Version 1.0.0 | Étude

Auteur: Vojtech Royce

Traduction de l’original anglais. English original

Les écarts de participation et de longévité donnent des classements peu concordants

Étude exploratoire de 182 économies à partir des séries publiées par la Banque mondiale pour 2024

Document de travail 1.0.0. En attente de relecture par l’auteur. Sans évaluation externe par les pairs ni préenregistrement externe.

Résumé

Dans quelle mesure les écarts femmes moins hommes de participation au marché du travail et d’espérance de vie classent-ils les économies de façon similaire ? Nous examinons quatre séries figées de la Banque mondiale pour 2024 et retenons les 182 économies disposant de valeurs complètes pour les femmes et les hommes, parmi un ensemble de 217 économies hors agrégats. Les écarts de participation femmes moins hommes atteignent en moyenne -18,53 points de pourcentage ; les écarts d’espérance de vie atteignent +5,09 ans. Leur corrélation signée de Pearson est de 0,186, mais leur corrélation des rangs de Spearman est de 0,058. Seules 51,9 % des paires d’économies sans ex æquo présentent un ordre concordant des écarts signés. Après centrage au sein des régions, la corrélation de Pearson est de -0,028 ; l’exclusion du groupe Moyen-Orient, Afrique du Nord, Afghanistan et Pakistan de la Banque mondiale fait passer la corrélation d’ensemble à -0,032. Les spécifications fondées sur des écarts relatifs conservent une faible association des rangs. Ces estimations publiées indiquent des classements peu concordants entre les deux dimensions dans les économies retenues. Elles n’établissent ni arbitrage causal, ni indépendance, ni classement global de l’égalité. La dépendance aux modèles, la couverture inégale, la composition par âge et le statut indéterminé des sources propres à chaque économie limitent l’interprétation.

Pourquoi comparer ces deux écarts ?

Les comparaisons internationales présentent souvent la participation au marché du travail et les résultats de santé dans un même tableau de bord. Leur juxtaposition soulève une question à laquelle il convient de répondre avant de les réunir dans un score : classent-ils réellement les économies de façon similaire ? Cet article traite cette question empirique circonscrite à partir d’une année de référence commune. Il élargit le champ géographique de la première description professionnelle de WEI tout en délimitant clairement ce que les mesures disponibles permettent d’établir.

Les deux résultats diffèrent sur le fond. La participation à la population active décrit l'engagement sur le marché du travail. L'espérance de vie du moment résume la mortalité à tous les âges. Un écart de participation femmes moins hommes négatif et un écart d'espérance de vie positif peuvent coexister sans contradiction. Pour déterminer si une différence donnée est souhaitable, évitable, imposée ou équitable, il faut des éléments supplémentaires et des valeurs explicites. Zéro sert ici de référence numérique ; il n'est pas présenté comme un résultat optimal en matière de santé ou d'emploi.

Nous distinguons donc les écarts signés, qui conservent le sens de la différence, des écarts absolus, qui mesurent la distance à zéro. Aucun des deux n'est qualifié de classement global de l'égalité. L'analyse porte sur l'association et le classement des estimations ponctuelles publiées à l'échelle des économies. Elle ne cherche pas à déterminer quel sexe contribue davantage, possède de plus grandes aptitudes, mérite davantage de droits ou pourrait maintenir les services essentiels après un choc démographique hypothétique.

Données, définitions et millésime des sources

L'analyse utilise les indicateurs de participation à la population active des femmes et des hommes de la Banque mondiale, SL.TLF.CACT.FE.ZS et SL.TLF.CACT.MA.ZS, ainsi que ceux de l'espérance de vie à la naissance des femmes et des hommes, SP.DYN.LE00.FE.IN et SP.DYN.LE00.MA.IN. Toutes les observations portent l'année de référence 2024. Cinq réponses complètes de l'API, dont le répertoire des pays, ont été consultées le 8 septembre 2026 UTC et conservées avec leurs horodatages de récupération et leurs empreintes SHA-256. Nous effectuons la jointure à partir des codes d'économie publiés et excluons les groupes agrégés du répertoire. L'ensemble obtenu comprend des pays et des territoires ; le terme « économie » est donc employé dans tout le texte. Participation des femmes, Banque mondiale, participation des hommes, espérance de vie des femmes et espérance de vie des hommes.

La participation correspond à la population active divisée par la population du même sexe âgée de 15 ans ou plus, puis multipliée par 100. La population active comprend les personnes en emploi et les personnes au chômage qui recherchent un emploi. Le taux féminin n'est donc ni la part des femmes parmi l'ensemble des travailleurs, ni la proportion de femmes occupant un emploi rémunéré. Les différences s'expriment en points de pourcentage, et non en pourcentage du taux masculin. Ce large dénominateur d'âge inclut les personnes âgées et ne standardise pas les économies selon une structure par âge commune. Métadonnées de la Banque mondiale sur la participation.

Les activités domestiques et de soin non rémunérées constituent du travail, mais ne suffisent pas, à elles seules, à établir l'appartenance à la population active. Une personne peut assurer des soins non rémunérés tout en occupant un emploi, et certaines formes de travail familial non rémunéré relèvent des concepts d'emploi. Considérer toute personne hors de la population active comme inactive au sens social large reviendrait donc à mal interpréter cet indicateur. Formes de travail selon l'OIT.

L'espérance de vie à la naissance est une mesure issue d'une table de mortalité du moment : le nombre d'années de vie attendu selon les taux de mortalité par âge de la période de référence. Elle ne représente ni l'âge moyen des personnes actuellement en vie, ni une prévision de la durée de vie d'un nouveau-né particulier, ni le nombre d'années vécues en bonne santé. Un écart peut refléter des différences de mortalité pendant la petite enfance,

aux âges actifs ou aux âges avancés ; ces quatre séries ne permettent pas de distinguer leurs contributions. Métadonnées de la Banque mondiale sur l'espérance de vie.

Il s'agit d'estimations publiées combinant des données empiriques et des apports de modèles. Les séries modélisées de l'OIT associent des informations nationales et des imputations ; l'OIT met en garde contre le fait de traiter les estimations des pays pauvres en données comme des observations directes. Les métadonnées du WDI sur l'espérance de vie mentionnent les Perspectives de la population mondiale des Nations unies, les instituts nationaux de statistique et Eurostat. Méthodologie des estimations modélisées de l'OIT et sources démographiques de la Banque mondiale.

La distinction importe particulièrement pour 2024. La révision 2024 des Nations unies fournit des estimations pour les années civiles allant jusqu'à 2023 et des projections à partir de 2024. Sa procédure de projection de la mortalité modélise conjointement l'écart d'espérance de vie femmes moins hommes et la longévité féminine. Les réponses figées du WDI ne précisent pas, pour chaque ligne, s'il s'agit d'une observation, d'une imputation ou d'une projection : leurs champs de statut des observations sont vides. Ces fichiers ne permettent ni de qualifier chaque valeur de résultat observé en 2024 ni d'attribuer un modèle particulier à chaque économie. Méthodologie WPP 2024 des Nations unies, introduction et projections de mortalité.

Choix analytiques

Nous avons retenu toutes les économies disposant des quatre valeurs, sans imputation, suppression de valeurs extrêmes ni pondération par la population. Les grandeurs principales sont L = taux de participation des femmes moins taux de participation des hommes et E = espérance de vie des femmes moins espérance de vie des hommes. Chaque économie reçoit le même poids. Une moyenne calculée sur cet ensemble décrit l'économie moyenne parmi celles qui sont incluses ; elle ne décrit ni la personne moyenne ni la part de la population mondiale connaissant une situation donnée.

Un plan interne a précisé les comparaisons avant que l'analyste chargé de la mise en œuvre calcule les associations. La couverture et certaines lignes des sources étaient déjà connues, et un autre analyste pouvait examiner les données publiques en parallèle. Il s'agit d'une analyse exploratoire suivant un processus documenté, et non d'un préenregistrement ou d'une confirmation en aveugle. L'année et les indicateurs avaient déjà été sélectionnés pour le contexte mondial de WEI ; nous n'avons pas recherché une année donnant une corrélation favorable.

Nous présentons les moyennes, médianes, intervalles interquartiles, écarts-types de population et étendues. Les quantiles sont obtenus par interpolation linéaire à la position (N-1)p. La corrélation de Pearson décrit la covariation linéaire ; celle de Spearman applique la formule de Pearson aux rangs moyens et décrit l'ordre monotone. Nous comptons également toutes les paires non ordonnées d'économies, en distinguant concordances, discordances et ex æquo. La soustraction à partir des représentations décimales des sources préserve les écarts mathématiquement égaux que l'arithmétique binaire ordinaire peut distinguer par de minuscules erreurs numériques.

L'ensemble n'est pas un échantillon aléatoire associé à un plan de sondage déclaré, et l'incertitude propre à chaque source n'est pas fournie ici. Nous ne calculons donc ni intervalles de confiance d'échantillonnage ni tests de significativité. Exclure une économie ou une région décrit la sensibilité à la composition ; cela ne produit pas un intervalle de confiance. Ces vérifications ne résolvent pas l'incertitude de mesure ou de modélisation.

Les deux écarts classent les pays de façon peu concordante

Les paires de participation sont disponibles pour 182 économies, soit 83,9 % des 217 économies de l'ensemble de départ. Les paires d'espérance de vie sont disponibles pour les 217. L'échantillon commun est donc entièrement déterminé par la couverture de la participation. Dans cet échantillon, la participation féminine est inférieure à la participation masculine dans 180 économies. Les deux différences positives sont celles du Burundi (+2,513 points) et de la Moldavie (+0,040 point). Il s'agit de toutes les exceptions de signe, et non d'exemples choisis. La très faible différence positive modélisée pour la Moldavie ne doit pas être interprétée comme un avantage substantiel bien établi.

L'espérance de vie féminine dépasse l'espérance de vie masculine dans chaque économie de l'ensemble complet et de l'échantillon commun. Cela établit le sens des estimations ponctuelles publiées, et non que chaque femme vit plus longtemps que chaque homme. Les distributions diffèrent aussi par leur échelle et leur forme : la moyenne de l'écart de participation est plus négative que sa médiane, tandis que la moyenne de l'écart d'espérance de vie est plus proche de sa médiane.

Grandeur, échantillon commun N = 182	Moyenne	Médiane	50 % centraux	Minimum	Maximum	Écart-type de population
Participation des femmes moins celle des hommes, points	-18,535	-14,147	-24,202 à -9,292	-64,831	+2,513	13,515
Écart absolu de participation, points	18,563	14,147	9,292 à 24,202	0,040	64,831	13,477
Espérance de vie des femmes moins celle des hommes, ans	+5,093	+4,900	4,000 à 6,032	+0,455	+10,620	1,781

Les calculs utilisent la version figée des quatre séries. La précision intégrale, les codes d'économie et chaque ligne exclue sont conservés dans le supplément de l'étude.

La corrélation signée de Pearson principale est de **0,1862**. Globalement, les économies présentant des écarts de participation moins négatifs tendent à avoir des écarts d'espérance de vie positifs un peu plus grands dans cette description linéaire d'ensemble. La corrélation de Spearman n'est cependant que de **0,0575**. Connaître l'ordre selon une mesure apporte peu d'information sur l'ordre correspondant selon l'autre.

Parmi les 16 471 paires non ordonnées d'économies, 8 541 sont concordantes et 7 917 discordantes ; 13 présentent un ex æquo pour l'écart d'espérance de vie. La concordance parmi les paires sans ex æquo est de **51,9 %**. Ici, la concordance signifie que les deux écarts signés augmentent dans le même sens entre les deux économies de la paire. Elle ne signifie

pas qu'un pays se classe « mieux » pour les deux résultats, et le nombre de paires ne constitue pas une taille d'échantillon indépendant pour l'inférence.

Les écarts absolus donnent une corrélation de Pearson de -0,1878 et de Spearman de -0,0581. Cette quasi-inversion de signe est attendue : tous les écarts d'espérance de vie sont positifs, alors que presque tous les écarts de participation sont négatifs. Prendre la valeur absolue des écarts de participation revient le plus souvent à changer le signe de la variable horizontale. Cela modifie la question descriptive ; ce n'est pas la preuve d'un mécanisme causal opposé.

La structure régionale modifie le résultat d'ensemble

La corrélation positive d'ensemble ne caractérise pas toutes les régions. Le tableau présente toutes les régions de la Banque mondiale, en utilisant les libellés du répertoire figé en septembre 2026. Ces classifications issues des métadonnées servent à l'analyse ; elles ne reconstituent pas les classifications en vigueur en 2024. En particulier, l'Afghanistan et le Pakistan figurent dans le groupe du Moyen-Orient et de l'Afrique du Nord qui les mentionne explicitement.

Région	Complètes / ensemble	Écart moyen de participation, points	Écart moyen d'espérance de vie, ans	Pearson r	Spearman rho
Asie de l'Est et Pacifique	29 / 37	-14,719	5,387	-0,032	-0,205
Europe et Asie centrale	48 / 58	-13,172	5,740	-0,121	-0,298
Amérique latine et Caraïbes	31 / 42	-20,369	5,955	+0,196	+0,196
Moyen-Orient, Afrique du Nord, Afghanistan et Pakistan	21 / 23	-43,990	3,601	-0,012	-0,005
Amérique du Nord	2 / 3	-9,773	4,580	-1,000*	-1,000*
Asie du Sud	6 / 6	-33,424	3,765	-0,046	-0,086
Afrique subsaharienne	45 / 48	-11,976	4,517	-0,046	-0,035

Avec seulement deux observations distinctes, la corrélation vaut nécessairement +1 ou -1. La valeur pour l'Amérique du Nord ne constitue pas la preuve d'une relation régionale stable. L'Asie du Sud compte elle aussi très peu d'économies incluses. Les moyennes régionales donnent le même poids à chaque économie ; ce ne sont pas des agrégats officiels pondérés par la population.

Soustraire la moyenne de chaque région aux deux indicateurs donne une corrélation de Pearson d'ensemble après centrage de **-0,0280**. La covariance initiale est de 4,483 points-années ; elle se compose d'une composante interrégionale de +4,877 et d'une composante intrarégionale de -0,394. La covariance positive d'ensemble provient donc de différences entre les moyennes régionales, en partie compensées au sein des régions. Il s'agit d'une décomposition arithmétique, et non de variance expliquée, d'attribution causale ou de preuve que la région constitue le bon ensemble de variables d'ajustement.

Exclure le groupe Moyen-Orient, Afrique du Nord, Afghanistan et Pakistan fait passer la corrélation de Pearson à -0,0317 et celle de Spearman à -0,1213 parmi les 161 économies

restantes. Exclure plutôt l'Afrique subsaharienne donne une corrélation de Pearson de 0,3037 et de Spearman de 0,1425. Sur les sept exclusions régionales, Pearson varie de -0,032 à +0,304. Toutes les exclusions figurent dans le supplément ; aucun sous-ensemble privilégié ne remplace l'échantillon principal.

L'exclusion d'une seule économie produit un effet plus faible. Sur les 182 calculs laissant de côté une économie à la fois, Pearson reste compris entre 0,1680 et 0,2080, tandis que Spearman reste compris entre 0,0431 et 0,0741. Les cinq plus grands changements absolus de Pearson proviennent de l'exclusion du Togo, du Nigeria, de Bahreïn, du Koweït et de l'Afghanistan, dans cet ordre selon la règle de sélection déclarée. Aucun ne modifie le signe principal. Cette comparaison distingue l'influence d'une seule économie de la sensibilité à une modification plus large de la composition régionale.

Les échelles relatives ne rendent pas les classements concordants

Une même différence en points peut représenter une différence proportionnelle différente selon le niveau de départ. Nous calculons donc les rapports femmes/hommes et les écarts relatifs symétriques, définis par 200(F-M)/(F+M). Ces derniers expriment la différence en pourcentage de la moyenne arithmétique des deux sexes. Ils ne regroupent pas les personnes et ne donnent pas le taux de participation réel de la population.

Spécification, N = 182 dans tous les cas	Pearson r	Spearman rho
Points signés et années signées	+0,1862	+0,0575
Points absolus et années absolues	-0,1878	-0,0581
Rapport femmes/hommes pour chaque indicateur	+0,1535	+0,0349
Écart relatif symétrique pour chaque indicateur	+0,1705	+0,0349
Écarts relatifs symétriques absolus	-0,1709	-0,0351
Points de participation et écart relatif d'espérance de vie	+0,1900	+0,0575
Écart relatif de participation et années d'espérance de vie	+0,1756	+0,0246

Les rapports et les écarts symétriques signés produisent nécessairement les mêmes rangs lorsque les valeurs d'entrée sont positives, car l'un est une transformation strictement croissante de l'autre. Leurs valeurs identiques de Spearman sont une propriété algébrique, et non deux confirmations indépendantes. Ces variantes modifient le sens économique par la normalisation ; convertir simplement les années en mois laisserait les deux corrélations inchangées. Les variantes présentées conservent une faible association monotone, sans résoudre les problèmes sous-jacents de composition par âge ou d'incertitude des sources.

Quelles économies manquent ?

Les deux séries de participation manquent pour chacune des 35 économies incomplètes ; aucune ne manque d'une série d'espérance de vie. La couverture varie de 66,7 % en Amérique du Nord et 73,8 % en Amérique latine et dans les Caraïbes à 93,8 % en Afrique subsaharienne et 100 % dans le groupe des six économies d'Asie du Sud. La taille d'une région et sa couverture doivent être lues conjointement : une économie manquante modifie fortement une région qui en compte trois.

Les économies exclues présentent un écart moyen d'espérance de vie de 5,521 ans et une médiane de 5,164, contre 5,093 et 4,900 parmi les économies incluses. La moyenne de l'écart sur l'ensemble de départ est de 5,162. L'exclusion est donc associée à une distribution différente de l'écart d'espérance de vie observé dans les séries. Cette comparaison ne prouve pas un mécanisme de données manquantes au hasard et ne détermine pas non plus ce que les valeurs de participation non observées changeraient à la corrélation. Nous ne prétendons pas qu'une couverture de 83,9 % des économies représente une couverture de 83,9 % de la population.

Interprétation et limites

Le résultat étaye une conclusion de portée limitée : ces deux écarts publiés pour 2024 donnent des classements des économies peu concordants, et leur association linéaire d'ensemble dépend de la composition régionale. Il n'établit pas leur indépendance. Des configurations non linéaires, des relations au sein de certains groupes d'âge ou des associations masquées par l'erreur de mesure restent possibles. Le centrage régional retire les moyennes de groupe ; il ne contrôle pas le revenu, les institutions, les migrations, la demande de travail, l'éducation, les risques sanitaires ou les responsabilités domestiques.

Les travaux existants renforcent la nécessité de distinguer les mécanismes. L'étude historique et internationale de Goldin sur la participation des femmes mariées développe l'hypothèse d'une relation en U avec le développement économique. Sa population et sa question diffèrent de cette comparaison portant sur toutes les femmes âgées de 15 ans ou plus. Elle fournit une raison d'éviter d'interpréter la participation comme une échelle linéaire unique de développement ou de liberté, plutôt qu'une explication testée par nos corrélations. Goldin, 1994.

Zarulli et ses collègues étudient sept populations historiques exposées à des conditions de mortalité extrême et constatent un avantage féminin d'espérance de vie, avec une réserve concernant un cas d'esclavage. Ces éléments portent sur les différences de survie selon le sexe dans des environnements démographiques particuliers. Ils ne permettent ni d'identifier les causes de la configuration actuelle entre économies, ni de fixer une cible de parité, ni de tester des scénarios hypothétiques de retrait d'une partie de la main-d'œuvre. Zarulli et al., 2018.

Le dénominateur de participation à partir de 15 ans et les taux de mortalité du moment couvrant tous les âges décrivent des populations et des constructions temporelles différentes. Une année commune n'aligne ni les cohortes ni les dates de collecte des enquêtes. Les données conservent également les catégories femmes/hommes des fournisseurs ; elles ne décrivent pas l'identité de genre de façon exhaustive et ne révèlent pas les distributions au

sein de chaque catégorie. Les associations à l'échelle des économies ne peuvent pas être transférées aux individus.

Les erreurs des sources ne sont pas nécessairement indépendantes. La méthodologie de l'OIT utilise des données démographiques du WPP des Nations unies, tandis que le WPP sous-tend aussi une partie des séries d'espérance de vie. Les projections de mortalité du WPP modélisent conjointement les différences entre sexes. Reproduire les quatre séries d'estimations ponctuelles vérifie nos calculs, pas les modèles sous-jacents ni leur incertitude conjointe. Estimer cette incertitude exigerait une provenance plus détaillée et des tirages conjoints appropriés des modèles sources, ou des informations sur ces modèles. Méthodologie des estimations modélisées de l'OIT et méthodologie WPP 2024 des Nations unies.

Une prochaine étude pourrait utiliser des taux de participation par âge, une décomposition de la mortalité par âge et des indicateurs de qualité des sources sur plusieurs années. Sa question d'identification, la pondération par la population et les hypothèses sur les données manquantes devraient être définies séparément. Cette version ne fournit ni estimation causale ni score composite d'égalité et ne teste pas l'hypothèse de résilience H7 de WEI.

Reproduction, responsabilité d'auteur et registre des sources

La version conserve le plan d'analyse, les 217 lignes analytiques, chaque résultat d'exclusion, les sept spécifications d'échelle et les données des figures destinées aux lecteurs. Le programme vérifie les empreintes des fichiers sources et reproduit les observations normalisées avant de calculer l'étude. Son mode par défaut compare les résultats dérivés, octet par octet, aux artefacts figés. Les tests couvrent les égalités mathématiques, les valeurs manquantes, les quantiles, les cas limites de corrélation, la décomposition de la covariance et l'intégrité des sources. Une mise en œuvre indépendante a également vérifié les données brutes et les résultats dérivés. Il s'agit de contrôles de reproductibilité et de vérifications analytiques internes, pas d'une évaluation externe par les pairs.

Le jeu de données numérique est identifié par l'empreinte SHA-256 de data/global/observations.json, enregistrée avec les empreintes des cinq fichiers bruts dans results.json. Le fichier checksums.json relie les résultats, le CSV, les données des figures, le programme et le plan d'analyse. Les copies des documents méthodologiques complémentaires disposent d'un registre distinct des sources avec URL, dates de consultation, chemins de stockage et empreintes. Les téléchargements directs depuis l'OIT étaient indisponibles ; les documents conservés sont explicitement désignés comme des extractions textuelles obtenues par consultation web. Cette version conserve le millésime des données récupérées et n'actualise pas silencieusement les valeurs historiques.

Les principales sources statistiques sont les quatre séries d'indicateurs de la Banque mondiale liées ci-dessus, distribuées sous licence CC BY 4.0, ainsi que leur répertoire des pays. Les références méthodologiques sont les glossaires des indicateurs de la Banque mondiale, la documentation des estimations modélisées et les définitions des formes de travail de l'OIT, et le rapport de l'ONU DAES intitulé *World Population Prospects 2024: Methodology of the United Nations population estimates and projections*. Le contexte scientifique provient du document de travail NBER 4707 de Claudia Goldin (1994), DOI 10.3386/w4707, et de l'article de Virginia Zarulli et de ses collègues dans PNAS (2018), DOI

10.1073/pnas.1701535115. Ces études éclairent l’interprétation ; elles ne constituent pas des lignes supplémentaires dans l’analyse.

Ce manuscrit archivé n’a fait l’objet ni d’une évaluation externe par les pairs ni d’un préenregistrement externe.