**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 | 8 | 2 |
| 1 | 2 | 8 | 4 |
| 1 | 9 | 8 | 18 |
| 2 | 3 | 24 | 2 |
| 2 | 6 | 24 | 4 |
| 2 | 27 | 24 | 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.

**R : Cet énoncé est vrai.** Selon le principe d’invariance d’échelle, l’inégalité entre le groupe 1 de la distribution inc1 et le groupe 2 de la distribution inc1 devrait être la même. En effet, pour la période 1 (soit la distribution inc1), les revenus du groupe 2 sont trois fois plus élevés que les revenus du groupe 1. Ainsi, c’est comme si on avait pris les revenus du groupe 1 et on les avait multipliés par 3. Selon le principe d’invariance d’échelle, l’indice d’inégalité devrait être le même. En calculant le coefficient de Gini pour les deux groupes, on voit que c’est bien le cas.

1. 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.

**R : Cet énoncé est faux.** Au sein de la première période, soit dans la distribution inc1, les revenus du groupe 1 sont (1,2,9) et les revenus de la population totale sont (1,2,9,3,6,27). Nous avons déjà déterminé que selon le principe d’invariance d’échelle, l’inégalité dans le groupe 1 est égale à l’inégalité dans le groupe 2. Toutefois, le principe d’invariance de la population permet de comparer des populations avec des tailles différentes. Ainsi, même si l’inégalité des revenus dans le groupe 1 est la même que celle du groupe 2, la population totale comprend 6 individus et non 3, ce qui affecte l’inégalité. En effectuant la commande igini inc1, hgroup(group), on voit que le coefficient de gini de la population totale est supérieur au coefficient de gini du groupe 1. Ainsi, ils ne sont pas égaux.

1. L'inégalité entre les groupes de i*nc1* est égale à celle de *inc2*. En outre, vérifiez ceci en utilisant la commande ***dentropyg*** dans DASP (par exemple, pour theta = 0).

**R : Cet énoncé est vrai.** À la première période, le revenu moyen des individus du groupe 1 vaut 4 et le revenu moyen des individus du groupe 2 vaut 12. Ainsi le rapport entre le revenu moyen du groupe 1 et du groupe 2 pour la première période vaut 4/12 = 1/3. À la seconde période, le revenu moyen des individus du groupe 1 vaut 8 et le revenu moyen des individus du groupe 2 vaut 24. Ainsi, le rapport entre le revenu moyen du groupe 1 et du groupe 2 pour la première période vaut 8/24 = 1/3. Par conséquent, l’inégalité entre les groupes est la même pour la première période que pour la seconde période. Les commandes dans le do-file confirment cela.

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

**R : Voir le do-file pour l’interprétation des résultats.** On remarque notamment que pour la première période, l’entropie de la population est composée de l’entropie entre les groupes et au sein des groupes. Pour la seconde période, l’entropie au sein des groupes est nulle puisque l’inégalité entre les revenus des individus du même groupe est nulle. Alors, l’entropie de la population est composée uniquement de l’entropie entre les groupes. Pour la troisième période, l’entropie entre les groupes est nulle, car les revenus dans le groupe 1 sont égaux aux revenus des individus du groupe 2 (à rang égal). Alors, l’entropie de la population est composée uniquement de l’entropie au sein des groupes.

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

**R : Voir le do-file pour l’interprétation des résultats.** J’effectue la commande*igini inc\*.*

# Exercice 2 (5.5%)

Supposons que la population est composée de huit ménages.

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

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

1. Revenu après impôts = revenue pré-impôts – impôts ;
2. Les allocations familiales
3. Revenu universel garanti

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

* ***Scénario A*** : application d'un impôt proportionnel de 10%. 60% du total des taxes perçues sont répartis équitablement dans la population en tant que revenu universel garanti. Le reste du budget est réparti également entre les enfants, sous forme d'allocations.
* ***Scénario B*** : application d'un impôt proportionnel de 10%, puis redistribution égale des revenus générés à travers la population des enfants. Dans ce cas, le revenu universel garanti est égal 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;
* *pcuincA:* revenu universel par habitant avec le scénario A;
* *pcuincB:*  revenu universel 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+ pcuincA+ pcallowA*);
* *dpcincB:* revenu disponible par habitant avec le scénario B (*pcincatB+ pcuincB + pcallowB*).

**R : Voir le do-file pour les commandes.**

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 : Voir le do-file.** J’effectue la commande *igini dpcincA dpcincB, hsize(hhsize)****.***

2.3 En utilisant la commande *diginis* dans DASP, 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*, *pcuincA* et *pcallowA* pour le scénario A et *pcincatB*, *pcuincB* et *pcallowB* le scénario B)*.*

**R : Voir le do-file pour les commandes.** Pour le scénario A, le revenu disponible par habitant est constitué à environ 27% du revenu après impôt (par habitant), 54% du revenu universel et 18% des allocations familiales par enfant. En regardant la contribution relative des sources de revenu à l’inégalité, on voit que le revenu après impôt par habitant a la contribution la plus forte à l’inégalité. Le coefficient est positif, ce qui signifie que le revenu après impôt augmente l’inégalité. On voit que la contribution des allocations familiales est négative, alors les allocations familiales diminuent l’inégalité. On remarque également que le revenu universel par habitant a une contribution nulle à l’inégalité, ce qui est normal, puisqu’il s’agit d’une prestation reçue équitablement par tous les membres de la population. Alors, selon le principe d’invariance d’échelle, l’inégalité ne devrait pas changer. Pour le scénario B, le revenu disponible par habitant est constitué à 90% du revenu après impôt par habitant et à 10% des allocations familiales. Il n’y a pas de revenu universel dans ce scénario, alors cette source de revenu ne contribue pas à l’inégalité. De la même façon que pour le scénario A, les allocations familiales ont un coefficient négatif et semblent diminuer les inégalités et le revenu après impôt a un coefficient positif et semble augmenter les inégalités. Comme au numéro 2.2, on remarque que l’indice Gini total est inférieur pour le scénario A que pour le scénario B.

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

**R : Le scénario A est celui qui réduit le plus l’inégalité des revenus disponibles.** En effet, le coefficient de Gini total (obtenu au numéro 2.2) est de 0.094545 pour le scénario A et de 0.348667 pour le scénario B. Plus l’indice de Gini est près de zéro, plus les revenus disponibles sont distribués également à travers la population. Ainsi, de manière générale, le scénario A réduit le plus l’inégalité des revenus disponible. Également, on peut voir que le scénario A permet aux allocations familiales d’avoir une plus grande contribution absolue à la réduction des inégalités (-0.0133 pour le scénario A versus -0.00733 pour le scénario B). Toutefois, le revenu universel n’a pas d’impact sur l’inégalité, ce qui est dommage.

2.5 Estimez le changement du taux de pauvreté lié au programme B (par rapport à la distribution initiale) lorsque le seuil de pauvreté est 100 (utiliser la commande DASP ***difgt***).

**R : Voir le do-file pour la commande.** J’obtiens que le taux de pauvreté avec le programme B et sans programme sont égaux. Ainsi, il n’y a eu aucun changement dans le taux de pauvreté avec l’introduction du programme B. Je ne sais pas si j’ai bien codé mes variables, mais c’est le résultat que l’obtiens.

2.6 Estimez la variation de l’intensité de la pauvreté liée au programme B (par rapport à la distribution initiale) lorsque le seuil de pauvreté est de 100 (utilisez la commande DASP ***difgt***). Discutez des résultats trouvés dans 2.5 et 2.6.

**R : Voir le do-file pour la commande.** J’obtiens que l’intensité de la pauvreté est plus faible avec le scénario B que sans programme. Ainsi, le programme B n’a pas réussi à réduire le taux de pauvreté, mais il a réussi à réduire l’intensité de la pauvreté, ce qui est bien.

# Exercice 3 (3%)

* 1. Chargez le fichier data\_1, puis initialisez le plan d'échantillonnage avec les variables *strata*, *psu* et *sweight*.

**R : Voir le do-file pour les commandes.**

* 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 : Voir le do-file pour la commande.** J’obtiens un taux de pauvreté de 0.329928 avec une erreur-type de 0.014516 en utilisant *ae\_exp* comme mesure du bien-être et *equiv* comme taille ajustée du ménage.

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

**R : Voir le do-file pour la commande.** J’obtiens un taux de pauvreté de 0.318549 (avec erreur-type de 0.014) pour les ménages dont le chef est un homme et un taux de pauvreté de 0.369712 (avec une erreur-type de 0.0346) pour les ménages dont le chef est une femme. On constate que le taux de pauvreté chez les ménages dont le chef est un homme est plus bas que le taux de pauvreté de toute la population et que le taux de pauvreté des ménages où le chef de famille est une femme. De la même façon, le taux de pauvreté des ménages où le chef de famille est une femme est plus élevé que le taux de pauvreté chez les ménages dont le chef de famille est un homme et que le taux de pauvreté de la population totale. Ainsi, les ménages dirigés par une femme semblent être plus démunis (plus pauvres) que les ménages dirigés par un homme et que le ménage moyen.