S0}) + (I_{\widetilde{s0}} - I_{\widetilde{rs0}})] + \frac{1}{2}[(I_{S1} - I_{\widetilde{rs1}}) + (I_{\widetilde{cs1}} - I_{\widetilde{s1}})]\right\} \quad (2)$$

Afin de calculer les nouveaux indices présents dans les équations (1) et (2), il est nécessaire d'introduire quatre matrices complémentaires notées : W_0 , W_1, Z_0 et Z_1.

---

[6] On obtient facilement ces deux grandeurs en appliquant la formulation suivante :

$$C_{\Delta m} = \frac{1}{2}\{[I_{\widetilde{s0}} - I_{S0}] + [I_{S1} - I_{\widetilde{s1}}]\}$$

$$C_{\Delta is} = \frac{1}{2}\{[I_{\widetilde{s1}} - I_{S0}] + [I_{S1} - I_{\widetilde{s0}}]\}$$

Voir l'annexe A1 pour plus de détails.

La matrice W_0 (resp. Z_0) se caractérise par la structure interne de X_0 et par les marges horizontales de X_1, (resp. X_0) et les marges verticales de X_0 (resp. X_1).

Parallèlement, la matrice Z_1 (resp. W_1) dispose de la structure interne de X_1 et par les marges horizontales de X_1 , (resp. X_0) et les marges verticales de X_0 , (resp. X_1).

Les indices $I_{\widetilde{rs0}}$ (resp. $I_{\widetilde{rs1}}$) sont obtenus à partir des matrices W_0 (resp. Z_1) et les indices $I_{\widetilde{cs0}}$ (resp. $I_{\widetilde{cs1}}$) en mobilisant les matrices Z_0 (resp. W_1).

Au final la décomposition proposée par Deutsch et al. (2009) permet de décrire l'évolution de l'indice de ségrégation comme une somme de trois éléments :

$$\Delta I_S = C_{\Delta is} + C_{\Delta rm} + C_{\Delta cm} \qquad (3)$$

L'enjeu de ce travail est de proposer une méthode simple permettant de décomposer le premier terme de droite de cette égalité afin d'identifier le poids respectif des éléments susceptibles d'expliquer la contribution de la structure interne de la matrice professionnelle.

Décomposition de la structure interne

Ces dernières années différentes méthodologies ont été développées afin de préciser l'impact des caractéristiques individuelles (principalement de capital humain ou de localisation) sur l'ampleur de la ségrégation.

Ces méthodes prennent en compte l'effet de composition des sous-populations étudiées et proposent de distinguer l'indice brut (ou inconditionnel) de ségrégation de l'indice net (ou conditionnel) de ségrégation. Spriggs and Williams (1996) proposent de calculer un L-index reposant sur une estimation logit multinomial alors que Gradin (2013,2014) mobilise la méthodologie de DiNardo et al. (1996) afin de l'étendre à une distribution discrète. Ces deux méthodes ont largement été mobilisées pour analyser la structure de la ségrégation dans différents pays (Gradin et al. 2015 aux Etats-Unis ; Gradin, 2016 en Afrique du Sud). Elles ont permis de quantifier l'impact de différences de composition entre sous-populations sur l'indice de ségrégation.

Une des limites de ces analyses est qu'elles ne permettent pas d'exposer simultanément l'effet dû à l'évolution des marges et celui dû à des différences de composition.

Pour quantifier simultanément l'effet de structure provenant d'une modification dans l'économie de la structure des emplois et du taux de participation des sous-populations au marché du travail ainsi que l'effet provenant d'une différence sur les caractéristiques productives des sous populations considérées nous proposons d'utiliser simultanément la méthode de Spriggs and Williams's (1996) nécessitant l'estimation d'un modèle logit multinomial et celle de Deutsch and al. (2009) mobilisant la décomposition de la valeur de Shapley. Présentons la méthode.

Dans l'équation (3), la contribution de la structure interne s'obtient formellement de la manière suivante :

$$C_{\Delta is} = \frac{1}{2}\{[I_{\widetilde{s1}} - I_{S0}] + [I_{S1} - I_{\widetilde{s0}}]\}$$

Pour une bonne compréhension de notre décomposition, réécrivons les deux termes de droite de cette équation en supposant que la structure interne est affectée par une modification de la structure du niveau de formation (dis) et par une évolution d'autres facteurs (ois). On a :

$$I_{\widetilde{s1}} - I_{S0} = h(\Delta dis \neq 0, \Delta ois \neq 0, \Delta m0 = 0)$$

$$I_{S1} - I_{\widetilde{s0}} = h'(\Delta dis \neq 0, \Delta ois \neq 0, \Delta m1 = 0)$$

Avec Δdis la variation de la structure interne due à une modification de la structure des diplômes, Δois la variation de cette structure s'expliquant par d'autres facteurs et $\Delta m0$ une variation de la structure des marges horizontales et verticales. À l'aide de cette notation, il devient possible de définir $C_{\Delta dism0}$ ($C_{\Delta dism1}$) la contribution de la variable diplôme en utilisant la structure des marges de l'année 0 (resp. 1) et $C_{\Delta oism0}$ ($C_{\Delta oism1}$) la contribution des autres facteurs en utilisant les marges de l'année 0 (resp. 1). On peut alors écrire [7]:

$$C_{\Delta dism0} = \frac{1}{2}\{h(\Delta dis \neq 0, \Delta ois \neq 0, \Delta m0 = 0) - h(\Delta dis = 0, \Delta ois \neq 0, \Delta m0 = 0)\} + \frac{1}{2}\{h(\Delta dis \neq 0, \Delta ois = 0, \Delta m0 = 0)\}$$

$$C_{\Delta dism1} = \frac{1}{2}\{h'(\Delta dis \neq 0, \Delta ois \neq 0, \Delta m1 = 0) - h'(\Delta dis = 0, \Delta ois \neq 0, \Delta m1 = 0)\} + \frac{1}{2}\{h'(\Delta dis \neq 0, \Delta ois = 0, \Delta m1 = 0)\}$$

$$C_{\Delta oism0} = \frac{1}{2}\{h(\Delta dis \neq 0, \Delta ois \neq 0, \Delta m0 = 0) - h(\Delta dis \neq 0, \Delta ois = 0, \Delta m0 = 0)\} + \frac{1}{2}\{h(\Delta dis = 0, \Delta ois \neq 0, \Delta m0 = 0)\}$$

$$C_{\Delta oism1} = \frac{1}{2}\{h'(\Delta dis \neq 0, \Delta ois \neq 0, \Delta m1 = 0) - h'(\Delta dis \neq 0, \Delta ois = 0, \Delta m1 = 0)\} + \frac{1}{2}\{h'(\Delta dis = 0, \Delta ois \neq 0, \Delta m1 = 0)\}$$

[7]Notons que l'indice de ségrégation utilisé doit disposer de la propriété d'indépendance à la taille (Hutchens, 2004) pour que cette méthode soit valide. C'est ce qui est le cas des trois indices retenus dans la suite de l'article.

L'enjeu est de construire les matrices qui reflètent ces différentes situations. Pour cela un modèle multinomial estimant la probabilité d'occuper un emploi dans une profession donnée est utilisé. Formellement, ce modèle conduit à estimer P_{ij} la probabilité d'occuper un emploi de type j, j = 1, …, K, pour l'individu i, i = 1, …, N. On obtient pour $j = 1, \dots, K-1$:

$$P_{ij} = P(Y_i = j) = \frac{\exp\left(\beta_j{}'Z_i + \sum_{l=1}^{L-1} \alpha_{lj}{}'Dip_{li}\right)}{1 + \sum_{k=1}^{K-1} exp\left(\beta_k{}'Z_i + \sum_{l=1}^{L-1} \alpha_{lj}{}'Dip_{li}\right)} \qquad (4)$$

Et pour la profession K

$$P_{iK} = P(Y_i = K) = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^{K-1} exp\left(\beta_k{}'Z_i + \sum_{l=1}^{L-1} \alpha_{lj} Dip_{li}\right)}$$

Ici Dip_{li} est une variable discrète égale à 1 pour l'individu "i" ayant atteint le niveau de diplôme "ℓ" et 0 sinon. Z_i est un vecteur contenant les autres variables explicatives associées à l'individu "i". α_{lj} et β_k sont les paramètres du modèle.

Une propriété intéressante du modèle logit multinomial est que les moyennes des probabilités individuelles estimées des différents choix possibles sont toujours égales aux moyennes de ces choix dans l'échantillon[8]. On a ainsi :

$$E\left(\widehat{P_j}\right) = E(Y = j) \quad pour\ j = 1, \dots, K$$

La probabilité estimée pour un individu "i" d'occuper un emploi de type "j" et ayant atteint le niveau de diplôme "ℓ" s'écrit :

$$\widehat{P_{lj\,\underset{l \neq L}{Dip_i = l}}} = \frac{\exp\left(\widehat{\beta_j}'Z_i + \widehat{\alpha_{lj}}\right)}{1 + \sum_{k=1}^{K-1} exp\left(\widehat{\beta_k}'Z_i + \widehat{\alpha_{lj}}\right)} \qquad pour\ j = 1, \dots, K-1 \qquad (5)$$

À partir de ce résultat, plusieurs matrices sont constituées.

- Les matrices WW_0 and WW_1 sont obtenues en mobilisant les probabilités estimées issues de l'équation (5). Les vecteurs Z_i sont issues de la matrice X_0 , reflétant la situation en période 0, alors que les informations sur les diplômes proviennent de la matrice X_1 , reflétant la situation en période 1[9]. La distinction entre WW_0 et WW_1 provient du fait que l'on impose les marges de la matrice X_0 à la première et celle de la matrice X_1. à la seconde en mobilisant **algorithme 1**.

[8]Notons que les probabilités calculées à partir des valeurs moyennes des variables observables ne sont pas égales aux moyennes de ces choix dans l'échantillon.

[9]Dans la méthode proposée, comme les variables explicatives sont assignées de manière aléatoire à chaque individu, une des limites est qu'il n'est pas possible d'introduire parmi les variables explicatives au modèle mlogit des variables croisées avec le diplôme comme déterminant de la probabilité d'occuper certains emplois.

- Les matrices ZZ_0 et ZZ_1 sont construites de manière quasi-similaire. On utilise pour les vecteurs Z_i les informations issues de la matrice X_1 alors que les informations sur les diplômes proviennent de la matrice X_0.

Ces quatre nouvelles matrices permettent de décomposer la contribution de l'effet de structure en deux parties : l'une reflétant la contribution d'un changement au niveau de la distribution des diplômes l'autre la contribution des autres variables à une modification de la structure interne.

Notons $I_{\widetilde{dm0}}$ (resp. $I_{\widetilde{dm1}}$) l'indice de ségrégation associé à la matrice ZZ_0 (resp. ZZ_1) et $I_{\widetilde{om0}}$ (resp. $I_{\widetilde{om1}}$) celui associé à la matrice WW_0 (resp. WW_1). On en déduit que la contribution du diplôme à la contribution de la structure interne s'écrit :

$$C_{\Delta dis} = \frac{1}{2} C_{\Delta dism1} + \frac{1}{2} C_{\Delta dism0}$$

Avec

$$C_{\Delta dism0} = \frac{1}{2}[(I_{\widetilde{s1}} - I_{S0}) - (I_{\widetilde{om0}} - I_{S0})] + \frac{1}{2}(I_{\widetilde{dm0}} - I_{S0}) = \frac{1}{2}[(I_{\widetilde{s1}} - I_{\widetilde{om0}}) + (I_{\widetilde{dm0}} - I_{S0})]$$

$$C_{\Delta dism1} = \frac{1}{2}[(I_{S1} - I_{\widetilde{s1}}) - (I_{\widetilde{om1}} - I_{\widetilde{s1}})] + \frac{1}{2}(I_{\widetilde{dm1}} - I_{\widetilde{s1}}) = \frac{1}{2}[(I_{S1} - I_{\widetilde{om1}}) + (I_{\widetilde{dm1}} - I_{\widetilde{s0}})]$$

On en déduit alors la relation suivante :

$$C_{\Delta dis} = \frac{1}{2}\left\{\frac{1}{2}[(I_{\widetilde{s1}} - I_{\widetilde{om0}}) + (I_{\widetilde{dm0}} - I_{S0})] + \frac{1}{2}[(I_{S1} - I_{\widetilde{om1}}) + (I_{\widetilde{dm1}} - I_{\widetilde{s0}})]\right\}$$

De même la contribution des autres variables à la contribution de la structure interne s'écrit :

$$C_{\Delta dis} = \frac{1}{2} C_{\Delta oism1} + \frac{1}{2} C_{\Delta oism0}$$

avec

$$C_{\Delta oism0} = \frac{1}{2}[(I_{\widetilde{s1}} - I_{S0}) - (I_{\widetilde{dm0}} - I_{S0})] + \frac{1}{2}(I_{\widetilde{om0}} - I_{S0}) = \frac{1}{2}[(I_{\widetilde{s1}} - I_{\widetilde{dm0}}) + (I_{\widetilde{om0}} - I_{S0})]$$

$$C_{\Delta oism1} = \frac{1}{2}[(I_{S1} - I_{\widetilde{s1}}) - (I_{\widetilde{dm1}} - I_{\widetilde{s1}})] + \frac{1}{2}(I_{\widetilde{om1}} - I_{\widetilde{s0}}) = \frac{1}{2}[(I_{S1} - I_{\widetilde{dm1}}) + (I_{\widetilde{om1}} - I_{\widetilde{s0}})]$$

On en déduit alors

$$C_{\Delta ois} = \frac{1}{2}\left\{\frac{1}{2}[(I_{\widetilde{s1}} - I_{\widetilde{dm0}}) + (I_{\widetilde{om0}} - I_{S0})] + \frac{1}{2}[(I_{S1} - I_{\widetilde{dm1}}) + (I_{\widetilde{om1}} - I_{\widetilde{s0}})]\right\}$$

Au final, à partir de la décomposition initiale en deux niveaux :

$$\Delta I = C_{\Delta m} + C_{\Delta is}$$

Une décomposition plus large en deux sous-niveaux est proposée :

$$\Delta I = (C_{\Delta rm} + C_{\Delta cm}) + (C_{\Delta ois} + C_{\Delta dis})$$

Pour appliquer cette décomposition différents indices peuvent être mobilisés. Dans la section suivante on mobilise l'indice D de Duncan et Duncan, l'indice H d'Hutchens et l'indice G de Gini (voir Annexe A3). On note :

$$\Delta I_K = I_{K1} - I_{K0} \qquad avec\ K = D, H, G$$

3. Données et présentation des résultats

Cette dernière partie vise à appliquer la décomposition proposée à la Nouvelle-Calédonie. Ce petit territoire insulaire situé dans le Pacifique Sud dispose d'une population de 245 000 habitants composée de 42% de Kanak et de 37% d'Européens (Rivoilan et al., 2009). Cette île est marquée par de fortes inégalités salariales, professionnelles et d'accès au diplôme et ce malgré une période durable de très forte croissance (le PIB par habitant a été multiplié par plus de deux en 20 ans- Bouard et al., 2016).

Depuis les accords de Matignon-Oudinot en 1988 complétés par les accords de Nouméa en 1998, la Calédonie s'est engagée dans une politique de rééquilibrage visant à promouvoir une répartition plus équitable des ressources, des opportunités individuelles et des pouvoirs politiques (Hadj et al., 2012). Cette politique revêt un aspect ethnique (en faveur des Kanak) et géographique (en faveur des provinces du Nord et des îles mais également des communes rurales dites de brousse). Diverses mesures ont été appliquées dans les domaines politiques, économiques et sociaux pour favoriser la convergence et réduire les inégalités. On peut citer, à titre d'exemple, l'instauration d'un système de péréquation en faveur des provinces les moins avancées ou encore la mise en place de programmes d'accompagnement individualisé de formation, le programme « *400 cadres* » complété récemment par le programme « *Cadres Avenir* ». Vingt ans après, malgré des progrès certains, les inégalités ethniques et géographiques restent encore marquées.

Pour analyser l'évolution de la ségrégation professionnelle les données du recensement constituées par l'Isee (l'institut de la statistique de Nouvelle-Calédonie) sont mobilisées. Ces données individuelles, exhaustives et géo-localisées permettent d'éclairer la situation sur le marché du travail d'un territoire qui n'est pas couvert par l'enquête Emploi[10]. L'utilisation des deux vagues du recensement, celle de 1989 et celle de 2009, offre la possibilité d'une analyse sur une période longue de vingt ans.

En 2009, le taux d'emploi des personnes âgées de 15 à 64 ans est globalement de 59,5%. Ce taux est de 46,8% pour les Kanak et de 72,4% pour les Européens[11]. Ainsi, parmi les 95 356 emplois salariés et

[10] Une enquête Emploi est en cours de réalisation pour l'année 2018.

[11] Les taux d'activités sont respectivement de 69,0%, 63,5% et 75,2% et les taux de chômage au sens du recensement de 16,3%, 35,9% et 3,9%

non-salariés comptabilisés à cette période, 31,5% sont occupés par des Kanak. Soit une sous-représentation de l'ordre de 10 points par rapport à leur part dans la population en âge de travailler. Ce déséquilibre ne doit pas cacher une nette amélioration observée de 1989 à 2009, puisqu'au cours de cette période, le taux d'emploi des Kanak a augmenté de 20 points de pourcentage contre à peine 8 points pour les non-Kanak.

Alors, que la proportion de cadres et de professions intermédiaires a augmenté globalement de 9 points sur la période (passant de 23% à 32%), la proportion de Kanak occupant ces postes n'a que très légèrement augmenté passant de 15% à 16% (voir **tableau A2**).

Une des spécificités de la Nouvelle-Calédonie est que ces différences ethniques se conjuguent avec des différences spatiales fortes. Si la province Nord et la province Sud occupent une surface à peu près équivalente sur la grande terre[12], en 2009, les trois quarts de la population résident dans la province Sud où sont situées les quatre plus grosses communes urbaines du territoire : Nouméa, Dumbéa, Paita et Mont-Dore. Sur le marché du travail, 82 % des emplois salariés et non-salariés et seulement 54% des chômeurs sont comptabilisés dans cette zone. Sur 20 ans, on n'observe pas de rééquilibrage spatial puisque 83% des nouveaux emplois ont été créés en province Sud. Ce taux atteint 91% pour les créations d'emplois de cadres et de professions intermédiaires.

Quelles sont les grandes caractéristiques socio-économiques qui permettent de comprendre ces écarts entre les différentes communautés ? Le **Tableau A1** expose la situation relative en termes de formation, de genre, de localisation géographique et d'âge des populations Kanak et non-Kanak.

Globalement, les Kanak résident dans des communes plus éloignées de l'emploi que les autres communautés. Ils résident à plus de 50% en dehors de la province Sud (contre 92% pour les autres communautés) alors que celle-ci concentre la très grande majorité des emplois.

Les Kanak ont par ailleurs un niveau de formation nettement moins important que les autres communautés. En 2009, parmi les actifs occupés, 6% disposent d'un diplôme du supérieur et 14% le baccalauréat (contre 31% et 22% pour les autres communautés). L'écart est encore plus notable pour les non-actifs et les chômeurs (voir tableau A3). Ainsi, malgré une forte augmentation de la proportion de Kanak ayant le baccalauréat ou un diplôme supérieur (+13 points) celle-ci reste bien inférieure à l'augmentation observée pour les autres communautés (+35 points)[13].

[12] La Nouvelle Calédonie se décompose géographique en une grande île appelée Grande terre et plusieurs îles dont trois principales : Ouvéa, Lifou et Maré constituant la province des Îles.

[13] D'après les données du recensement de 2014

Ségrégation professionnelle

Pour mesurer et décomposer la ségrégation professionnelle en fonction de l'origine ethnique, 27 familles professionnelles incluant le secteur privé, le secteur public et les non-salariés sont retenues (**Tableau A2).** Un nombre plus important de catégories permettrait d'enrichir l'analyse, mais la taille de la population active occupée et la précision des données ne permettent pas d'aller au-delà de ce seuil.

Comme l'ont proposé James et Taueber (1985), afin de visualiser l'ampleur de la ségrégation, il est possible de construire une courbe de Lorenz de la répartition professionnelle. Sur ce graphique, les axes des abscisses et des ordonnées représentent respectivement la proportion de Kanak et de non-Kanak pour chaque famille professionnelle retenue. D'après le **graphique 2**, dans les familles professionnelles où se concentrent 50% des Kanak en 2009, seuls 20% des non-Kanak y sont regroupés. Ce dernier pourcentage était de 10% en 1989, soit une nette amélioration sur une période de 20 ans. Les indices de ségrégation calculés pour 1989 et 2009 confirment ce diagnostic. Par exemple, d'après l'indice de Duncan-Duncan, en 2009, 35,9% des Kanak devraient changer de catégorie professionnelle pour obtenir une équi-répartiton professionnelle alors que ce pourcentage était de 41,1% en 1989 (voir **tableau 1**).

Quel que soit l'indice retenu (Duncan-Duncan, Gini ou Hutchens), entre 1989 et 2009, l'indice de ségrégation professionnelle a diminué significativement au seuil de 1% de l'ordre de 4 à 6 points. Notons que pour tester la significativité et calculer les intervalles de confiance de ces écarts nous reprenons la méthode du bootstrap proposée par Boisso et al. (1994). Cette méthode adaptée aux indices de ségrégation diffère sensiblement de la méthode standard du bootstrap (Efron, 1979) puisque les tirages de la matrice de ségrégation s'obtiennent à partir d'une distribution binomiale. Les intervalles de confiance proposés dans le tableau 1 ont été obtenus à l'aide 1 000 tirages aléatoires[14].

Le **tableau 1** présente les résultats obtenus lorsque sont calculées les contributions d'une modification des marges et de la structure interne (décomposition en deux niveaux) et lorsque sont calculées les contributions des marges horizontales et verticales, les contributions des diplômes et des autres facteurs sur la structure interne (décomposition en 4 niveaux).

Globalement, c'est la structure interne et non l'évolution des marges qui explique le plus l'évolution des indices de ségrégation au cours du temps. La contribution de la structure interne varie entre 72% et 79% selon l'indice retenu et contribue à près des trois quarts de la baisse de l'indice de ségrégation. La contribution du facteur diplôme ($C_{\Delta dis}$) permet de mesurer la part de la baisse de l'indice de ségrégation qui s'explique par l'amélioration du niveau de formation des Kanak. Ce poids est compris

[14] L'ensemble des estimations ont été réalisées à l'aide du logiciel R©.

entre 22% et 32%. Ainsi une politique éducative encore plus active visant à faire converger le niveau de formation des Kanak vers celui des autres communautés permettrait de réduire encore plus nettement l'indice de ségrégation professionnelle sur ce territoire.

Conclusion

Cet article vise à proposer une nouvelle méthode permettant de mieux comprendre l'évolution des indices de ségrégation professionnelle. La décomposition proposée concilie deux approches qui coexistent de manière relativement indépendante dans la littérature. La première à la suite des travaux de Kamel et al. (1988) et Deutsch et al (2009) vise à décomposer les évolutions de la ségrégation en un effet de marge et un effet de structure. La seconde développée entre autres par Spriggs et al. (1996) et Gradin (2012, 2013) propose de mesurer des indices conditionnels à des caractéristiques observables.

La méthode que nous développons s'appuie sur la décomposition de la valeur de Shapley en deux niveaux et deux sous-niveaux et permet de mieux comprendre l'évolution au cours du temps des indices de ségrégation. Cette décomposition peut s'avérer un outil intéressant pour guider le décideur public dans ses choix. En effet, si cette décomposition conduit à montrer que l'absence de réduction de l'indice de ségrégation professionnelle provient « *toutes choses égales par ailleurs* » de l'évolution de la structure relative de la formation c'est dans ce domaine qu'il faudra axer principalement l'action politique. Inversement, si la structure spatiale de l'emploi ressort plus massivement une politique d'aménagement territoriale de l'emploi visant à favoriser l'implantation des entreprises dans les zones moins dotées devra être privilégiée.

3. References:

Argouarc'h, J., Calavrezo, O. (2013), La répartition des hommes et des femmes par métiers : une baisse de la ségrégation depuis 30 ans, Dares analyses, 79.

Blau, F., Brummund, P., Liu, A. (1998), Trend in occupational segregation by gender 1970-2009: adjusting for the impact of changes in the occupational coding system, working paper NBER #17993.

Boisso, D., Hayes, K., Hirschberg J., Silber J. (1994), Occupational segregation in the multidimensional case Decomposition and tests of significance. *Journal of Econometrics* 61: 161-171.

Bouard, S., Sourisseau, J-M, Geronimi, V., Blaise, S. (2016), La Nouvelle-Calédonie face à son destin : quel bilan à veille de la consultation sur la pleine souveraineté, Edition Karthala.

Bunel M., Gorohouna, S., L'Horty, Y., Petit, P., Ris, C. (2015), Ethnic Discrimination in Access to Housing: An Experiment in New Caledonia, *International Regional Science Review*, forthcoming.

Chakravarty, S., Silber, J. (2007) A generalized index of employment segregation. *Mathematical Social Sciences,* 53: 185–195.

Chantreuil, F., Trannoy, A. (2011), Inequality decomposition values: the trade-off between marginality and efficiency. *Journal Economic Inequality*, 11(1): 83-98.

Deutsch, J., Y. Flückiger, Silber, J. (2009), Analysing Changes in Occupational Segregation: the Case of Switzerland 1970–2000, *in* Y. Flückiger, S. F. Reardon, and J. Silber (eds), Occupational and Residential Segregation, *Research on Economic Inequality*, 17: 171–202.

del Río C., Alonso-Villar O. (2015), The Evolution of Occupational Segregation in the United States, 1940–2010: Gains and Losses of Gender–Race/Ethnicity Groups, *Demography*, 52:967–988

DiNardo, J., Fortin, N., and Lemieux, T. (1996), Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica,* 64:1001-1044.

Dolado, J., Felgueroso F., Jimeno J. (2003), Where Do Women Work?: Analysing Patterns in Occupational Segregation by Gender. *Annales d'Économie et de Statistique*, 71/72: 293-315

Duncan, O. D., Duncan, B. (1955), A Methodological Analysis of Segregation Indices. *American Sociological Review*, 20: 210-217.

Efron, B. (1979), Bootstrap methods: Another look at the jackknife. *Annals of Statistics,* 7: l-26.

Fuchs, V. R. (1975) A Note on Sex Segregation in Professional Occupations. *Explorations in Economic Research*, 2: 105-11.

Gorohouna, S., Ris, C. (2013), Decomposing Differences in Employment Outcomes Between Kanak and Other New Caledonians: How Important is the Role of School Achievement?. *Australian Journal of Labour Economics*, 16(1): 115-135.

Gradín, C. (2012), Occupational Segregation of Afro-Latinos, in J. A. Bishop and R. Salas (eds), Inequality, Mobility and Segregation: Essays in Honor of Jacques Silber, Emerald, 63–90.

Gradin, C. (2013), Conditional occupational segregation of minorities in the US. *Journal of Economic Inequality*, 11(4): 473-493.

Gradín, C., Del Río, C., Alonso-Villar, O. (2015), Occupational Segregation by Race and Ethnicity in the US: Differences across States. *Regional Studies*, 49(10): 1621-1638.

Hadj, L., Lagadec, G., Lavigne, G., Ris, C. (2012), Vingt ans de politiques de rééquilibrage en Nouvelle-Calédonie : Démocratisation de l'école mais persistance des inégalités ethniques. *Formation Emploi*, 120: 101-125.

Hutchens, R.M. (2001), Numerical measures of segregation: desirable properties and their implications. *Mathematical Social Sciences,* 42: 13–29.

Hutchens, R.M. (2004), One measure of segregation. *International Economic Review*, 45(2): 555–578.

James, D. R., Taeuber, K. E. (1985), Measures of Segregation. *Sociological Methodology*, 15: 1-32.

Karmel, T., Maclachlan, M. (1988), Occupational Sex Segregation—Increasing or Decreasing?. *Economic Record*, 64: 187–95.

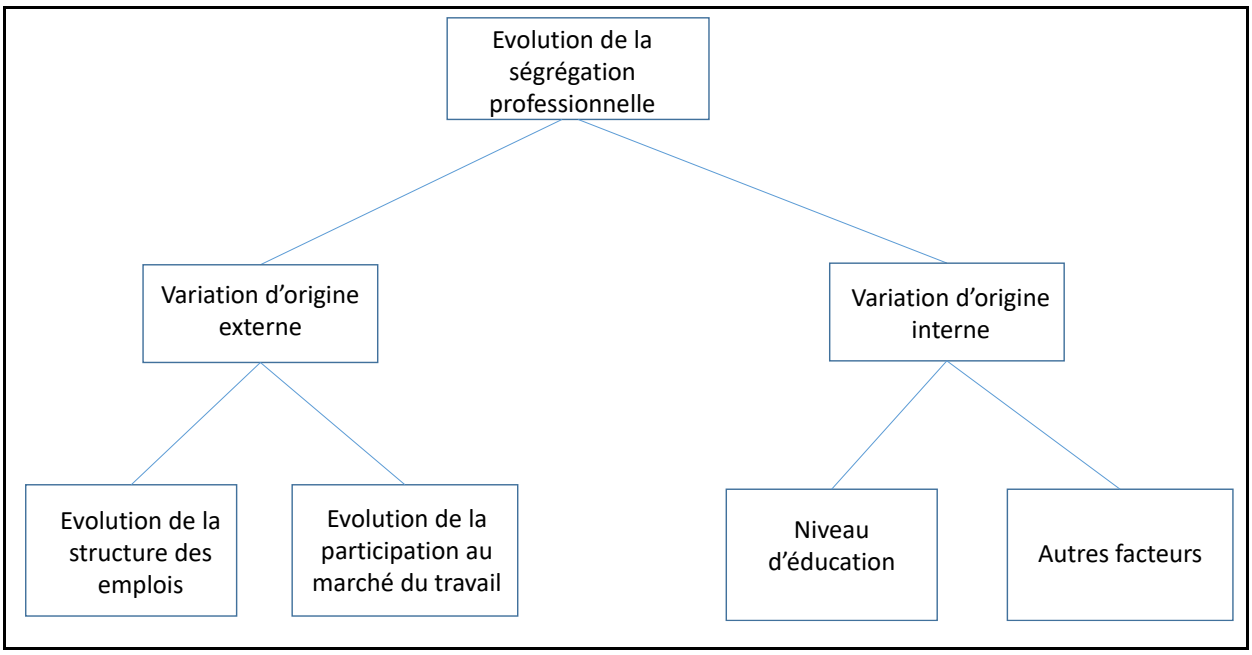
Pestana, G., Hoffer, O., Pantz, P.-C., Clément, V., (2014), Kanak and the city: being of the place, expressing it, urban issues, PIURN Conference, Nov. 2014, University of New Caledonia.

Rivoilan P., Broustet D., (2009) Images de la population 2009, Synthèse, 19, Isee, juillet 2009.

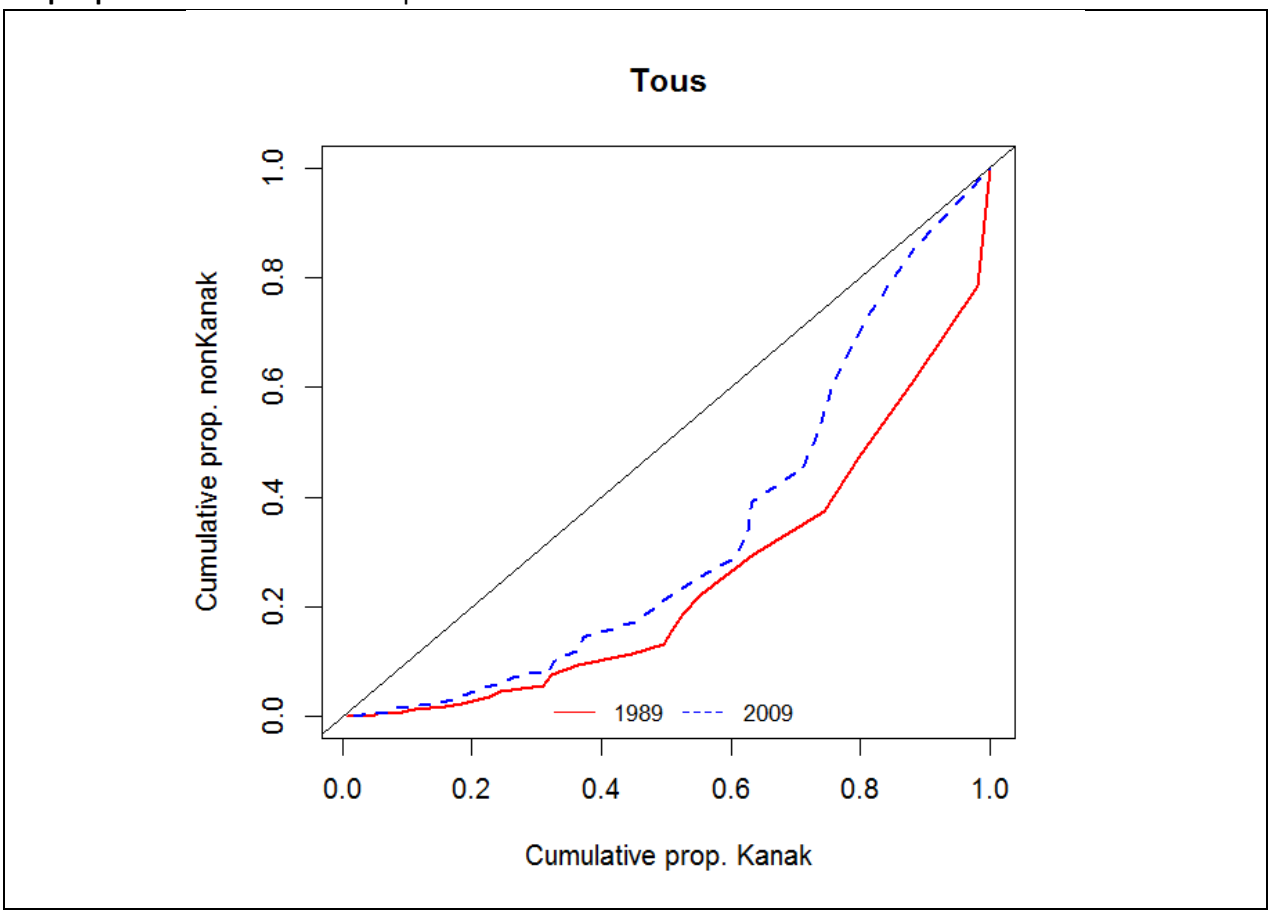
Shapley, L.S. (1953), A value for n-person game. in Contributions to the Theory of Games, Vol. 2, Annals of *Mathematics Studies*, eds. H.W. Kuhn and A.W. Tucker. Princeton University Press, 307-317.

Spriggs W.E., Williams, R. M. (1996), A Logit Decomposition Analysis of Occupational Segregation: Results for the 1970s and 1980s. *Review of Economics and Statistics*, 78(2): 348-355.

Graphique 1 : Décomposition des facteurs impactant l'évolution de la ségrégation professionnelle



Graphique 2 : Courbes de Lorenz professionnelles



Champ : Actifs occupés âgés *de 16 à 64 ans.*
Source: RP 1989 –2009, Isee, calculs de l'auteur.

Tableau 1 : Décomposition du différentiel d'indice de ségrégation professionnelle entre Kanak et Non Kanak

	Duncan-Duncan			Gini			Hutchens		
	Moyenne	%	IC à 95%	Moyenne	%	IC à 95%	Moyenne	%	IC à 95%
I_{k0} (1989)	0,411	-	[0,403 ; 0,420]	0,545		[0,536 ; 0,553]	0,146		[0,140 ; 0,151]
I_{k1} (2009)	0,359	-	[0,353 ; 0,365]	0,48		[0,473 ; 0,487]	0,099		[0,096 ; 0,102]
ΔI_K	-5,278	100%	[-6,281 ; -4,271]	-6,5	100%	[-7,519 ; -5,507]	-4,668	100%	[-5,164 ; -4,093]
$C_{\Delta is}$ (1) + (2)	-3,875	73%	[-4,803 ; -2,910]	-4,668	72%	[-5,712 ; -3,528]	-3,702	79%	[-4,343 ; -3,085]
$C_{\Delta dis}$ (1)	-1,142	22%	[-1,943 ; -0,396]	-1,679	26%	[-2,447 ; -0,868]	-1,494	32%	[-1,990 ; -1,015]
$C_{\Delta ois}$ (2)	-2,723	52%	[-3,485 ; -1,931]	-2,995	46%	[-3,805 ; -2,176]	-2,175	47%	[-2,693 ;-1,688]
$C_{\Delta m}$ (3) + (4)	-1,403	27%	[-1,912 ; -0,916]	-1,832	28%	[-2,211 ; -1,475]	-0,966	21%	[-1,207 ; -0,699]
$C_{\Delta cm}$ (3)	-0,780	15%	[-1,026 ; -0,527]	-1,057	16%	[-1,284 ; -0,846]	-0,449	10%	[-0,549 ; -0,345]
$C_{\Delta rm}$ (4)	-0,623	12%	[-1,015 ; -0,155]	-0,775	12%	[-1,054 ; -0,506]	-0,517	11%	[-0,728 ; -0,285]

Champ : Actifs occupés âgés *de 16 à 64 ans.*

Note: Les intervalles de confiance s'obtiennent par la méthode du bootstrap avec 1000 réplications.

Source: RP 1989 –2009, Isee, calculs de l'auteur.

Annexes :

A1. Description des algorithmes

Algorithme 1

Initialisation : Let $A = X_0$

Étape 1 : Pour tous les i et j calculer :

$$a_{ij} = a_{ij} \times \frac{x_{i.1}}{a_{i.}}$$

$x_{i.1}$ et $a_{i.}$ Correspondent aux effectifs marginaux des lignes i.

Étape 2 : Pour tous les i et j calculer :

$$a_{ij} = a_{ij} \times \frac{x_{.j1}}{a_{.j}}$$

Étape 3 : Calculer $\text{epsilon} = \max(|x_{i.} - a_{i.1}|)$

Si epsilon > seuil retenu (par exemple 0,1) refaire les étapes 1 et 2

sinon $Y_0 = A$

Notons la matrice Y_1 s'obtient de manière similaire en remplaçant X_0 par X_1 lors de l'initialisation et $x_{i.1}$ and $x_{.j1}$ by $x_{i.0}$ and $x_{.j0}$ dans les étapes 1 et 2.

Algorithm 2

Initialisation : Let $A = X_0$ and $B = X_0$

Étape 0 : Pour tous les i et j calculer :

$$b_{ij} = x_{i.1} \times x_{.j0}$$

Étape 1 : Pour tous les i et j calculer:

$$a_{ij} = a_{ij} \times \frac{b_{i.1}}{a_{i.}}$$

Étape 2 : Pour tous les i et j calculer:

$$a_{ij} = a_{ij} \times \frac{b_{.j1}}{a_{.j}}$$

Etape 3 : Calculer $\text{epsilon} = \max(|b_{i.} - a_{i.1}|)$

Si epsilon > seuil retenu (par exemple 0,1) refaire les étapes 1 et 2

sinon $W_0 = A$

A2. Décomposition de la valeur de Shapley

Comme l'ont montré Karmel et al. (1988) le différentiel de l'indice de ségrégation ΔI_S peut se décomposer en deux modifications de la matrice croisant les familles professionnelles et les deux sous-populations étudiées, l'un provenant d'une modification des marges de la matrice ($\Delta m \neq 0$) et l'autre d'une modification de la structure interne de cette matrice ($\Delta is \neq 0$). Il est ainsi possible d'écrire le différentiel de ségrégation comme une fonction *f()* définie par deux arguments :

$$\Delta I_S = f(\Delta m \neq 0, \Delta is \neq 0) \tag{A1}$$

Deutsch et al. (2009) montrent qu'il est possible de mobiliser la décomposition de la valeur de Shapley (Shapley 1953, Chantreuil et Trannoy, 2011) afin d'identifier la contribution respective de ces deux arguments à la valeur de la fonction *f().*

Ainsi, pour une fonction de type F(a,b) déterminée par deux arguments a et b, la contribution de l'argument « a » à cette fonction s'écrit :

$$C_a = \frac{1}{2}\{F(a,b) - F(0,b)\} + \frac{1}{2}\{F(a,0) - F(0,0)\} = \frac{1}{2}\{F(a,b) - F(b)\} + \frac{1}{2}F(a)$$

En appliquant ce principe à l'équation A1, on obtient :

$$C_{\Delta m} = \tfrac{1}{2}\{f(\Delta m \neq 0, \Delta is \neq 0) - f(\Delta m = 0, \Delta is \neq 0)\} + \tfrac{1}{2}\{f(\Delta m \neq 0, \Delta is = 0)\} \tag{A2}$$

Les différents termes de droite de cette équation s'obtiennent grâce aux formules suivantes :

$$f(\Delta m \neq 0, \Delta is \neq 0) = I_{S1} - I_{S0},$$

$$f(\Delta m \neq 0, \Delta is = 0) = I_{\widetilde{S0}} - I_{S0}$$

$$f(\Delta m = 0, \Delta is \neq 0) = I_{\widetilde{S1}} - I_{S0}$$

Où $I_{\widetilde{S0}}$ est l'indice de ségrégation obtenu à partir de la matrice Y_0 caractérisée par la structure interne de X_0 ($\Delta is = 0$) et par les marges de X_1 ($\Delta m \neq 0$). L'indice $I_{\widetilde{S1}}$ est obtenu quant à lui en mobilisant la matrice Y_1dont la structure interne est celle de la matrice X_1 ($\Delta is = 0$) et les marges celles de la matrice X_0 ($\Delta m \neq 0$).

En combinant, ces différentes équations on obtient :

$$C_{\Delta m} = \tfrac{1}{2}\{[I_{\widetilde{S0}} - I_{S0}] + [I_{S1} - I_{\widetilde{S1}}]\} \tag{A.3}$$

Nested Shapley decomposition of the margins

Deutsch et al. (2009) soulignent qu'il est possible de poursuivre cette décomposition en calculant la contribution des marges horizontales et des marges verticales aux deux éléments de droite de l'équation A.3. En introduisant deux fonctions *g()* et *g'() on écrit : :*

$$I_{\widetilde{S0}} - I_{S0} = g(\Delta rm \neq 0, \Delta cm \neq 0, \Delta is0 = 0) \tag{A4.1}$$

$$I_{\widetilde{s1}} - I_{S1} = g'(\Delta rm \neq 0, \Delta cm \neq 0, \Delta is1 = 0) \tag{A4.2}$$

La contribution des marges verticales à l'équation (A4.1) s'obtient :

$$C_{\Delta cm0} = \frac{1}{2}\{g(\Delta rm \neq 0, \Delta cm \neq 0, \Delta is0 = 0) - g(\Delta rm \neq 0, \Delta cm = 0, \Delta is0 = 0)\}$$
$$+\frac{1}{2}\{g(\Delta rm = 0, \Delta cm \neq 0, \Delta is0 = 0)\}$$

En suivant le raisonnement précèdent on obtient :

$$C_{\Delta cm0} = \tfrac{1}{2}[(I_{\widetilde{s0}} - I_{S0}) - (I_{\widetilde{rs0}} - I_{S0})] + \tfrac{1}{2}(I_{\widetilde{cs0}} - I_{S0})$$
$$C_{\Delta cm0} = \tfrac{1}{2}[(I_{\widetilde{s0}} - I_{\widetilde{rs0}}) + (I_{\widetilde{cs0}} - I_{S0})] \tag{A5}$$

La contribution des marges verticales à l'équation (A4.2) s'obtient de manière similaire à l'aide de l'égalité suivante :

$$C_{\Delta cm1} = \frac{1}{2}\{g'(\Delta rm \neq 0, \Delta cm \neq 0, \Delta is1 = 0) - g'(\Delta rm \neq 0, \Delta cm = 0, \Delta is1 = 0)\}$$
$$+\frac{1}{2}\{g'(\Delta rm = 0, \Delta cm \neq 0, \Delta is1 = 0)\}$$

$$C_{\Delta cm1} = \tfrac{1}{2}[(I_{S1} - I_{\widetilde{rs1}}) + (I_{\widetilde{cs1}} - I_{\widetilde{s1}})] \tag{A6}$$

À l'aide des équations (A3), (A5) et (A6) on obtient :

$$C_{\Delta cm} = \frac{1}{2}C_{\Delta cm0} + \frac{1}{2}C_{\Delta cm1}$$

et

$$C_{\Delta cm} = \frac{1}{2}\left\{\frac{1}{2}[(I_{\widetilde{cs0}} - I_{S0}) + (I_{\widetilde{s0}} - I_{\widetilde{rs0}})] + \frac{1}{2}[(I_{S1} - I_{\widetilde{rs1}}) + (I_{\widetilde{cs1}} - I_{\widetilde{s1}})]\right\}$$

On procède de la même façon pour identifier la contribution des marges horizontales.

A3. Indices de ségrégation

L'indice de dissimilarité de ségrégation proposé par Duncan-Duncan (1955) reste largement utilisé dans de nombreuses études malgré plusieurs limites. Afin de contrôler la sensibilité et la stabilité de la décomposition proposée au choix de l'indice retenu nous utilisons trois indices alternatifs ; l'indice de Duncan-Duncan, l'indice de Gini professionnel proposé par James et Taeuber (1985) et l'Indice de Hutchens (1991).

Ces indices se calculent facilement à l'aide des formules suivantes :

$$I_D = \frac{1}{2}\sum_{k=1}^{K}\left(\frac{n_k^1}{N^1} - \frac{n_k^2}{N^2}\right)$$

$$I_H = 1 - \sum_{k=1}^{K}\left(\frac{n_k^1}{N^1} \times \frac{n_k^2}{N^2}\right)$$

$$I_G = 1 - \sum_{k=1}^{K}\frac{n_k^1}{N^1}\left(\frac{n_k^2}{N^2} + 2\sum_{h=j+1}^{K}\frac{n_h^2}{N^2}\right)$$

Où n_k^1 et n_k^1 correspondent au nombre d'actifs occupés dans la k^{ème} profession par les deux groupes de population. N^1 et N^2 correspondent à la force de travail total des deux sous-populations. K est le nombre de familles professionnelles retenues dans l'étude (27 dans nos données).

Remarquons enfin que pour calculer I_G il est nécessaire de classer les professions par ordre croissant en fonction du ratio $\frac{n_k^1}{N^1}$.

Tableau A1 : Statistiques descriptives

Année	Communautés	Diplôme inférieur au Bac	Diplômés du supérieur	Hommes	Localisés dans la province Sud	Âgés de moins de 30 ans	Âgés de plus de 50 ans	N
Actifs occupés								
1989	**Tous**	82,1%	7,9%	62,7%	80,3%	49,9%	10,5%	**50 161**
	Kanak	96,6%	0,6%	61,7%	51,4%	51,8%	11,4%	**14 910**
	Non-Kanak	75,9%	11,0%	63,1%	92,5%	49,1%	10,1%	**35 251**
2009	**Tous**	57,7%	23,3%	56,6%	81,6%	39,1%	14,8%	**95 356**
	Kanak	80,3%	5,7%	55,0%	59,5%	45,1%	12,7%	**30 111**
	Non-Kanak	47,3%	31,4%	57,3%	91,8%	36,4%	15,7%	**65 245**
Chômeurs et inactifs								
1989	**Tous**	94,6%	1,2%	39,9%	62,7%	61,0%	18,3%	**48 927**
	Kanak	99,1%	0,1%	42,2%	36,5%	63,2%	14,9%	**25 438**
	Non-Kanak	89,7%	2,5%	37,5%	91,1%	58,6%	22,0%	**23 489**
2009	**Tous**	81,6%	6,7%	42,5%	66,5%	54,6%	24,7	**65 081**
	Kanak	91,1%	1,3%	45,2%	44,0	60,5%	17,3%	**34 230**
	Non-Kanak	71,1%	12,6%	39,4%	91,5%	48,1%	32,8%	**30 851**

Champ : *Population âgée de 16 à 64 ans.*
Sources: *RP 1989, 2009, Isee, calculs de l'auteur.*

Tableau A2 : Répartition de la population active occupée par catégories socio-professionnelles

	Familles professionnelles	1989			2009		
		Kanak	Non-Kanak	Total	Kanak	Non-Kanak	Total
Agriculteurs	1	21,5%	1,9%	7,7%	6,1%	0,8%	2,5%
Autres non-salariés	3	1,7%	11,5%	8,6%	3,7%	12,8%	10,0%
Cadres	5	0,9%	6,3%	4,7%	2,9%	13,0%	9,8%
PI	7	10,3%	21,4%	18,1%	13,1%	26,2%	22,0%
Employés	5	29,8%	31,3%	30,8%	34,9%	26,8%	29,3%
Ouvriers	6	35,8%	27,7%	30,1%	39,4%	20,4%	26,4%

Champ : *Population âgée de 16 à 64 ans.*
Sources: *RP 1989, 2009, Isee, calculs de l'auteur.*

LES DERNIERS CAHIERS DU LARJE

HTTP://LARJE.UNIV-NC.NC/INDEX.PHP/CAHIERS-DU-LARJE

Cahier n° 2018-2 : Quelle est l'évolution de la productivité sectorielle du travail et de la compétitivité de l'économie calédonienne depuis 30 ans ? Serge Rey, Catherine Ris

Cahier n° 2018-1 : Décomposition du PIB par habitant, formation supérieure et capital humain en Nouvelle-Calédonie, Mathieu Bunel

Cahier n° 2017-2 : Veille et éclairage juridiques, Christine Bidaud-Garon

Cahier n° 2017-1 : L'intégration de la coutume dans le corpus normatif contemporain en Nouvelle-Calédonie, Étienne Cornut

Cahier n° 2016-3 : Veille et éclairage juridiques, Christine Bidaud-Garon

Cahier n° 2016-2 : Discriminations éthniques dans l'accès au logement en Nouvelle-Calédonie, Mathieu Bunel, Samuel Gorohouna, Catherine Ris, Yannick l'Horty et Pascale Petit

Cahier n° 2016-1 : Gouvernance des organisations et morale des affaires, Bernard Grand, Philippe Grill

Cahier n° 2015-2 : La lente transition de la réussite scolaire à la réussite professionnelle des femmes kanak en Nouvelle-Calédonie, Catherine Ris, Marie Berrah

Cahier n° 2015-1 : Le Pacifique insulaire dans le cadre d'échange multilatéral : quel accord de libre-échange pour les territoires français ? Jérémy Ellero

Cahier n° 2014-1 : Quel accord de libre-échange pour les territoires français du Pacifique ? Jérémy Ellero

© 2018 Presses universitaires de Nouvelle-Calédonie
Publication du LARJE
Laboratoire de recherches juridique et économique
Tous droits réservés / All rights reserved
No part of this publication may be reproduced in any form
or by any means without the written permission
of the University of New Caledonia

Publication assurée par Françoise Cayrol pour les PUNC
Réalisation : Armel Marais
Imprimé en Nouvelle-Calédonie

Presses universitaires de Nouvelle-Calédonie
Avenue James Cook – BP R4
98851 - Nouméa CEDEX - www.unc.nc

UNIVERSITÉ de la NOUVELLE-CALÉDONIE

PUNC PRESSES UNIVERSITAIRES DE NOUVELLE-CALÉDONIE