**Exercices semaines 3, 4 et 5**

*Pour répondre à toutes les questions ci-dessous, vous devez utiliser Stata (et, spécifiquement, DASP, si demandé). Soyez concis(es) et clair(e)s dans vos réponses.*

*L’examen est divisé en trois exercices (les points assignés à chaque exercice sont indiqués à côté de chaque exercice). Veuillez répondre (R) directement dans ce fichier après chaque question (Q) et veuillez joindre le fichier \*.do (do-file) que vous avez généré. Renommez ces deux fichiers en : "Exercice semaines 3-4-5 - Prénom, Nom" et veuillez les* soumettre *par la boîte de dépôt du portail de cours avant mardi le 23 février 23h59 (*[*heure du Québec*](https://www.timeanddate.com/worldclock/converter.html?iso=20190227T045900&p1=189)*).*

***Veuillez organiser votre do-file par exercice. Vous pouvez faire vos commentaires et discussions des résultats dans le do-file directement.***

# Exercice 1 (4%)

Supposons que la population est composée de six individus appartenant à deux groupes de population, 1 et 2. Le tableau suivant montre la distribution des revenus pour trois périodes différentes.

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| *Group* | *inc1* | *inc2* | *inc3* |
| 1 | 1 | 2 | 2 |
| 1 | 2 | 2 | 4 |
| 1 | 9 | 2 | 18 |
| 2 | 3 | 6 | 2 |
| 2 | 6 | 6 | 4 |
| 2 | 27 | 6 | 18 |

* 1. Pour la distribution *inc1*, indiquez si les affirmations suivantes sont vraies ou fausses, et pourquoi.

1. Basé sur le *principe d'invariance d'échelle*, l'inégalité de revenu du groupe 1 est égale à celle du groupe 2. Entrez les données et confirmez vos justifications en estimant le coefficient de Gini par groupe de population.
2. En considérant le *principe d'invariance d'échelle* et le *principe de population*, l'inégalité de revenu du groupe 1 est égale à celle de la population totale.
3. L'inégalité entre les groupes de i*nc1* est égale à celle de *inc2*. En outre, vérifiez ceci en utilisant la commande ***dentropyg*** avec DASP (par exemple, pour theta = 0).

**R : a- Vrai**

**Le coefficient de Gini estimé avec la commande igini est de 0.444444 pour chacun des deux groupes. Ainsi, l’inégalité de revenu du groupe 1 est égale à celle du groupe 2.**

**igini inc1, hgroup(group)**

**Index : Gini index**

**Group variable : group**

**-------------------------------------------------------------------------------------------**

**Group | Estimate STE LB UB**

**--------------------------+----------------------------------------------------------------**

**1: 1 | 0.444444 0.100411 0.186331 0.702558**

**2: 2 | 0.444444 0.100411 0.186331 0.702558**

**--------------------------+----------------------------------------------------------------**

**Population | 0.534722 0.080462 0.327888 0.741557**

**b- Faux. L’inégalité du groupe 1 est 0.444444 contre 0.534722 pour celle de la population totale d’après les estimations en utilisant le coefficient de Gini. L’inégalité du groupe est inférieure à celle de la population.**

1. **Faux. En effet l’inégalité entre les groupes de inc2 est nulle. Aussi, l’inégalité de la population pour inc2 est 0.14 inférieure à celle de inc1 qui est 0.56.**

**ientropy inc1 inc2, theta(0) hgroup(group)**

**Index : Entropy index**

**Parameter theta : 0**

**Group variable : group**

**---------------------------------------------------------------------------------**

**Group | Estimate STE LB UB**

**----------------+----------------------------------------------------------------**

**1: 1 | 0.422837 0.114650 0.128119 0.717555**

**2: 2 | 0.422837 0.114650 0.128119 0.717555**

**----------------+----------------------------------------------------------------**

**Population | 0.566678 0.215967 0.011516 1.121840**

**---------------------------------------------------------------------------------**

**. ientropy inc2, theta(0) hgroup(group)**

**Index : Entropy index**

**Parameter theta : 0**

**Group variable : group**

**---------------------------------------------------------------------------------**

**Group | Estimate STE LB UB**

**----------------+----------------------------------------------------------------**

**1: 1 | -0.000000 . . .**

**2: 2 | -0.000000 0.000000 -0.000000 0.000000**

**----------------+----------------------------------------------------------------**

**Population | 0.143841 0.022050 0.087159 0.200523**

**---------------------------------------------------------------------------------**

1.2 En utilisant la commande DASP ***dentropyg***, décomposez l'indice d’entropie (le paramètre theta = 0). Faites cela pour chacune des trois périodes.

**R : Période 1 : Avec theta = 0 ; l’indice d’entropie pour le groupe 1 = à celle de groupe 2 = 0.422837 ; celle de la population est de 0.566678, la part de chaque groupe à la population est de 0.7461 et sa contribution absolue est 0.3155.**

**Période 2 : L’indice d’entropie pour chacun des 2 groupe est nul.**

**Période 3 : l’indice d’entropie pour chacun des groupes est de 0.422837 et celle de la population 0.422837. La part de chaque groupe à la population est alors égale à 1. Ainsi, la contribution absolue de chaque groupe est 0.422837.**

1.3 Estimez l'inégalité de Gini pour chacune des trois distributions avec la commande DASP ***igini*** et discutez vos résultats.

**R : Les coefficient de Gini sont de 0.53 ; 0.25 et 0.44 pour les distributions inc1, inc2 et inc3 respectivement. Ces résultats montrent que la distribution présentant la plus grande inégalité est celle de la distribution 1, tandis que la distribution 2 présente la plus faible inégalité. Par ailleurs, le bien-être du groupe 1 est amélioré pendant la période 3 (augmentation du revenu que durant les autres périodes) tandis que celle du groupe 2 est améliorer durant la période 1 (revenu >). Une redistribution des revenus est indispensable pour réduire les inégalités présentes et améliorer le bien-être des individus. Il faut toutefois noter que cette redistribution doit tenir compte du contexte qui prévaut.**

**. igini inc\***

**Index : Gini index**

**-------------------------------------------------------------------------------------------**

**Variable | Estimate STE LB UB**

**--------------------------+----------------------------------------------------------------**

**1: GINI\_inc1 | 0.534722 0.080462 0.327888 0.741557**

**2: GINI\_inc2 | 0.250000 0.055902 0.106300 0.393700**

**3: GINI\_inc3 | 0.444444 0.071001 0.261930 0.626958**

**-------------------------------------------------------------------------------------------**

# Exercice 2 (5.5%)

Supposons que la population est composée de huit ménages.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| *identifier* | *pre\_tax\_income* | *hhsize* | *nchild* | *Nelderly* |
| 1 | 240 | 4 | 2 | 1 |
| 2 | 600 | 5 | 3 | 1 |
| 3 | 230 | 3 | 2 | 0 |
| 4 | 1250 | 3 | 1 | 1 |
| 5 | 1900 | 4 | 1 | 1 |
| 6 | 280 | 4 | 2 | 0 |
| 7 | 620 | 3 | 1 | 1 |
| 8 | 880 | 4 | 3 | 0 |
| **Total** | **6000** | **30** | **15** | **5** |

Le revenu disponible du ménage est composé des trois sources de revenu suivantes :

1. Revenu après impôts = revenue pré-impôts – l’impôt ;
2. Les allocations familiales
3. La pension de vieillesse reçue

Le gouvernement envisage deux scénarios potentiels (A et B).

1. ***Scénario A*** : appliquer un impôt proportionnel de 10%. Ensuite, 20% du total des taxes perçues sont répartis également sur la population âgée en tant que pensions. Le reste du budget est réparti également entre les enfants, sous forme d'allocation***s***.
2. ***Scénario B :*** appliquer un impôt proportionnel de 10%, puis redistribuer les revenus générés de manière égale entre les enfants. Dans ce cas, la pension de vieillesse universelle est égale à zéro.

2.1 Dans Stata, entrez les données (les huit observations), puis générez les variables :

* *pcincatA:* revenu après impôt par habitant avec le scénario A;
* *pcincatB:* revenu après impôt par habitant avec le scénario B;
* *pceldA:* pension de vieillesse par habitant avec le scénario A;
* *pceldB:*  pension de vieillesse par habitant avec le scénario B;
* *pcallowA:* allocations familiales par enfant avec le scénario A;
* *pcallowB:*  allocations familiales par enfant avec le scénario B;
* *dpcincA:* revenu disponible par habitant avec le scénario A (*pcincatA+ pceldA+ pcallowA*);
* *dpcincB:* revenu disponible par habitant avec le scénario B (*pcincatB+ pceldB + pcallowB*).

**R : list pcincatA pcincatB pceldA pceldB pcallowA pcallowB dpcincA dpcincB**

**| pcincatA pcincatB pceldA pceldB pcallowA pcallowB dpcincA dpcincB |**

**|-----------------------------------------------------------------------------------**

**1. | 54 54 6 0 16 20 76 74 |**

**2. | 108 108 4.8 0 19.2 24 132 132 |**

**3. | 69 69 0 0 21.33333 26.66667 90.33334 95.66666 |**

**4. | 375 375 8 0 10.66667 13.33333 393.6667 388.3333 |**

**5. | 427.5 427.5 6 0 8 10 441.5 437.5 |**

**|-----------------------------------------------------------------------------------**

**6. | 63 63 0 0 16 20 79 83 |**

**7. | 186 186 8 0 10.66667 13.33333 204.6667 199.3333 |**

**8. | 198 198 0 0 24 30 222 228 |**

**+----------------------------------------------------------------------------------**

2.2 En utilisant la commande DASP *igini*, estimez l'inégalité dans la distribution du revenu disponible par habitant pour chacun des deux scénarios.

**R : igini dpcincA dpcincB, hsize(hhsize)**

**L’estimation de l’indice de Gini montre qu’il existe très peu de différence entre les indices des deux scénarios (soit 0.3529 et 0.3487 respectivement pour les scénarios A et B). L’inégalité des revenus du scénario A est sensiblement égale à celle du scénario B.**

**Index : Gini index**

**Household size : hhsize**

**Variable | Estimate STE LB UB**

**-----------------------------+----------------------------------------------------------------**

**1: GINI\_dpcincA | 0.****352933 0.042583 0.252241 0.453626**

**2: GINI\_dpcincB |** **0.348667 0.042336 0.248557 0.448776**

2.3 En utilisant la commande DASP *diginis*, décomposez l'inégalité dans la distribution du revenu disponible par habitant pour chacun des deux scénarios (rappelez-vous que les trois sources de revenu sont *pcincatA*, *pceldA* et *pcallowA* pour le scénario A et *pcincatB*, *pceldB* et *pcallowB* pour le scénario B)*.*

**R : L’inégalité pour le scénario A est égale à 0.352933. La décomposition de l’indice d’inégalité par source de revenu pour le scénario A montre que le revenu avant taxe est le principal contributeur. Il contribue à hauteur de 90%. Son indice de concentration est de 0.395556 et sa contribution absolue est de 0.356000. La pension de vieillesse et les allocations contribuent respectivement pour 2% et 8% à l’inégalité totale.**

**diginis pcincatA pceldA pcallowA, hsize(hhsize)**

**Decomposition of the Gini Index by Incomes Sources: Rao's (1969) Approach.**

**Household size : hhsize**

**+-------------------------------------------------------------------------------------+**

**| Sources | Income Concentration Absolute Relative |**

**| | Share Index Contribution Contribution |**

**|--------------------+----------------------------------------------------------------|**

**|1: pcincatA | 0.900000 0.395556 0.356000 1.008689|**

**| | 0.029346 0.049440 0.043554 0.011153|**

**|2: pceldA | 0.020000 0.140000 0.002800 0.007934|**

**| | 0.005877 0.163075 0.002990 0.008386|**

**|3: pcallowA | 0.080000 -0.073333 -0.005867 -0.016623|**

**| | 0.027309 0.077784 0.004499 0.012348|**

**|--------------------+----------------------------------------------------------------|**

**| Total | 1.000000 ---** **0.352933 1.000000|**

**| | 0.000000 --- 0.042583 0.000000|**

**+-------------------------------------------------------------------------------------+**

**L’inégalité pour le scénario B est égale à 0.348667. Tout comme pour le scénario A, au niveau du scénario B le revenu avant taxe contribue à hauteur de 90% avec une contribution absolue de 0.356 et un indice de concentration de 0.395556. Les allocations familiales contribuent à hauteur de 10% à l’inégalité totale. La contribution de la pension de vieillesse est nulle dans ce scénario.**

**Decomposition of the Gini Index by Incomes Sources: Rao's (1969) Approach.**

**Household size : hhsize**

**+-------------------------------------------------------------------------------------+**

**| Sources | Income Concentration Absolute Relative |**

**| | Share Index Contribution Contribution |**

**|--------------------+----------------------------------------------------------------|**

**|1: pcincatB | 0.900000 0.395556 0.356000 1.021032|**

**| | 0.033607 0.049440 0.044140 0.015775|**

**|2: pceldB | 0.000000 0.000000 0.000000 0.000000|**

**| | 0.000000 . 0.000000 0.000000|**

**|3: pcallowB | 0.100000 -0.073333 -0.007333 -0.021033|**

**| | 0.033607 0.077784 0.005663 0.015775|**

**|--------------------+----------------------------------------------------------------|**

**| Total | 1.000000 ---** **0.348667 1.000000|**

**| | 0.000000 --- 0.042336 0.000000|**

|  |
| --- |
|  |

2.4 Sur la base des résultats de 2.2 et 2.3, dans quel cas l'ensemble des programmes de transfert réduira-t-il le plus l'inégalité des revenus disponibles ? Pourquoi ?

**R : Les différents résultats observés en 2.2 et 2.3 montrent que l’ensemble des programmes de transfert ne conduisent pas à une réduction des inégalités existantes. En effet, les allocations familiales et les pensions sont données à tous les ménages sans tenir compte de leur condition actuelle de pauvre ou riche. Les programmes réduiraient l’inégalité des revenus disponibles lorsqu’ils cibleront effectivement les groupes défavorisés de la population.**

2.5 Estimez le changement du taux de pauvreté lorsque le scénario B est adopté (par rapport à la distribution initiale) et que le seuil de pauvreté est 100 (utilisez la commande DASP *difgt*).

**R : Le taux de pauvreté est identique et est de 0.3666667 aussi bien pour la situation initiale que pour le scénario B. Donc les transferts ne changent pas le nombre de pauvres au sein de la population.**

**difgt dpcincB pcinc, hsize1(hhsize) hsize2(hhsize) pline1(100) pline2(100) alpha(0) test(0)**

**------------------------------------------------------------------------------------------**

**Variable | Estimate Std. Err. t P>|t| [95% Conf. interval] Pov. line**

**---------+--------------------------------------------------------------------------------**

**dpcincB | .3666667 .1835415 1.99773 0.0859 -.06734 .8006734 100**

**pcinc | .3666667 .1835415 1.99773 0.0859 -.06734 .8006734 100**

**---------+--------------------------------------------------------------------------------**

**diff.| 0 0 . . 0 0 ---**

**------------------------------------------------------------------------------------------**

**estimate(diff) = estimate(pcinc - dpcincB) t = .**

**Ho: estimate(diff) = 0 degrees of freedom = 7**

**Ha: est.(diff) < 0 Ha: est.(diff) != 0 Ha: est.(diff) > 0**

**Pr(T < t) = . Pr(|T| > |t|) = . Pr(T > t) = .**

2.6 Estimez le changement dans l’intensité de la pauvreté lié au scénario B (par rapport à la distribution initiale) et lorsque le seuil de pauvreté est de 100 (utilisez la commande DASP *difgt*). Comparez les résultats trouvés ici avec ceux trouvés au point précédent (2.5).

**R : L’intensité de la pauvreté est de 0.1166667 sans allocation tandis qu’avec les allocations, elle est de 0.0616667 avec une différence de 0.055 significative au seuil de 10%. De ce fait, les allocations familiales favorisent une réduction de l’intensité de pauvreté.**

**Comparaison des résultats : les résultats montrent que le taux de pauvreté reste inchangé. Les allocations n’ont aucun effet sur le taux de pauvreté. Ainsi, bien que les allocations améliorent les conditions de vie des ménages, elles ne sont pas assez importantes pour améliorer le niveau de pauvreté. Ce qui expliquent les résultats observés pour le taux de pauvreté. L’intensité de pauvreté étant sensible à toute amélioration du niveau de vie, les allocations ont entrainé une réduction à ce niveau.**

**difgt dpcincB pcinc, hsize1(hhsize) hsize2(hhsize) pline1(100) pline2(100) alpha(1) test(0)**

**------------------------------------------------------------------------------------------**

**Variable | Estimate Std. Err. t P>|t| [95% Conf. interval] Pov. line**

**---------+--------------------------------------------------------------------------------**

**dpcincB | .0616667 .0374656 1.64596 0.1438 -.0269254 .1502588 100**

**pcinc |** **.1166667 .061366 1.90116 0.0990 -.0284408 .2617742 100**

**---------+--------------------------------------------------------------------------------**

**diff.| .055 .027522 1.9984 0.0858 -.0100792 .1200792 ---**

**------------------------------------------------------------------------------------------**

**estimate(diff) = estimate(pcinc - dpcincB) t = 1.9984**

**Ho: estimate(diff) = 0 degrees of freedom = 7**

**Ha: est.(diff) < 0 Ha: est.(diff) != 0 Ha: est.(diff) > 0**

**Pr(T < t) = 0.0429 Pr(|T| > |t|) = 0.0858 Pr(T > t) = 0.9571**

# Exercice 3 (3%)

* 1. Chargez le fichier data\_2, puis initialisez le plan d'échantillonnage avec les variables *strata*, *psu* et *sweight*.

**R : svyset psu [pweight=sweight], strata(strata)**

**pweight: sweight**

**VCE: linearized**

**Single unit: missing**

**Strata 1: strata**

**SU 1: psu**

**FPC 1: <zero>**

* 1. À l'aide de la commande DASP ***ifgt***, estimez le taux de pauvreté lorsque la mesure du bien-être correspond aux dépenses par équivalent adulte, et lorsque le seuil de pauvreté est égal à 21 000.

**R : Pour un seuil de pauvreté de 21000, le taux de pauvreté est égale à 0.336664**

**ifgt ae\_exp, alpha(0) hsize(hsize) pline(21000)**

**Poverty index : FGT index**

**Household size : hsize**

**Sampling weight : sweight**

**Parameter alpha : 0.00**

**-----------------------------------------------------------------------------------------------**

**Variable | Estimate STE LB UB Pov. line**

**--------------+--------------------------------------------------------------------------------**

**ae\_exp |** **0.336664 0.015603 0.306042 0.367287 21000.00**

* 1. Estimez maintenant le taux de pauvreté par groupes de population (définie par le sexe du chef de ménage) et discutez vos résultats.

**R : Le taux de pauvreté est de 0.324918 et 0.379359 respectivement pour les hommes et les femmes. Les tests avec la commande difgt montrent la différence entre homme et femmes est significativement supérieure à 0. Ces résultats montrent que les femmes sont plus pauvres que les hommes.**

**ifgt ae\_exp, alpha(0) hsize(hsize) hg(sex) pline(21000)**

**Poverty index : FGT index**

**Household size : hsize**

**Sampling weight : sweight**

**Group variable : sex**

**Parameter alpha : 0.00**

**------------------------------------------------------------------------------------------------**

**Group | Estimate STE LB UB Pov. line**

**---------------+--------------------------------------------------------------------------------**

**1: Male | 0.324918 0.015614 0.294274 0.355562 21000.00**

**2: Female | 0.379359 0.035122 0.310428 0.448290 21000.00**

**---------------+--------------------------------------------------------------------------------**

**Population | 0.336664 0.015603 0.306042 0.367287 21000.00**

**difgt ae\_exp ae\_exp, alpha(0) hsize1(hsize) test(0) cond1(sex==1 ) hsize2(hsize) cond2(sex==2 )**

**> pline1(21000) pline2(21000)**

**------------------------------------------------------------------------------------------**

**Variable | Estimate Std. Err. t P>|t| [95% Conf. interval] Pov. line**

**---------+--------------------------------------------------------------------------------**

**ae\_exp | .3249181 .0156141 20.8093 0.0000 .2942742 .355562 21000**

**ae\_exp | .379359 .0351224 10.8011 0.0000 .3104285 .4482895 21000**

**---------+--------------------------------------------------------------------------------**

**diff.| .0544409 .0360872 1.50859 0.1318 -.0163831 .1252649 ---**

**------------------------------------------------------------------------------------------**

**estimate(diff) = estimate(ae\_exp - ae\_exp) t = 1.5086**

**Ho: estimate(diff) = 0 degrees of freedom = 908**

**Ha: est.(diff) < 0 Ha: est.(diff) != 0 Ha: est.(diff) > 0**

**Pr(T < t) = 0.0659 Pr(|T| > |t|) = 0.1318 Pr(T > t) = 0.9341**