

« Déterminants de la participation des femmes au marché du travail dans la CEDEAO »

Épiphane MARAHOUA¹|Loesse J. ESSO²

1 Université Alassane Ouattara,
Bouaké, Côte d'Ivoire

2 École Nationale Supérieure
de Statistique et d'Économie
Appliquée, Abidjan,
Côte d'Ivoire

Correspondance :

Épiphane Marahoua
epiphane.marahoua@ensea.ed.ci

Adresse actuelle

epiphane.marahoua@ensea.ed.ci
loesse.esso@ensea.ed.ci

Références du financement

CRDI,
Centre de Recherches pour le
Développement International,
Grant / Award Numbers :
108762

ABSTRACT

En dépit de la réduction des inégalités entre les hommes et les femmes en matière de santé et d'éducation, les disparités en matière de participation au marché du travail persistent en Afrique. Les femmes qui représentent au moins la moitié de la population représentent toutefois, moins de la moitié de la population active sur le marché du travail formel de la CEDEAO (Mbaye et Gueye, 2018). Ce document vise à identifier les déterminants de la participation des femmes au marché du travail, et partant les facteurs expliquant la prépondérance des femmes en emploi vulnérable dans la CEDEAO sur la période 1990 à 2018. L'utilisation de la méthode de *pool mean group (PMG)* a permis d'examiner la relation entre les variables. Les résultats montrent qu'à court terme, le taux de chômage des hommes, et à long terme, l'éducation, le produit intérieur brut par habitant, la fécondité sont les déterminants de la participation des femmes au marché du travail. Ainsi, le taux d'achèvement de l'éducation secondaire, le PIB per capita influencent positivement la participation féminine au marché du travail. Mais, la fécondité, le chômage des hommes et l'urbanisation découragent l'offre de travail féminine. A contrario, la fécondité et l'urbanisation influence positivement l'emploi vulnérable des femmes tandis que l'éducation réduit la présence des femmes dans l'emploi vulnérable. Sur la base de ces résultats, l'étude suggère d'encourager l'éducation des filles et des femmes afin de réduire la prépondérance des femmes en emploi vulnérable. Il faut également mettre en œuvre des politiques de planning familial afin de contrôler la fécondité des femmes dans la zone CEDEAO.

KEYWORDS : Déterminants, Participation des femmes, marché du travail, CEDEAO

JEL CODE : J01 ; J16

Introduction

L'amélioration de l'éducation et de la santé des femmes dans bon nombre de régions du monde ne s'est pas suivie sur le marché du travail. En effet, selon le rapport mondial sur les inégalités de genre en 2017, les femmes prennent de plus en plus de retard en matière de participation la vie active.

En Afrique, les femmes constituent au moins la moitié de la population mais, en dépit de leur effectif, sont moins nombreuses que les hommes à s'insérer sur le marché du travail (Gakou et Kuépié, 2008). Les femmes sont donc une ressource humaine abondante mais inexploitée. Le contexte socio-économique et culturel a donc une incidence majeure sur le cycle de vie des femmes. Pour réaliser pleinement leur potentiel, elles se heurtent à une panoplie de contraintes, qui vont des différences de niveau et de qualité de l'éducation, à l'arrêt de la participation au marché du travail lié à la fécondité (Tsani et al, 2013). Les inégalités à l'encontre des femmes sur le marché du travail sont également dues à la combinaison de contraintes dans la gestion de leur temps et dans leur accès difficile à certains types d'emplois. Ainsi, quel que soit le niveau de développement économique d'un pays, les femmes consacrent respectivement une à trois fois plus de temps aux tâches domestiques ; deux à dix fois plus de temps aux soins aux enfants et une à quatre fois moins d'heures sur le marché du travail que leurs homologues hommes. Cette répartition inégale du temps des femmes est liée à la faiblesse du pouvoir de négociation, à la pratique des normes socio-culturelles restrictives et à l'environnement qui peut s'avérer défavorable à leur insertion sur le marché du travail.

Par ailleurs, le taux de participation féminine au marché du travail varie d'une région à une autre en Afrique. Ainsi, l'Afrique du Nord enregistre le plus faible taux d'activité des femmes avec une proportion de 21,9% (contre 71,9% pour les hommes). Tandis qu'il est plus élevé en Afrique subsaharienne avec 64,7% (contre 74% pour les hommes) selon les données du BIT (2018). Les pays de la Communauté Économique des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) ne sont pas en marge de ce constat. Le taux moyen de participation des femmes au marché du travail est de 62,3% tandis qu'il est de 78,2% pour les hommes (PNUD, 2016)¹.

Cependant, ces taux élevés de participation des femmes sur le marché du travail ne signifient pas pour autant que celles-ci ont un meilleur accès à des postes ou des entreprises offrant une rémunération élevée² (PNUD, 2016). Les femmes sont surreprésentées dans l'emploi informel et précaire et sont nettement moins bien rémunérées que les hommes (Arbache et al, 2010).

¹ Rapport sur le Développement Humain, 2016

Des études ont montré que l'accès des femmes à l'éducation et aux opportunités économiques telle que la participation à la vie active est plus susceptible de créer des investissements plus importants dans l'accumulation du capital humain de leurs enfants, cela améliore la productivité de la main-d'œuvre future, et partant ce qui a un impact à plus long terme. (Kabeer et al., 2013). Cependant, pourquoi la participation des femmes au marché est plus faible que celui des hommes ? Quels sont les facteurs qui influent sur la participation des femmes au marché du travail ? Pourquoi sont-elles si nombreuses à s'insérer dans les emplois précaires et vulnérables. L'objectif de cet essai est d'analyser les déterminants de la participation des femmes au marché du travail dans la zone CEDEAO.

Le choix de cette zone est singulièrement important à certains égards. D'abord, en termes de genre, selon l'indice d'inégalités de genre (IIG) du Programme des Nations Unies pour le Développement (PNUD) en 2017, l'Afrique de l'Ouest demeure une région marquée par la plus forte domination masculine en Afrique. En effet, les pays de cette région occupent les derniers rangs dans le classement mondial de l'IIG, entre le 131^e et le 158^e rang sur un total de 158 pays classés. Qui plus est, l'indice d'inégalité de genre de la Banque Africaine de Développement (BAD) confirme également ce résultat. Les rangs occupés par les pays de la CEDEAO dans la dimension relative aux opportunités économiques se situent entre 23 (Burkina Faso) et 50 (Mali) sur un total de 52 pays en 2015.

Ensuite, la CEDEAO est connue pour sa forte croissance démographique, avec le Niger qui enregistre le taux de fécondité le plus élevé au monde (en moyenne 7 enfants par femme). Or, selon la théorie d'allocation temporelle, la fécondité serait une contrainte au plein investissement des femmes sur le marché du travail (Becker, 1965). Enfin, à notre connaissance, cette problématique n'a fait l'objet d'aucune recherche antérieure dans le cadre des pays de la CEDEAO. Cette étude procure donc une contribution empirique en identifiant les facteurs susceptibles d'influencer la participation des femmes au marché du travail, à savoir les facteurs sociodémographiques et économiques. Plus spécifiquement, un focus sera mis sur les facteurs qui expliquent la prépondérance des femmes dans l'emploi vulnérable dans la CEDEAO.

Toutefois, des travaux ont montré l'existence d'une forte hétérogénéité entre les pays dans la CEDEAO (Djogbenou et al., 2018), en raison des différences de tailles, de structures économiques et de contextes socio-culturels. Ainsi, cette notre étude utilise une méthode de panel non stationnaire. Contrairement, aux méthodes de panel classiques, cette méthode tient compte aussi bien de l'hétérogénéité et que de la dépendance interindividuelle entre les pays de la communauté ouest africaine, qui partagent les mêmes frontières géographiques. Cela reste avérer pour les États membres de la CEDEAO qui se sont dotés depuis 2015 d'un acte additionnel relatif à l'égalité de genre dans la zone.

La suite de cette étude s'articule autour des sections suivantes : La section 2 expose sur la revue de littérature. Les données et la méthodologie en section 3. Les résultats des tests et estimations seront discutés dans la section 4. Une conclusion qui fera ressortir les principaux résultats et les implications de politiques économiques dans la dernière section (section 5).

Revue de littérature

La littérature sur l'offre de travail ou la participation des femmes aux marchés du travail peut être à la fois analysée de manière théorique qu'en empirique. La participation des femmes au marché du travail est généralement appréhendée comme l'offre de travail, reflétant de la décision de participer à une activité rémunérée sur le marché du travail contrairement aux activités non marchandes (tâches domestiques etc.). Dans la littérature, il existe une panoplie de déterminants sur la participation des femmes au marché du travail (individu, caractéristiques du ménage, normes socio-culturelles, niveau d'éducation et l'urbanisation) et sur la relation entre développement économique et participation de la femme au marché du travail.

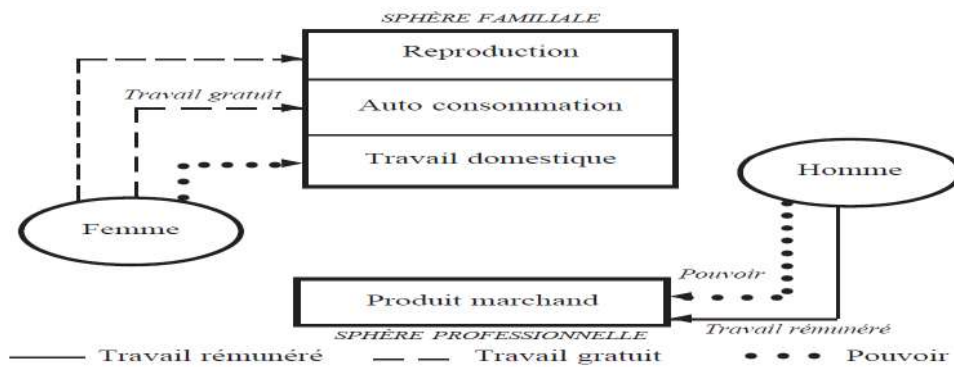
2.1 | Cadre théorique

Plusieurs modèles théoriques basés sur des considérations historiques, socio-culturelles et économiques ont été élaborés afin d'illustrer l'évolution de la position de la femme dans la famille et sur le marché du travail.

2.1.1 | Le modèle patriarcal

Le modèle patriarcal est fondé sur la division sexuée du travail et une limite entre la sphère familiale et la sphère professionnelle. La sphère familiale produit et autoconsomme. Le temps de travail féminin n'y est pas rémunéré, qu'il s'agisse de la reproduction, du travail domestique, de l'éducation des enfants ou des soins aux ascendants, ainsi que, bien souvent, du travail dans l'entreprise agricole, artisanale ou commerciale familiale. Mais la maîtresse du foyer y exerce le pouvoir. L'homme exécute surtout un travail rémunéré dans la sphère marchande, où il exerce le pouvoir comme l'illustre la figure suivante :

Figure 1 : Modèle patriarcal



Source : Intignano (1997)

Le modèle patriarcal était le fondement du système de production fordiste américain au début du XX^e siècle. Il fut considéré comme une conquête par les femmes laborieuses, dont le taux d'activité chuta de 1920 à 1960, grâce à l'enrichissement de la classe ouvrière. Ce modèle qui s'inspire des analyses de Jean Jacques Rousseau et Alexis de Tocqueville a dominé jusqu'aux années soixante-dix. Par ailleurs, à côté du modèle patriarcal classique il faut ajouter un modèle matriarcal, dans lequel le revenu principal provient du travail de la femme, situation rare, mais que revendiquent certains couples modernes.

2.1.2 | Le modèle moderne libéral

Le modèle moderne libéral ou modèle libéral à double carrière, montre que chaque membre du couple poursuit sa propre trajectoire professionnelle et cherche son épanouissement personnel dans la division économique du travail, et y trouve conjointement un niveau de vie plus élevé. C'est un modèle libéral en ce qu'il résulte d'un choix individuel de chacun des membres du couple, auquel la société n'impose plus une division patriarcale des tâches. La femme y cumule le travail non rémunéré dans la sphère privée, qu'elle partage en partie et un travail rémunéré dans la sphère professionnelle.

Figure 2: Modèle moderne libéral



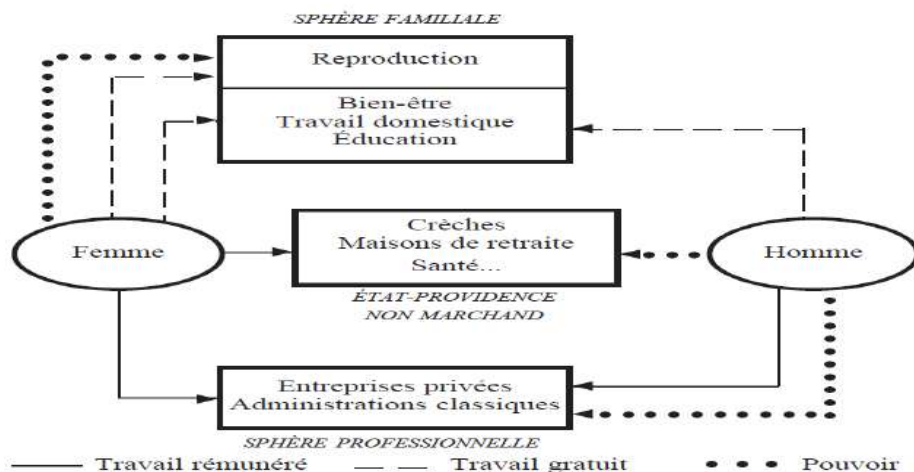
Source : Intignano(1997)

Mais la part du temps consacré par la femme à l'activité ménagère, aux loisirs, diminue au profit de tâches d'information (sur les écoles ou les prix), de choix (optimisation de la consommation du ménage) et d'éducation, de toutes activités de plus en plus qualifiées. En effet, la productivité et le coût d'opportunité du temps familial augmente en effet avec la qualification des femmes. Toutefois, le temps consacré respectivement par la femme et l'homme à la sphère familiale ne change pas. Ainsi, la division sexuée du travail demeure inégalitaire. En outre, le temps d'activité domestique de la femme diminue essentiellement avec l'évolution de la technologie (usage d'électroménager par exemple).

2.1.3 | Modèle social-démocrate

Dans le modèle social-démocrate ou modèle à deux carrières avec état-providence, l'État-providence prend en charge les services liés à la gestion du cycle de vie (crèches, maternelles et écoles, maisons de retraite) et rémunère le travail des femmes pour les exécuter en dehors de la famille, dans une sphère non marchande. Cet État-providence joue un triple rôle à l'égard des femmes. D'abord, il externalise et professionnalise certaines de leurs fonctions traditionnelles et libère ainsi leur temps. Ensuite, il leur offre des emplois qualifiés aux femmes dans lesquels les conditions de travail, en particulier le temps exigé (mi-temps, temps partiel, congés de maternités), sont rendues compatibles avec une vie familiale. Enfin, dans les pays où les droits sociaux sont liés à la citoyenneté il leur confère des droits personnels (assurance maladie, retraite), indépendants de leur situation familiale.

Figure 3: Modèle social-démocrate



Source : Intignano (1997)

Ce modèle n'échappe cependant pas à une double forme de paternalisme. En effet, les hommes y conservent leurs situations de pouvoir. On les trouve dans les instances dirigeantes des organismes de sécurité sociale, alors qu'on assiste à la prépondérance de femmes parmi les employées, et chefs de service dans les hôpitaux, où les aides-soignants sont en majorité des femmes (Walby, 1997). L'économie marchande

emploie surtout des hommes, les femmes y exécutant les tâches les moins qualifiées ou devant subir des contraintes de temps et de mobilité difficilement compatibles avec l'éducation des enfants.

Toutefois, au début des années soixante-dix en Europe, l'intensité de l'activité domestique féminine baisse au profit de la préférence pour la participation féminine au marché du travail. Cette baisse de l'activité familiale est due de la pratique de la contraception, l'éducation et du progrès techniques.

2.1.4 | Modèle d'allocation temporelle

Le modèle d'allocation temporelle s'inspire de la théorie de la spécialisation, élaborée par Becker (1965) dans ses études sur l'allocation temporelle des couples d'homme et femme mariés entre le travail rémunéré dans la sphère professionnelle et le travail non rémunéré dans la sphère domestique. Dans son modèle théorique, il considère la famille aussi bien comme une cellule de consommation qu'une entité productive (petite firme) et un cadre de décision unique rationnel pour les agents économiques, qualifiés d'homo oeconomicus. Dans ce contexte, le ménage associe et substitue de façon conséquente, dans le cadre d'une contrainte budgétaire (le revenu total des membres du ménage), soit les ressources disponibles et les acquisitions sur le marché (ustensiles de cuisine, meubles, appareils électroménagers) pour la production de biens et services susceptibles de maximiser son utilité et satisfaire les besoins de ses membres. Pour Becker (1965), l'organisation du travail dans la sphère marchande et non marchande est dirigée par un chef de famille dictateur et altruiste au profit de toutes les unités du ménage. Ainsi, l'utilité et l'intérêt de la famille doivent englober ceux de tous ses membres et bénéficier d'un ordre de priorité supérieur à celui de ses membres.

Conformément à l'objectif de tirer le meilleur parti possible des ressources disponibles, Becker part du principe selon lequel l'allocation du temps entre la sphère domestique et la sphère professionnelle est tributaire de l'avantage comparatif du marché du travail en termes d'efficacité maximale, de productivité, de rémunération et du coût d'opportunité généré par le marché du travail. Ainsi, l'unité familiale (l'homme ou la femme) qui connaît le niveau de productivité en dehors de la sphère domestique et de rendement salarial le plus élevé se spécialise dans les activités professionnelles. Inversement, la personne ayant la productivité la plus faible dans la sphère marchande se spécialise dans le travail domestique non rémunéré.

Sur cette base, la théorie de Becker montre l'écart entre les hommes et les femmes en matière de participation au travail marchand, au regard du capital productif et de la rémunération des hommes, supérieur à ceux des femmes. Cela est pareil pour le coût d'opportunité salarial élevé qui le caractériserait s'il se spécialisait dans la sphère non marchande. En d'autres termes, l'homme renoncerait à une rémunération importante s'il se consacrait dans la production de bien et services de subsistance qui

n'occasionnent pas de revenus monétaires. En contrepartie, les femmes se spécialisent dans la sphère domestique dans la mesure où leur productivité dans cette sphère est plus préférable à celui des hommes. Par conséquent, la théorie beckerienne, soutient que le coût d'opportunité, pour les femmes de s'adonner aux activités reproductives et à la production de biens et services de subsistance peut être faible (effet de substitution), car le salaire qu'elles pourraient avoir sur le marché du travail, en raison de l'accumulation du capital humain (niveau d'éducation et expériences professionnelles acquises), du statut dans l'emploi ainsi que la branche d'activité dans laquelle elles s'introduisent, ne leur permettrait pas de combler le coût des activités domestiques non réalisés qu'elles devraient acheter sur le marché des biens et services.

Par ailleurs, Becker (1965) soutient l'idée selon laquelle la division du travail dans la famille est une stratégie rationnelle et efficiente en ce sens qu'elle permet de tirer profit de la production domestique et le bien-être de l'ensemble du foyer. Et ce niveau d'efficience est fonction de la complémentarité de leur différentiel de productivité, d'accumulation du capital humain soit dans la sphère marchande ou la sphère non marchande. En rapport avec cette argumentation, le modèle de Becker souligne la rationalité du niveau relativement faible d'investissement des femmes dans la formation professionnelle, eu égard du faible taux de rendement qu'elles espèrent d'un tel investissement une fois qu'elles entament une vie familiale. Les arguments menant à cette espérance incluent les considérations relatives aux responsabilités familiales, notamment les naissances et l'éducation des enfants, l'interruption de carrière ou la participation discontinuée sur le marché du travail.

De plus, les niveaux d'investissement dans la formation professionnelle peuvent également être associés au type d'emploi (dit féminisé et faiblement rémunéré), à la durée du cycle de formation et au coût de la formation. Outre, le faible taux de rendement des investissements formatifs, le stock de capital humain accumulé risque de s'amenuiser par manque d'utilisation sur le marché du travail. La combinaison de tous ces éléments serait en partie responsable de la ségrégation de l'emploi féminin (i.e faible représentativité des femmes dans certains secteurs d'activités, prédominés par les hommes, notamment les sciences et technologies) (Lopez-Ibor et al, 2010).

Somme toute, l'intérêt de la théorie beckerienne réside dans le rôle clair qu'elle octroie aux services de reproduction privée ainsi que la valeur du temps et la souplesse technique des personnes qui s'y adonnent, au même titre que les ressources économiques obtenues sur le marché du travail. La justesse de l'approche de Becker (1965) se résume dans la relation asymétrique et réciproque qu'il construit en raison de la division temporelle entre le travail dans la sphère professionnelle et la sphère familiale en ce qui concerne le sexe des personnes dans le ménage. Selon Becker la séparation du travail marchand du travail non marchand est un choix rationnel car cela procure des avantages comparatifs à l'homme et la femme en termes de satisfaction de leurs besoins quotidiens. Il faut souligner que les propositions de Becker font fi de

la valeur du temps par sexe allouée à chaque type d'activité (activité domestique ou économique). Ainsi, les inégalités entre les sexes dans les secteurs marchands et non marchands proviendraient du fait que Becker(1965) ait introduire la production domestique dans l'analyse économique (Mickens, 2018).

Toutefois, la thèse de Becker souffre de certaines insuffisances. En effet, le modèle de spécialisation et de division de travail de Becker soutient que les décisions sont prises suivant une fonction de préférence commune et de bien-être agrégée et non de façon individuelle. Il ne prend pas en compte les divergences entre les conjoints liés à la prise de décision, l'allocation des ressources. Par exemple, la prise en compte des aspirations des femmes, surtout au fur et à mesure qu'elles accroissent leur stock de capital humain. (Sofer et al, 2004 ; Brossolet, 1993 ; Chiappori et Donni, 2006).

2.1.5 | Théories du pouvoir de négociation des conjoints

En réponse à la théorie de la spécialisation de Becker (1965) qui considère la famille comme une unité d'analyse, d'autres auteurs de la lignée néoclassique (Manser et Brown (1980) ; McElroy et Horney(1981) ; Chiappori (1988) ; Lundberg et Pollak (1996) et Chiappori et Browning (1998)) ont élaboré des modèles collectifs ou coopératifs, appelés modèles non unitaires considérant l'individu comme unité d'analyse. Se basant sur l'hypothèse de Pareto-optimalité, ce modèle considère la famille comme un espace de négociation entre les membres du couple. L'hypothèse de Pareto-optimalité stipule qu'on ne peut améliorer la satisfaction d'un individu au sein du foyer sans détériorer celle de l'autre. En effet, le pouvoir de négociation est l'approximation des utilités individuelles vis-à-vis d'une situation de désaccord appelé «point de menace». Les facteurs de base du pouvoir de négociation sont entre autres : le niveau d'accumulation en capital humain profitable sur le marché du travail, l'obtention d'opportunités occupationnelles, le taux de salaire, les ressources propres et sous contrôle personnel mobilisables en cas de désaccord, le taux de participation au revenu global du ménage et le niveau d'autonomie financière.

2.1.6 | Théorie de la discrimination de genre au sein de la famille

Ce modèle porte sur l'analyse du genre et l'insertion socioprofessionnelle des femmes. Ce modèle s'inscrit dans le contexte de la montée des mouvements féministes. Partant de l'idée selon laquelle la famille n'est pas un espace isolé, mais plutôt une médiatrice entre les facteurs macrostructurels et les décisions individuelles. Dans ce modèle, on suppose que la famille ayant en son sein de la force de travail qu'elle forme, entretient des rapports de cause à effet avec la sphère professionnelle. Quant à cette dernière, elle fournit des biens et services nécessaires au fonctionnement de la famille (Humphries et Jill,1994; Crenshaw,1989). Dans cette optique, on fait une distinction entre les sexes au sein de la famille à tel enseigne qu'elle est fragmentée au détriment

des femmes. Ainsi, le marché du travail en plus d'être le lieu de rencontre entre l'offre et la demande de main-d'œuvre, est appréhendé comme un lieu de reproduction des normes sociales sexospécifiques dans le processus de création et de répartition des ressources (Glenn, 2002; Scott, 1996). Par ailleurs, contrairement à l'approche de la spécialisation de Becker, la ségrégation des femmes dans l'emploi et le choix du type de carrière est la résultante d'une décision rationnelle.

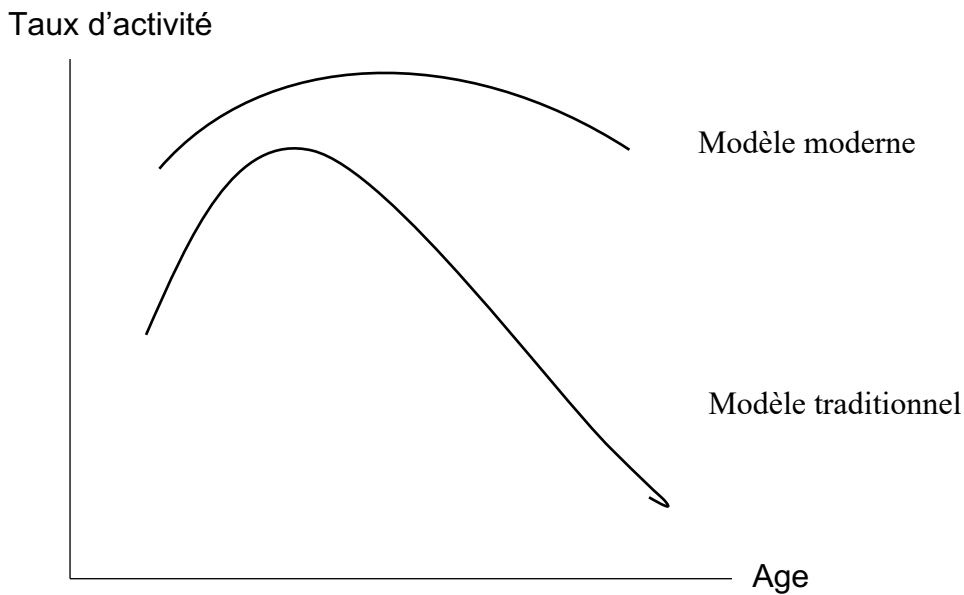
2.1.7 | Théorie féministe de l'insertion des femmes sur le marché du travail

Cette théorie se base sur les travaux pionniers de Boserup (1970). Selon cette dernière, l'homme et la femme, de façon naturelle ont des différences sur le plan psychologique, morphologique etc. L'idée est que, trop souvent investies dans la sphère familiale, les femmes acceptent et préfèrent s'insérer dans des activités tendant à être une sorte de prolongement de leurs activités domestiques (où le temps de leur travail leur permet d'accomplir leurs tâches ménagères). La société est façonnée telle que, même celles qui ont accumulées un capital humain assez conséquent peuvent se retrouver dans des emplois précaires à faible rémunération ou moins sécurisés. Ainsi, la position de la femme sur le marché de l'emploi n'est que le reflet de sa subordination dans la société en général.

Les analyses néoclassiques placent les femmes comme les êtres dominées au sein de l'unité familiale. Ainsi, les inégalités qui existent entre les hommes et les femmes sur le marché du travail ne sont que des cas de discrimination résultant de la position subordonnée de la femme dans la société, position historiquement et culturellement construite. Les conséquences de cette division sexuée qui en découle ne font que la femme assumant seule le travail domestique, dispose de moins de temps pour participer à d'autres types d'activités, en l'occurrence économique. Malgré le fait que les femmes qu'elles soient présentes sur le marché du travail, les activités qu'elles exercent ne constituent que l'extension des activités domestiques d'où leur caractère précaire, sous-estimé et faiblement rémunérées.

2.1.8 | Modèle traditionnel vs modèle moderne

Le modèle traditionnel s'illustre par une courbe du taux d'activité féminine par âge en U inversé avec pic rapidement atteint et une légère décroissance. Après leur diplôme les femmes s'insèrent sur le marché le travail puis une majeure partie d'entre elles se retire en raison du mariage et ou de l'obtention de leur premier enfant. Tandis que dans le modèle moderne, les femmes n'en sortent que marginalement, arrivant à juguler, comme les hommes leur vie professionnelle et leur famille.



Source : Chabbert et al (2014)

La forme de la courbe des taux d'activité par âge donne des informations sur la réduction des inégalités de genre, sur l'attitude des femmes à l'égard du marché du travail. Toutefois, la réduction des inégalités de genre se traduirait par une convergence des courbes des taux d'activité par âge des hommes et des femmes, ou encore par un aplatissement de la courbe des taux d'activité féminine (modèle moderne).

2.2 | Revue empirique

Il existe une littérature assez importante et variée sur les déterminants de la participation de la femme au marché du travail. Partant des conclusions de Yaish et Stier (2008), l'entrée sur le marché du travail de la femme juive, dépend à la fois de son niveau de capital humain, ses responsabilités familiales et de la structure du marché. Ainsi, la participation de la femme au marché du travail dépend des facteurs microéconomiques et macroéconomiques.

Au niveau microéconomique, l'offre de travail des femmes est due aux facteurs socio-culturels (Chamlou et al,2011; Göksel,2013 ; Tan et Subramaniam,2013 ; Chaudhary et Verick,2014; Dildar,2015; Klasen,2017; Shrivastava,2017 ; Chen et Ge,2018). Toutefois, un faible niveau d'éducation de la femme apparaît comme un frein à sa participation (Roubilliard, 2011 ; Kiani, 2013 ; Attioui et al, 2017 ; Mehrotra et Parida,2017 et Heath et Jayachandran, 2017). Par ailleurs, la maternité joue un rôle essentiel dans l'exclusion des femmes du marché du travail (Kuepie et al, 2013 ; De Jong, 2016 ; Li, 2017 ; Martinez et Peticara, 2017; Bhalothra et al, 2018 ; Aaronson et al, 2018; Sangaji et al, 2018 ; Khoudja et Platt, 2018 ; Tabatabaei et Mehri, 2019 ; Herrera et al, 2019).

2.2.1 | Capital humain et participation féminine au marché du travail

La majorité des travaux empiriques sur les déterminants de la participation de la femme au marché du travail dans les pays développés, considère l'accumulation du capital humain (éducation, expérience professionnelle) comme la clef de voûte pour les femmes de travailler en dehors de la sphère familiale (Patel, 2019 et Sahoo et Klasen, 2018). En effet, les femmes ayant un niveau d'éducation élevé ont plus de chance d'accéder et se maintenir à un emploi rémunéré (Roubiliard, 2011 ; Chamlou et al., 2011 ; Kiani, 2013) contrairement à celles dont le niveau est faible (Attioui et al, 2017). Cependant, certains auteurs ont trouvé une corrélation négative entre l'éducation et la participation de la femme au marché du travail en Inde (Sorsa et al, 2015 et Mehrotra et Parida, 2017). Les résultats de Mehrotra et Parida (2017) enregistrent un coefficient négatif du nombre d'années de scolarisation corroborant l'idée selon laquelle une augmentation du niveau d'éducation secondaire a une influence négative sur la participation de la femme au marché du travail en milieu rural. L'effet négatif du niveau d'éducation sur la participation de la femme au marché du travail est dû à la persistance des normes sociales et culturelles qui pèsent sur le rôle de la femme dans la société (Klasen, 2017).

2.2.2 | Facteurs socio-culturels et participation des femmes au marché du travail

Les facteurs socio-culturels sont considérés comme l'ensemble des rôles basés sur les normes sociales et culturelles (coutumes, religion, etc...) attribués à l'homme et la femme dans la société qui agit sur l'offre du travail des femmes (Shrivastava, 2017). En effet, dans le cas des couples mariés, la décision de la femme d'occuper un emploi dépend non seulement de son mari (Chaudhary et Verick, 2014) quelque soit son niveau d'éducation (Chamlou et al, 2011 et Tan et Subramaniam, 2013 ; Klasen, 2017) mais du statut d'emploi de sa belle-mère ou de sa propre mère (Bertrand, 2011 et Farre et Vella, 2013). Dans le cas de la Chine, Chen et Ge (2018) indiquent à l'aide d'estimation d'un modèle probit sur les données microdonnées de l'Enquête Sociale Générale et des Études de panel sur la famille en Chine, que les hommes élevés par des mères qui ne travaillent pas sont plus susceptibles de soutenir les rôles traditionnels assignés aux hommes et aux femmes, et sont plus réticents à avoir des épouses qui travaillent. Par conséquent, le taux d'activité des femmes mariées dont la belle-mère ne travaille pas est inférieur de 5 à 18 points de pourcentage à celui des mariées dont la belle-mère travaille en Chine Urbaine. Qui plus est, le statut en emploi de la belle-mère a plus d'impact sur le choix de participation de la femme mariée que celui de sa propre mère comme l'ont trouvé Morill et Morill (2013) à partir d'une analyse des liens intergénérationnels dans la participation de la femme au marché du travail aux États-Unis. Cependant, leur résultat est quelque peu sensible à la façon dont

l'emploi maternel est mesuré et ne se retrouvent pas dans tous les échantillons analysés.

Par ailleurs, les responsabilités familiales contraignent les femmes à s'investir pleinement sur le marché du travail. Dans cette optique, Dildar (2015) a utilisé la division sexuée du travail au sein du ménage comme proxy des contraintes culturelles pour examiner la corrélation entre le rôle des normes sociales et la participation de la femme au marché du travail en Turquie. Après l'estimation d'un modèle probit sur un échantillon de 7 405 femmes mariées issues de 10 525 ménages de l'Enquête Démographique et Santé 2008, il constate que les normes patriarcales et la religion impactent négativement la participation de la femme au marché du travail même si la religion a effet non significatif. Dans ce même ordre d'idée, Tabatabaei et Mehri (2019) soutiennent que les inégalités entre les sexes en termes de participation au marché du travail sont dues au poids du temps des activités non marchandes dans la sphère familiale qui pèsent sur la femme. Pour eux, en milieu urbain, les femmes consacrent 09h07 minutes aux tâches domestiques comparativement aux hommes qui dépensent 08h43 minutes en Iran. Leurs résultats révèlent également que cet écart se creuse avec la présence d'enfants âgés de moins de sept ans au sein du ménage. Avec la présence d'enfant la femme alloue 09h45minutes contre 08h40minutes pour les hommes. Dès lors, la fécondité apparaît comme un facteur essentiel de la décision des femmes d'entrée au marché du travail.

2.2.3 | Fécondité et participation des femmes au marché du travail

Plusieurs études empiriques ont examiné l'influence de la fécondité sur la participation de la femme au marché du travail. Dans la plupart des cas, la fécondité agit négativement sur la participation de la femme (Bloom et al, 2009; De Jong, 2016 ; Sangaji et al., 2018 ;). Ainsi, avoir un enfant réduit la probabilité des femmes d'entrée sur le marché du travail. Dans ce contexte, De Jong (2016) à l'aide d'estimation d'un modèle à variables instrumentales et des modèles probit standard et probit en deux étapes, suggère un effet négatif du nombre d'enfant de moins de six ans sur les chances qu'a une femme d'obtenir un emploi non agricole. Il conclut que la présence d'un enfant additionnel réduit de 6% la probabilité des femmes de participer à un emploi non agricole (Tabatabaei et Mehri, 2019). Selon Kuepié et al. (2013), le poids de la fécondité apparaît comme obstacle pour les femmes d'avoir accès à un emploi de qualité au Cameroun, Mali et Sénégal. De ce fait, la réduction de la fécondité (Bhalotra et al. 2018) ou le recours aux structures de garde d'enfant améliore les conditions de participation des femmes sur le marché du travail (Li, 2017 et Martinez et Peticara, 2017).

Contrairement, aux auteurs précédents, Herrera et al. (2019) soutient que la maternité accroît la probabilité d'emploi des femmes (âgées de 21 à 25 ans) dans la mesure où les femmes dont la première naissance survient pendant l'adolescence accèdent rapidement au marché du travail en Madagascar. Leurs résultats de l'estimation d'un

modèle logit multinomial indiquent que les jeunes mères et les mères adolescentes sont respectivement 35 % et 60 % plus susceptibles d'accéder au marché du travail que celles qui ne sont pas encore mères. Toutefois, elles occupent principalement les emplois informels de mauvaise qualité. Dans ce même ordre d'idée Idowu et Owoeye (2019a) utilisant des données de panel de 20 pays africains estimées par la méthode de groupe de la moyenne agrégée (PMG), ont trouvé une relation positive entre la fécondité et la participation féminine au marché du travail. Selon eux, les femmes en Afrique ont appris à travailler simultanément à l'extérieur et à élever des enfants ou que plus le nombre d'enfants augmente, plus il est nécessaire de travailler et de s'occuper de ces enfants.

2.2.4 | Contrainte budgétaire et participation des femmes au marché du travail

En outre, certains auteurs soutiennent que l'entrée des femmes sur le marché du travail dépend du niveau de revenu du ménage (Kiani, 2013; Gakou et Kuepie, 2008). En l'absence de filets sociaux, les ménages qui subissent de façon structurelle ou transitoire une perte de revenus n'ont d'autre choix que de mobiliser toute la force de travail du ménage, dont celle des femmes. Ainsi, Gakou et kuépié (2008) ont montré que l'insertion des femmes sur le marché du travail est plus élevée dans les ménages les plus pauvres au Mali. Quant à Kiani (2013), utilisant un modèle Tobit sur des données de l'Enquête Économiques des Ménages Intégrés en 1991 et 2006 au Pakistan, a trouvé un impact négatif du niveau de revenu sur la participation de la femme au marché du travail. Bhalotra et Umana-Aponte (2010), dans une étude sur le lien entre dynamique économique et dynamique de la participation des femmes au marché du travail dans les pays en développement, mettent en évidence un effet contra-cyclique de l'offre de travail des femmes en Asie et en Amérique Latine : elle s'accroît quand la conjoncture économique est défavorable et décroît quand celle-ci est favorable. Ils montrent qu'une baisse moyenne de 10% du PIB d'un pays est associée à une augmentation de 69% de la participation des femmes à la force de travail. Ils expliquent ce lien négatif par le fait que le travail des femmes peut être considéré comme une sorte d'assurance, qui ne s'active qu'en cas de difficultés économiques du chef de ménage. Toutefois, dans les pays africains, l'étude montre que l'impact des chocs économiques sur l'emploi des femmes n'est pas net, en partie parce que l'effet contra-cyclique, plutôt présent dans l'emploi indépendant, est compensée par une perte d'emplois féminins dans le salariat.

2.2.5 | Facteurs macroéconomiques et offre de travail féminine

Parallèlement aux facteurs microéconomiques, l'insertion des femmes sur le marché du travail ne dépend pas toujours de ses propres caractéristiques mais de la structure du marché du travail, du niveau de développement économique, de la fiscalité (Jaumotte, 2003), du taux de chômage, du taux d'ouverture commerciale, du taux

d'urbanisation et l'investissement direct étranger (Attioui et *al.*, 2017, Gaddis et Klasen, 2012, Tam, 2010, Tsani et *al.*, 2013) ; Sangaji et *al.*, 2018).

2.2.5.1 Hypothèse de la relation en forme U

Plusieurs études ont testé empiriquement l'hypothèse de la relation en forme de U entre le niveau de développement économique (PIB per capita) et la participation de la femme sur des panels de pays en développement. Ainsi, Tam (2010) a vérifié cette relation sur un panel de 130 pays en développement. L'estimation des données de panel dynamique donne un coefficient négatif et significatif du PIB per capita, et un coefficient positif et significatif du PIB per capita au carré, qui démontre que la participation de la femme au marché du travail a une relation en forme de U avec le développement économique. En effet, la participation de la femme au marché du travail est élevée dans les pays à faible revenu, relativement faible dans les pays à revenu moyen mais plus élevée dans les pays à revenu élevé. Ces résultats sont similaires aux travaux de Gaddis et Klasen (2012), Tsani et *al.* (2013), Chaudhary et Verick (2014), Chapman (2015), Heath et Jayachandran (2017) et Folasade et Olarewaju (2019) au Ghana. Globalement, leurs résultats concluent que la plupart des pays en développement (comme de nombreux pays d'Amérique latine et quelques pays d'Afrique et d'Asie) qui passent d'un statut de pays à faible revenu à un statut de pays à revenu intermédiaire ont connu une baisse de la part de la production et de l'emploi dans l'agriculture et une augmentation correspondante dans la production et dans l'emploi industriel et dans le secteur des services. Ainsi, la transformation structurelle des économies sera soutenue par le passage des femmes de l'emploi agricole vers des emplois non agricoles (Mehrotra et Parida, 2017). En revanche, les travaux d'Attioui et *al.* (2017) au Maroc et Idowu et Owoeye (2019b) en Afrique remettent en cette hypothèse de la relation en forme de U. Analysant les déterminants de l'offre et la demande de travail féminine sur un panel de 20 pays africains de 1990 à 2018, Idowu et Owoeye (2019b) ont montré que l'hypothèse la relation en forme de U n'est pas vérifiée entre le PIB par tête et l'offre travail de féminine au marché du travail. Leurs résultats indiquent une relation positive et négative entre l'offre travail de féminine au marché du travail et le PIB par tête et son carré respectivement.

2.2.5.2 Autres déterminants macroéconomiques de la participation des femmes au marché du travail

A l'instar du niveau de développement économique, plusieurs travaux ont identifié d'autres déterminants macroéconomiques de la participation des femmes au marché du travail, notamment la fiscalité, le taux de chômage, le taux d'urbanisation, le taux d'ouverture commerciale, l'investissement direct étranger (Jaumotte, 2003).

En effet, la participation des femmes au marché du travail est également tributaire de la conjoncture du marché du travail, plus précisément du taux de chômage. Dans cette optique, Attioui et *al.* (2017) ont montré dans le cadre du Maroc que le signe de l'effet

du chômage dépend de l'équilibre de force entre deux effets opposés, notamment l'effet de découragement et l'effet de travail supplémentaire. Ils démontrent que l'effet de découragement lorsqu'en situation de chômage élevé, les femmes décident d'abandonner la recherche d'emploi. Elles considèrent que la probabilité d'avoir un emploi diminue considérablement en période de chômage élevé et que les coûts économiques et les facteurs psychologiques associés à la recherche d'emploi sont élevés. D'où, l'effet de découragement exerce une influence négative sur le taux de participation des femmes au marché du travail. A l'inverse, les pertes d'emploi des hommes liées à une période de chômage élevé peut inciter les femmes, surtout les femmes mariées, à intégrer le marché du travail afin de compenser les pertes de revenu familial. Cette relation positive entre le taux de chômage et la participation des femmes au marché du travail est qualifié d'effet du travail additionnel. Généralement, l'effet du découragement sur l'effet du travail additionnel, ce qui a un effet net négatif sur la participation des femmes au marché du travail.

Par ailleurs, l'urbanisation pourrait être un autre facteur qui influe positivement sur la participation des femmes au marché du travail dans la mesure où elle offre un large panier d'emplois rémunérés appropriés, précisément dans les services, mais aussi des infrastructures qui facilite leur accessibilité au marché du travail (King, 1978). Cependant, certains auteurs tels que, Tansel (2001) et Uraz et al (2010) ont montré dans le cas de la Turquie, une relation négative entre le taux d'urbanisation et la participation des femmes au marché du travail. Pour eux, en raison de la prédominance du secteur agricole dans l'économie turque, le taux d'urbanisation contribue à la réduction de la participation des femmes au marché du travail.

Au regard de tout ce qui précède, nous contribuons à cette littérature de deux façons. D'abord, notre analyse porte sur un panel des 15 pays de la CEDEAO. En effet, la plupart des travaux sur les déterminants de la participation des femmes au marché du travail ont été menées dans les régions de l'ASEAN et du MENA. A notre connaissance, les pays d'Afrique subsaharienne, aucune étude n'a couvert l'ensemble des pays de la CEDEAO. Seuls Kuepié et al.,(2013) qui ont simultanément étudié le cas du Cameroun, du Mali et du Sénégal. Mais le Cameroun est de l'Afrique centrale.

Ensuite, nous mettons un focus sur le type d'emploi et la qualité de l'emploi. A l'exception de Herrera et al.,(2019), la quasi-totalité de ces auteurs ont étudié les déterminants de la participation de manière générale, sans préciser les conditions de participation de la femme au marché du travail.

Méthodologie et données

Après la présentation des sources de données, cette section présente la méthodologie de l'étude ainsi que les variables. En s'inspirant de notre revue de littérature et,

notamment des déterminants susceptibles d'influencer la participation des femmes au marché du travail, nous analysons à la fois les facteurs microéconomiques et macroéconomiques.

3.1 | Données

3.1.1 | Source de données

Nous utilisons la base de données de l'Organisation Internationale du travail (ILOSTAT), les statistiques sur le genre de World Development Indicators (WDI) de la Banque Mondiale, la base de données sur l'éducation de Barro et Lee sur l'éducation, les données du World Economic Outlook du Fonds Monétaire International.

3.1.2 | Description des variables

Taux de participation féminine au marché du travail: C'est la proportion de la population des femmes en âge de travailler qui est en emploi. La population en âge de travailler est habituellement définie comme les personnes âgées de 15 ans et plus. On le calcule par le rapport des femmes en emploi sur la population en âge de travailler multiplié par 100. Les données sur la participation de la femme au marché du travail sont disponibles dans la base de données du Bureau International du Travail (OIT).

PIB per capita : C'est le Produit Intérieur Brut par tête. Il représente le niveau de développement des pays. On l'appréhende aussi comme un proxy du revenu des ménages (Tam, 2011).

Taux de fécondité : Nombre d'enfants qui naîtraient d'une femme si elle devait vivre jusqu'à la fin de sa période de fécondité et avoir des enfants à chaque âge conformément aux taux de fécondité par âge en vigueur (Bloom et al, 2009; De Jong, 2016).

Éducation : l'éducation peut être appréhendée par le nombre d'années de scolarité qu'un enfant en âge d'entrée à l'école peut s'attendre à recevoir si les taux de scolarisation selon l'âge persistent tout au long de la vie de l'enfant (Kiani, 2013).

Taux d'ouverture commerciale : mesure la place du monde dans l'économie d'un pays. Elle mesure le niveau des contraintes externes et est évaluée par de multiples éléments significatifs et informatifs du degré d'échange d'une économie avec le reste du monde. On l'obtient par la somme des exportations et des importations puis divisé par 2, puis par le PIB du pays multiplié par 100.

Taux de chômage des hommes : c'est la proportion des personnes en âge de travailler qui ne sont pas en emploi, qui ont effectué des activités de recherche d'emploi

durant une période récente, et qui sont actuellement disponibles pour l'emploi si la possibilité d'occuper un emploi. Le taux de chômage exprime également le nombre de chômeurs en pourcentage de la main-d'œuvre (BIT). Les données sur le taux de chômage sont disponibles dans Ilostat du BIT (Attioui et al., 2017).

Taux d'urbanisation : c'est la proportion des habitants en zone urbaine par rapport au reste de la population. L'urbanisation constitue un facteur qui pourrait agir positivement sur la participation des femmes au marché du travail en offrant une plus grande diversité d'emplois rémunérés adaptés, particulièrement dans le secteur des services.

3.2 | Modèle

3.2.1 | Spécification du modèle théorique

Notre modèle théorique s'inspire du modèle de Bloom et al.(2009) et qui a été repris par Aaronson et al.(2018). Ces auteurs ont utilisé le modèle standard d'arbitrage travail-loisir pour appréhender les déterminants de l'offre de travail de travail féminine. Considérons la fonction d'utilité de type CES³ définie sur la consommation c , le loisir d , et la fécondité n :

$$U(c, d, n) = \left[\gamma(c + c_0)^\rho + \alpha d^\rho + \beta \left(\frac{n}{N} \right)^\rho \right]^{\frac{1}{\rho}}, \quad (1)$$

Où $c_0 < 0$ est la consommation incompressible et l'utilité de la fécondité est relative à la capacité reproductive potentielle N . Le temps total (équivalent de 1) est reparti entre le travail l , le loisir d , le travail domestique non marchand ε et les soins aux enfants bn (où b représente le coût du temps par enfant) :

$$1 = l + d + bn + \varepsilon \quad \Rightarrow \quad d = 1 - l - bn - \varepsilon \quad (2)$$

Supposons que les ménages non pas d'épargne, la consommation provient directement du revenu salarial w :

$$c = wl. \quad (3)$$

En remplaçant les équations (2) et (3) dans (1), on obtient la fonction d'utilité suivante :

$$V(l, n) = \left[\gamma(wl + c_0)^\rho + \alpha(1 - l - bn - \varepsilon)^\rho + \beta \left(\frac{n}{N} \right)^\rho \right]^{\frac{1}{\rho}}. \quad (4)$$

Les conditions de premier ordre sont :

$$\frac{\partial V}{\partial l} = 0 \Leftrightarrow \frac{1}{\rho} v^{\frac{1}{\rho} - 1} \left[\rho \gamma w (wl + c_0)^{\rho - 1} + \alpha \rho (1 - l - bn - \varepsilon)^{\rho - 1} \right] = 0 \quad (5a)$$

$$\frac{\partial V}{\partial n} = 0 \Leftrightarrow \frac{1}{\rho} v^{\frac{1}{\rho} - 1} \left[-\rho \alpha b (1 - l - bn - \varepsilon)^{\rho - 1} + \frac{\beta}{N} \left(\frac{n}{N} \right)^{\rho - 1} \right] = 0$$

³ CES : fonction d'utilité à élasticité de substitution constante

$$\frac{\partial V}{\partial n} = 0 \Leftrightarrow \frac{1}{\rho} v^{\left(\frac{1}{\rho}-1\right)} \left[-\rho \alpha b (1-l-bn-\varepsilon)^{\rho-1} + \beta \rho N^{-\rho} n^{\rho-1} \right] = 0, \quad (5b)$$

$$\text{Avec, } v \equiv \left[\gamma (wl + c_0)^\rho + \alpha (1-l-bn-\varepsilon)^\rho + \beta \left(\frac{n}{N} \right)^\rho \right]$$

Le rapport de l'équation (5a) et (5b), on obtient les quantités optimales de travail l et d'enfants n sont :

$$l^* = \frac{(\alpha^\delta - \alpha^\delta \varepsilon - w^\delta \gamma^\delta c_0) - \alpha^\delta bn}{w^{\delta+1} \gamma^\delta + \alpha^\delta}, \quad (6a)$$

$$n^* = \frac{\alpha^\delta b^\delta (1-\varepsilon-l)}{\beta^\delta N^{-\rho\delta} + \alpha^\delta b^{\delta+1}}, \quad (6b)$$

avec $\delta \equiv \frac{1}{\rho-1}$. En dérivant la quantité l^* respectivement par rapport au nombre

d'enfants n^* et w , on obtient:

$$\frac{\partial l^*}{\partial n} = \frac{-\alpha^\delta b}{w^{\delta+1} \gamma^\delta + \alpha^\delta} < 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial^2 l^*}{\partial n \partial w} = \frac{-(\delta+1) \alpha^\delta b w^\delta \gamma^\delta}{(w^{\delta+1} \gamma^\delta + \alpha^\delta)^2} < 0 \text{ si } \rho \in [0, 1] \text{ or l'élasticité de substitution est compris}$$

entre 0 et ∞ .

Le modèle prédit que l'effet négatif de la fécondité s'accroît avec une augmentation de salaire w . En effet avec une augmentation de salaire, les femmes expérimentent à la fois l'effet de substitution et de revenu. Le premier effet implique qu'une augmentation de salaire entraîne une hausse du prix des loisirs et du coût du temps alloué aux enfants, ce qui conduit à une substitution du travail par les soins aux enfants. Par ailleurs, des salaires plus élevés augmentent également le revenu, ce qui réduit le temps du travail au profit des enfants. Lorsque l'élasticité de substitution est positive, l'effet de substitution tend à dominer, la réactivité du travail à la fécondité s'accroît au fur et à mesure que le salaire augmente.

3.2.2 | Spécification du modèle empirique

Notre modèle empirique s'inspire du modèle théorique. En plus des variables explicatives utilisées dans modèle théorique, nous introduirons d'autres variables de contrôle issues de la littérature empirique. Par ailleurs, afin de tester l'hypothèse de la relation en forme de U entre la participation de la femme au marché du travail et le PIB per capita, notre modèle s'inspire du modèle de Chapman(2015) suivant :

$$FLFP_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 LNY_{i,t} + \beta_2 (LNY_{i,t})^2 + \beta_4 EDUC_{i,t} + \beta_5 FERT_{i,t} + \beta_5 CHOM_{i,t} + \beta_6 URBAN_{i,t} + t + \delta t + u_{i,t} \quad (1)$$

Où $LNY_{i,t}$ représente le logarithme du PIB par tête ; $EDUC_{i,t}$, le niveau d'éducation ; $FERT_{i,t}$, le taux de fécondité ; $CHOM_{i,t}$, est le taux de chômage et $URBAN_{i,t}$ est le taux d'urbanisation. En outre, L'hypothèse de la relation en forme de U est vérifiée si $\beta_1 < 0$ et $\beta_2 > 0$.

En apportant des modifications ci-dessus par introduction de nouvelle variable, nous avons le modèle suivant :

$$LFPR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 FECON_{i,t} + \beta_2 TXACHSEC_{i,t} + \beta_3 EPRIM_{i,t} + \beta_4 LPIBH_{i,t} + \beta_5 LPIBH_{i,t}^2 + \beta_6 CHOMH_{i,t} + \beta_7 OUV + \beta_8 URBAN_{i,t} + u_{i,t} \quad (2)$$

Où $LFPR_{i,t}$: le taux de participation des femmes au marché du travail

$FECON_{i,t}$: la fécondité, le nombre d'enfants par femmes

$TXACHSEC_{i,t}$: le taux achèvement de l'éducation secondaire

$EPRIM_{i,t}$: le taux de scolarisation primaire

$LPIBH_{i,t}$: le logarithme du produit intérieur brut par tête

$LPIBH_{i,t}^2$: le carré du logarithme du produit intérieur brut par tête

$CHOMH_{i,t}$: le taux de chômage des hommes

$OUV_{i,t}$: le degré d'ouverture commerciale

$URBAN_{i,t}$: le taux d'urbanisation

$u_{i,t}$: le terme d'erreur

Cette étude utilise des données de panel des 15 pays membres de la CEDEAO couvrant la période 1990-2018. Le choix de cette période est lié au fait que les données sur l'emploi désagrégées par sexe ne sont disponibles qu'à partir de 1990. La période d'étude (T=29) étant supérieure au nombre d'individus (N=15), nous estimerons notre modèle empirique à l'aide des estimateurs PMG, MG, si l'existence de relation de long terme entre les variables est prouvée. Bien avant, les statistiques descriptives relatives aux les variables sont incluses dans le tableau ci-dessous.

Tableau 1 : Statistique descriptive

Variable	Obs	Moy	Ecart,	Min	Max
LFPR	435	57,588	12,301	33,349	80,843
FECON	435	5,682	1,030	2,234	7,772
TXACHSEC	435	27,276	20,032	2,169	87,896
EPRIM	435	73,158	27,605	16,359	127,938
LPIBH	435	6,333	0,700	4,937	8,208

CHOMH	435	4,888	2,496	0,398	11,045
OUV	435	33,013	16,059	10,361	155,677
URBAN	435	38,560	11,277	13,815	66,214

Source : Calculs de l'auteur

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives des variables clés utilisées dans le document. Les données montrent une variation importante, en particulier pour la variable dépendante où le maximum du taux de participation des femmes au marché du travail est près de 81%, le taux minimum est de 33,3 % et la moyenne, de 57,6 %. Notre échantillon montre également que le taux de fécondité est relativement plus élevé (le maximum est de 7,8 et la moyenne d'environ 6). Un autre facteur déterminant est l'éducation (primaire et secondaire). D'une part, le taux de scolarisation primaire des femmes indique en moyenne 73,2%, avec un minimum de 16,4% et un maximum de 128%. D'autre part, le taux moyen d'achèvement de l'éducation secondaire des femmes, montre qu'en moyenne le taux d'achèvement de la scolarisation secondaire des femmes est d'environ 27,3%, avec un minimum de 2,2% et un maximum d'environ 88%. Par ailleurs, le logarithme du produit intérieur brut donne une moyenne de 6,3, avec un minimum avoisinant 5 et un maximum de 8,2. Une variable importante de notre échantillon est le taux de chômage des hommes. Les données montrent qu'en moyenne 4,8% des hommes sont sans emploi, avec un maximum de 11% et un minimum de 2,5%. Quant au degré d'ouverture commerciale dont l'étendue est comprise entre un minimum de 10,4% et un maximum 155,7%, a une moyenne d'environ 33%. In fine, le taux d'urbanisation a une moyenne est de 38,6%, avec un minimum de 11,3% et un maximum de 66,2%.

3.2.3 | Présentation du modèle de type PMG, MG

Les estimateurs MG, PMG s'appuient sur l'estimation des modèles auto-régressifs à retards échelonnés (ARDL) développé par Pesaran et Smith (1995) et Pesaran et al.(1997, 1998). Cette méthode dynamique se présente de la manière suivante :

$$y_{i,t} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \alpha_{ij} x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{i,t},$$

Où $i = 1, \dots, N$ désigne le nombre des individus dans le panel ; $t = 1, \dots, T$ désigne la dimension temporelle ou le nombre d'observations dans le temps. p et q représentent respectivement les retards de la variable endogène $y_{i,t}$ et les variables exogènes $x_{i,t}$. $x_{i,t}$ est un vecteur à $k \times 1$ variables explicatives. λ_{ij} et α_{ij} sont les vecteurs des paramètres à estimer. Et $\mu_{i,t}$ les effets spécifiques individuels et $\varepsilon_{i,t}$ le terme d'erreur. Si les séries du modèle sont par exemple intégrées en différence première et cointégrées, alors le terme d'erreur $\varepsilon_{i,t}$ est un processus stationnaire pour tous les

individus. L'une des caractéristiques essentielles des variables cointégrées est leur capacité pour toute déviation de l'équilibre de long terme. Cette responsabilité exige un modèle à correction d'erreur dans lequel les dynamiques de court terme sont influencées par la déviation de l'équilibre. Le modèle à correction d'erreur sera donc reparamétré de la manière suivante :

$$\Delta y_{i,t} = \phi_i y_{i,t-1} + \beta_i' x_{i,t} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} \alpha_{ij}^* \Delta x_{i,t-j} + \mu_t + \varepsilon_{i,t},$$

Où $\phi_i = -\left(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}\right)$; $\beta_i = \sum_{j=0}^q \alpha_{ij}$; $\lambda_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$ avec $j = 1, \dots, p-1$,

$$\alpha_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^q \alpha_{im} \text{ avec } j = 1, \dots, q-1$$

Selon l'hypothèse 3.2 de Pesaran et al (1998) le modèle autorégressif à retards échelonnés est dit stable, lorsque les racines de $1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} z^j = 0$ s'étalent à l'extérieur du cercle unitaire. Si $\phi_i < 0$, cette hypothèse vérifie l'existence de relation de

cointégration ou de long terme entre $y_{i,t}$ et $x_{i,t}$ donné par : $y_{i,t} = -\frac{\beta_i}{\phi_i} x_{i,t} + \eta_{i,t}$, où

$\eta_{i,t}$ est un processus stationnaire. L'ordre d'intégration des variables $y_{i,t}$ et $x_{i,t}$ sont quasiment égales. Il y a donc correction d'erreur impliquant la cointégration de ces variables.

L'hypothèse d'homogénéité des coefficients, stipule les coefficients de long terme donnés par : $\theta_i = -\frac{\beta_i}{\phi_i}$ sont identiques pour tous les membres du panel. Le paramètre

ϕ_i est appelé vitesse de correction des erreurs d'ajustement. Si $\phi_i = 0$, l'existence de la relation de long terme n'est pas vérifiée. Ainsi, les estimateurs MG et PMG admettent l'hétérogénéité dans cette dynamique d'ajustement des séries vers la variable de long terme.

Cependant, il existe une différence entre le MG et PMG. En effet, le MG qui est la moyenne non pondérée des coefficients des différentes régressions individuelles, n'impose pas de restriction sur les coefficients. Tandis que le PMG qui combine le pooling et la moyenne, impose une restriction d'égalité sur les coefficients de long terme et permet aux coefficients de court de d'être différents d'un pays à l'autre.

Pour choisir le modèle le plus efficient entre le MG et PMG, on utilise le test de Hausman dont l'hypothèse nulle est la différence non systématique entre les coefficients issus du MG et du PMG.

LFPR	-2,458* (0,007)	1,927 (0,973)	23,227 (0,805)	-	-1,575** (0,057)	-65,19* (0,000)	I(1)
FECON	-3,809* (0,000)	0,630 (0,735)	41,82*** (0,074)	-	-	-	I(0)
EPRIM	-4,637* (0,000)	-0,277 (0,390)	44,012** (0,047)	-	-	-	I(0)
TXACHSEC	3,983 (1,000)	8,886 (1,000)	7,761 (1,000)	1,943* *	-5,431* (0,000)	94,395 (0,000)	I(1)
LOUV	-0,356 (0,360)	-0,109 (0,456)	29,938 (0,468)	-6,094* (0,000)	-10,148* (0,000)	156,45* (0,000)	I(1)
LPIBH	1,012 (0,844)	3,585 (0,999)	6,379 (1,000)	-8,818* (0,000)	-9,698* (0,000)	147,95* (0,000)	I(1)
CHOMH	0,905 (0,182)	2,140 (0,983)	23,183 (0,807)	0,125 (0,550)	-5,649 (0,000)	94,200* (0,000)	I(1)
URBAN	4,124 (1,000)	7,317 (1,000)	22,800 (0,823)	0,117 (0,546)	-2,010** (0,022)	58,248* (0,001)	I(1)

Source : Calculs de l'auteur. **Note** : (*), (**) et (***) significativité au seuil de 1%, 5% et 10%.

Le tableau récapitule les résultats des tests de stationnarité de première génération (LLC, IPS et MW) utilisés sur les différentes séries. Sous l'hypothèse nulle de racine unitaire, le test de IPS dénote que toutes les variables ne pas stationnaires en niveau mais stationnaires en différence première. En effet, toutes les probabilités critiques sont supérieures aux différents seuils de 1%, 5% et 10%. Par ailleurs, selon la règle de la majorité, en dépit des variables FECON et EPRIM stationnaires en niveau grâce aux tests de LLC et MW, on accepte l'hypothèse nulle pour l'ensemble des variables en niveau. Toutefois, l'hypothèse nulle est acceptée ces variables testées en différence première. Cela dit qu'elles sont stationnaires. En conclusion, à l'exception des variables FECON et EPRIM stationnaires en niveau, les séries sont intégrées d'ordre 1 (I (1)).

4.1.2.2 Tests de stationnarité de première génération

En revanche, si l'hypothèse d'indépendance individuelle sur laquelle reposent les tests de première génération est violée, ces résultats ne seraient plus valides. On fait alors recours aux tests de racines unitaires de seconde génération dont les résultats sont inclus dans le tableau ci-après :

Tableau 4 : Résultats des Tests de racines unitaires de seconde génération

VARIABLE	TEST DE SECONDE GENERATION				I(d)
	NIVEAU		DIFFERENCE		
	CIPS	LM-test	CIPS	LM-test	

LFPR	-1,302	-1,603	-2,935**	-2,441**	I(1)
FECON	-2,574**	-3,667**	-	-	I(1)
EPRIM	-1,844	-1,939	-3,272	-2,765**	I(1)
TXACHSEC	-1,591	-1,338	-4,127	-2,773**	I(1)
LOUV	-2,117	-1,685	-5,222	-3,600**	I(1)
LPIBH	-2,540**	-2,493**	-	-	I(1)
LPIBH2	-2,534**	-2,501**	-	-	I(1)
CHOMH	-0,880	-0,931	-4,004**	-2,943**	I(1)
URBAN	-2,644**	1,876	-	-2,058**	I(1)

Source : Calculs de l’auteur

Note : (**) représente la significativité au seuil de 5% dont la valeur critique est égale à -2,25

Ainsi, les tests CIPS de Pesaran(2008) et LM-test de Breusch-Pagan (1980) confirment que toutes les variables sont stationnaires à 5% et intégrées d’ordre 1. Il y’a donc dépendance individuelle entre les variables. Enfin, la combinaison linéaire des séries I(1) donnerait un processus stationnaire I(0). Ce qui signifie l’existence d’une relation de long terme entre les variables.

4.1.3 | Tests de cointégration

4.1.3.1 Résultats du test de Pédroni

Pour tester l’existence de relation de long terme entre les variables des modèles étudiés, le test de cointégration de Pedroni(1999) repose sur les tests de stationnarité des résidus du modèle estimés. Le tableau 15 présente les sept tests de cointégration de Pedroni subdivisés en deux groupes à savoir la dimension intra-individuelle (within-dimension) et la dimension interindividuelle (between-dimension).

Tableau 5 : Test de cointégration de Pedroni (1999)

(Within-dimension)	MODELE	MODELE	MODELE
	1	2	3
Statistique Panel ν	-5,238 (1,000)	7,267*** (0,000)	-0,764 (0,777)
Statistique Panel ρ	2,276 (0,988)	3,868 (0,999)	0,800 (0,788)
Statistique Panel PP	-1,908** (0,028)	1,167 (0,878)	-2,775** (0,002)
Statistique Panel ADF	-3,162*** (0,000)	-2,005** (0,022)	-4,133** (0,000)
(between-dimension)			
Statistique Groupe ρ	3,341 (0,999)	3,560 (0,999)	4,433 (1,000)
Statistique Groupe PP	-2,563*** (0,005)	1,010 (0,844)	-1,283 (0,099)

Statistique	Groupe	-0,047	-1,400*	-2,786**
ADF		(0,481)	(0,080)	(0,002)

Note : (*), (**) ou (***) indique la Significativité à 10%, 5% et 1% respectivement

Source : Calculs de l'auteur

L'hypothèse nulle du test de Pedroni (1999) est l'absence de cointégration. Le rejet de cette hypothèse approuve l'existence d'une relation de long terme entre les séries. Ainsi, le modèle 1 dénote le rejet de l'hypothèse nulle pour deux des quatre statistiques de panel de la dimension within. En effet, les probabilités de la statistique Panel PP et la statistique Panel ADF sont respectivement inférieures au seuil de 5% et 1%. Quant à la dimension between, seule la Statistique de groupe PP est significative au seuil de 1%. Il existe donc une relation de long terme entre les variables du modèle 1. Pour le modèle 2, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée dans la dimension within par les statistiques de panel ν et ADF respectivement à 1% et 5%. De plus, dans la dimension between, la statistique de groupe ADF rejette également l'hypothèse nulle à 10%. Les variables du modèle 2 sont donc cointégrées. En suivant le même raisonnement, il existe une relation de cointégration entre les variables du modèle 3.

4.1.3.2 Résultats du Test de cointégration de Kao (1999)

Les résultats du test de cointégration de Kao(1999) sont inclus dans le tableau suivant :

Tableau 6 : Résultats du Test de cointégration de Kao (1999)

	MODELE1	MODELE2	MODELE3
Statistique-ADF	-2,299** (0,017)	-1,823** (0,034)	-2,445*** (0,007)

Source : Calculs de l'auteur Note : (***) et (**) Significativité à 1% et 5%

Comme le test de cointégration de Pedroni (1999), l'hypothèse nulle du test de cointégration de Kao (1999) stipule l'absence de cointégration. Le rejet de cette hypothèse admet donc l'existence d'une relation de cointégration entre les variables. Ainsi, on rejette l'hypothèse nulle d'absence de cointégration car les probabilités associées à la statistique de type Dickey-Fuller Augmenté (ADF) des trois modèles sont inférieures à 1% et 5%. Le test de cointégration de Kao (1999) confirme les résultats du test de Pedroni pour les trois modèles. Il existe donc une relation de long terme entre les variables.

Étant donné que les tests de cointégration de Pedroni (1999) et Kao (1999) révèlent l'existence de relation de cointégration entre les variables, nous estimerons nos modèles à par les estimateurs PMG et MG. Les modèles à estimer sont données par les équations suivantes :

$$\begin{aligned} \Delta LNFPR_{i,t} = & \alpha_i + \phi_t + \lambda_i LNFPR_{i,t-1} + \delta_{1i} FECON_{i,t} + \delta_{2i} TXACHSEC_{i,t} + \delta_{3i} LPIBH_{i,t} \\ & + \delta_{4i} LPIBH2_{i,t} + \delta_{5i} LOUV_{i,t} + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij} \Delta LNFPR_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \beta_{1i} \Delta FECON_{i,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{p-1} \beta_{2ij} \Delta TXACHSEC_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \beta_{3ij} \Delta LPIBH_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \beta_{4ij} \Delta LPIBH2_{i,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{p-1} \beta_{5ij} \Delta LOUV_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta LNFPR_{i,t} = & \alpha_i + \phi_t + \lambda_i LNFPR_{i,t-1} + \delta_{1i} FECON_{i,t} + \delta_{2i} TXACHSEC_{i,t} + \delta_{3i} LPIBH_{i,t} \\ & + \delta_{4i} LPIBH2_{i,t} + \delta_{5i} LOUV_{i,t} + \delta_{6i} CHOMH_{i,t} + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij} \Delta LNFPR_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \beta_{1i} \Delta FECON_{i,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{p-1} \beta_{2ij} \Delta TXACHSEC_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \beta_{3ij} \Delta LPIBH_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \beta_{4ij} \Delta LPIBH2_{i,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{p-1} \beta_{5ij} \Delta LOUV_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \beta_{6ij} \Delta CHOMH_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta LNFPR_{i,t} = & \alpha_i + \phi_t + \lambda_i LNFPR_{i,t-1} + \delta_{1i} FECON_{i,t} + \delta_{2i} EPRIM_{i,t} + \delta_{3i} LPIBH_{i,t} \\ & + \delta_{4i} LPIBH2_{i,t} + \delta_{5i} URBAN_{i,t} + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij} \Delta LNFPR_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \beta_{1i} \Delta FECON_{i,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{p-1} \beta_{2ij} \Delta EPRIM_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \beta_{3ij} \Delta LPIBH_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p-1} \beta_{4ij} \Delta LPIBH2_{i,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{p-1} \beta_{5ij} \Delta URBAN_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

Avec le nombre de pays $i = 1, \dots, 15$ (Bénin, Burkina Faso, Cap Vert, Côte d'Ivoire, Gambie, Ghana, Guinée, Guinée-Bissau, Libéria, Mali, Niger, Nigéria, Sénégal, Sierra Léone et Togo). Et le nombre d'observations temporelles $t = 1990$ à 2018 .

LNFPR est le taux de participation des femmes au marché du travail ; FECON est le taux de fécondité ; TXACHSEC est le taux d'achèvement de l'éducation secondaire ; EPRIM est le taux de scolarisation primaire ; LPIBH, LPIBH2 sont respectivement le logarithme du PIB par habitant et son carré ; OUV est le ratio d'ouverture extérieure ou commerciale ; CHOMH est le taux de chômage des hommes ; URBAN est la proportion de la population urbaine et $\varepsilon_{i,t}$ le terme de l'erreur.

Les paramètres δ_i et β_i désignent respectivement les coefficients de la relation de long terme et de la dynamique de court terme. Et φ_i est le coefficient du terme à correction.

4.2 | Résultats des estimations et Discussion

4.2.1 | Résultats des estimations

Le tableau 17 récapitule les résultats des régressions des trois modèles par les estimateurs PMG et MG. Toutefois, l'estimateur le plus efficace sera retenu pour interprétation, et le test de Hausman permet de faire le choix entre ces estimateurs. Le test de Hausman compare les estimateurs deux à deux pour chaque modèle estimé.

Tableau 7 : Résultats des estimations des modèles par PMG, MG

Variable dépendante : Taux de participation des femmes au marché du travail

Modèle	1		2		3	
	PMG	MG	PMG	MG	PMG	MG
Relation de long terme						
<i>FECON</i>	-0,076** (0,041)	-0,272 (0,111)	-0,112** (0,029)	-0,138 (0,149)	-0,114*** (0,002)	0,085 (0,641)
<i>TXACHSEC</i>	0,001*** (0,003)	-0,0002 (0,953)	0,0005 (0,474)	-0,008 (0,084)		
<i>LPIBH</i>	3,470*** (0,002)	2,762 (0,609)	3,585*** (0,001)	-3,817 (0,368)	3,189*** (0,000)	1,143 (0,370)
<i>LPIBH2</i>	-0,289** (0,002)	-0,186 (0,642)	-0,299** (0,001)	0,278 (0,375)	-0,261*** (0,000)	-0,104 (0,277)
<i>OUV</i>	-0,033 (0,102)	-0,341 (0,204)	-0,0006 (0,193)	0,0014 (0,844)		
<i>CHOMH</i>			0,016 (0,138)	-0,081 (0,115)		
<i>EPRIM</i>					0,099*** (0,004)	-0,143 (0,604)
<i>URBAN</i>					-0,506*** (0,003)	0,555 (0,454)
Relation de court terme						
<i>ECT</i>	-0,012* (0,052)	0,096 (0,103)	-0,011* (0,066)	0,104 (0,038)	-0,019** (0,011)	0,268 (0,004)
Δ <i>FECON</i>	-0,005 (0,940)	-0,001 (0,987)	0,033 (0,431)	-0,011 (0,558)	0,027 (0,405)	-0,005 (0,852)
Δ <i>TXACHSEC</i>	-0,000 (0,762)	-0,0003 (0,236)	-0,00015 (0,414)	-0,001 (0,271)		
Δ <i>LPIBH</i>	-0,104 (0,289)	0,026 (0,620)	-0,124 (0,227)	0,038 (0,436)	0,112 (0,223)	-0,001 (0,979)
Δ <i>LPIBH2</i>	0,008 (0,844)	-0,0013 (0,526)	0,010 (0,236)	-0,003 (0,449)	0,009 (0,243)	-0,0005 (0,992)
Δ <i>OUV</i>	-0,001 (0,968)	-0,001 (0,456)	-0,0005 (0,639)	0,0013 (0,272)		
Δ <i>CHOMH</i>			-0,010** (0,019)	-0,009 (0,245)		

Δ EPRIM					-0,017 (0,469)	0,020 (0,120)
Δ URBAN					-0,411 (0,513)	0,361 (0,835)
C	-0,065* (0,063)	0,004 (0,993)	-0,064* (0,080)	0,152 (0,824)	-0,059** (0,022)	-1,136 (0,229)
Pays	15		15		15	
Observations	420		420		420	
Test de Hausman	(MG PMG) =7,80(0,168)		(MG PMG) =1,75(0,941)		(MG PMG) =1,57(0,905)	

Note : ***, **, * indiquent la significativité des coefficients au seuil 1%, 5% et 10% respectivement. La p-value est entre parenthèses.

Source : Calcul de l'auteur

Pour le modèle 1, la p-value du test de Hausman pour le MG et PMG est supérieure à 0,05 (0,168), on accepte l'hypothèse nulle sur la restriction de l'homogénéité des coefficients à long terme. D'où le PMG est plus efficient que le MG. Par ailleurs, en suivant ce même raisonnement pour les modèles 2 et 3, l'estimateur PMG est toujours préféré au détriment de l'estimateur MG.

En somme, les tests de Hausman indiquent que les estimateurs PMG sont plus cohérents et efficaces que les estimateurs MG. L'interprétation de nos résultats sera donc basée sur les résultats des régressions en PMG.

L'estimation par la méthode PMG se base sur les modèles à correction d'erreur. Or la validité de ces modèles dépend de la significativité du coefficient à correcteur d'erreurs ou coefficient d'ajustement. Dans notre cas, les coefficients à correction d'erreurs notés ECT dans le tableau 7 indiquent des coefficients négatifs et significatifs au seuil de 5% et 10%. Cela confirme l'existence d'une relation de cointégration entre les variables. Le coefficient à correction d'erreur montre que tout écart par rapport aux valeurs attendues à long terme est respectivement corrigé de 5,2%, 6,6% et 1,1% pour les trois modèles. Les coefficients des régressions par l'estimateur PMG de long terme et court terme peuvent être interprétés.

A long terme, les résultats indiquent que les coefficients associés aux variables fécondité, éducation, le produit intérieur brut par habitant (LPIBH) et sa valeur quadratique (LPIBH2), et l'urbanisation (URBAN) sont statistiquement significatifs pour être les déterminants de la participation de la femme au marché du travail dans la zone CEDEAO. Par ailleurs, les signes associés aux coefficients de chaque variable ne varient pas d'un modèle à un autre. Cela permet de vérifier la robustesse de nos estimations et la stabilité de nos coefficients. Toutefois, le produit intérieur brut et son carré n'ont pas les signes attendus. Ces variables sont toutes significatives à 1%. Ainsi, l'augmentation d'une unité du revenu par tête entraîne la hausse d'au moins 3% de la participation de la femme au marché du travail. De plus, une augmentation du taux de fécondité des femmes réduit la participation des femmes au marché du travail, telle qu'une augmentation d'une unité du taux de fécondité diminue la participation des femmes au marché du travail d'au moins 0,076. En outre, l'augmentation d'une unité

de l'éducation secondaire (TXACHSEC) ou primaire (EPRIM) accroît la participation des femmes au marché du travail. Les coefficients associés aux variables de l'éducation sont statistiquement significatifs à 1%. Toutefois, l'effet de l'achèvement de l'éducation secondaire (0,001) est faible par rapport à celui de l'éducation primaire (0,099). S'agissant de l'urbanisation, les résultats indiquent une relation négative entre le taux d'urbanisation et la participation des femmes au marché du travail. Cela l'augmentation d'un point de pourcentage du taux d'urbanisation entraîne la baisse du taux de participation féminine au marché du travail de 0,51 point de pourcentage.

Quant à la dynamique de court terme, les résultats montrent que seul le taux de chômage des hommes (CHOMH) est statistiquement significatif au seuil de 5%. En effet, une augmentation d'un point de pourcentage du taux de chômage réduit la participation des femmes au marché du travail de 0,01%. Ce résultat est contraire au signe attendu.

4.2.2 | Discussion des résultats

Les résultats obtenus dans cette étude révèlent que le taux de fécondité, le revenu par habitant, l'éducation primaire et secondaire, l'urbanisation sont les déterminants de la participation des femmes au marché du travail.

D'abord, la relation négative entre le taux de fécondité et la participation des femmes au marché du travail implique que plus la fécondité s'accroît, moins les femmes participent au marché du travail. Cela peut signifier que les femmes qui auraient plus de maternités seront moins disposées à occuper un emploi en raison du temps liés aux soins octroyés aux enfants. La fécondité apparaît donc comme une entrave à la participation des femmes au marché du travail dans les pays de la Communauté Économique des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO). Ce résultat est conforme aux résultats trouvés par Tabatabaei et Mehri (2019) en Iran ; Kuépié et *al* (2013) et De Jong et *al* (2016) en Afrique Subsaharienne (respectivement sur panel de 3 et 24 pays). Selon ces études avoir une nouvelle maternité décourage l'entrée des femmes sur le marché du travail. Par exemple, les résultats De Jong et *al* (2016) ont montré qu'avoir un enfant supplémentaire réduit de 6% la probabilité de participation des femmes à un emploi non agricole. Toutefois, les études d'Herrera et *al* (2019) en Madagascar, Idowu et Owoeye (2019a) et Folasade et Olarewaju (2019) au Ghana contredisent cette conclusion. Les résultats d'Herrera et *al* (2019) indiquent que la maternité accroît la probabilité d'emploi des femmes (âgées de 21 à 25 ans) dans la mesure où celles dont la première maternité est survenue pendant l'adolescence accèdent rapidement au marché du travail en Madagascar. Qui plus est, les jeunes mères et les mères adolescences sont respectivement à 35% et 60% plus susceptibles d'accéder au marché du travail que celles qui ne possèdent pas encore d'enfants. Seulement ces emplois qu'elles occupent sont informels et précaires.

Ensuite, la relation positive entre l'éducation (primaire et secondaire) et la participation des femmes au marché du travail est phase avec la théorie du capital humain. A l'opposé de Mehrotra et Parida(2017) en Inde, l'achèvement de l'éducation secondaire entraîne la hausse de l'offre de travail féminine dans la CEDEAO. En effet, le coût d'opportunité de ne pas travailler s'agrandit à mesure que le niveau d'éducation des femmes augmente. Ainsi, plus une femme est instruite, plus elle est disposée à s'insérer sur le marché du travail. Nos résultats sont conformes aux travaux de Chamlou et *al* (2011) dans la région du MENA ; Kiani (2013) au Pakistan ; Sahoo et Klasen (2018) en Inde et Idowu et Owoeye (2019a) en Afrique. Leurs résultats indiquent que les femmes ayant un niveau d'instruction plus élevé ont plus d'opportunité d'accéder et se maintenir à emploi que celles qui ont un niveau faible. Toutefois, l'effet de l'achèvement de l'éducation secondaire sur la participation des femmes au marché du travail qui est inférieure à celui de l'éducation primaire pourraient révéler la faible qualité des emplois qu'occupent les femmes dans la communauté ouest africaine. Ce résultat est conforme à celui d'Idowu et Owoeye (2019b) en Afrique.

Par ailleurs, contre toute prédiction théorique d'une relation négative entre le revenu des ménages et la participation féminine au marché du travail, nos résultats indiquent une relation positive entre le PIB par habitant et la participation féminine. Cette relation positive peut être possible dans les ménages à revenu élevé qui pour maintenir leur niveau de vie élevé maintiendrait la femme en emploi. Or, les pays de la CEDEAO sont des pays à revenu faible, d'où la relation positive entre le revenu par tête et la participation féminine au marché du travail. Ce qui requiert plus de travail aux femmes à mesure que le revenu du ménage augmente ; sous prétexte que les salaires sont relativement faibles dans les pays à faible revenu. Ce résultat s'arrime sur les travaux Gakou et Kuépié (2008) au Mali, d'Attioui et *al* (2017) au Maroc et Idowu et Owoeye (2019a ; 2019b) en Afrique. Gakou et Kuépié (2008) ont trouvé que l'insertion des femmes sur le marché du travail est plus élevée pour les ménages les plus pauvres.

De plus, nos résultats indiquent une influence négative du carré du PIB par habitant sur la participation des femmes au marché du travail. Contrairement aux travaux de Tam (2010) dans 130 pays, Tsani et *al* (2013) dans 160 pays, Chaudhary et Verick (2014) en Inde et Chapman (2015) dans la région du MENA, l'hypothèse de la relation en forme de U entre la participation au marché du travail et le produit intérieur brut n'est pas évidente dans la CEDEAO. L'inexistence de la relation en forme de U pourrait signifier que la forte croissance économique que connaissent les pays de la CEDEAO ces dernières années, ne s'est pas traduite pas en immédiatement en création d'emploi décent pour les femmes (Mbaye et Gueye, 2018). Malgré du fardeau de la fécondité, bien que la participation féminine augmente avec le produit intérieur brut par habitant, la majorité des femmes se retrouvent dans des activités précaires et mal rémunérées dans le secteur informel. Ainsi, selon Idowu et Owoeye (2019b) cette relation en U inversée traduirait le passage des femmes de l'activité informelle à

l'activité formelle si la transformation structurelle s'achève dans les économies de la communauté ouest-africaine.

Concernant l'urbanisation, elle représente un facteur positif de l'engagement de la femme sur le marché du travail. Contrairement à Tsani et *al* (2013) dans 160 pays et Chapman (2015) dans la région du MENA, nos résultats indiquent une relation négative entre le taux d'urbanisation et la participation de la femme au marché du travail. Ce résultat contre intuitif, s'explique en partie par la migration des femmes des zones rurales vers les zones urbaines dans une économie dominée par le secteur agricole comme les pays de la CEDEAO. Cet exode rural cause la contraction de la participation féminine au marché du travail vu que d'actives qu'elles étaient en milieu rural, ces dernières deviennent inactives dès leurs arrivées en zone urbaine. Cela est conforme aux travaux de Göksel(2013) en Turquie, et Attioui et *al*(2017) au Maroc. Pour Attioui et *al* (2017), cette réduction de la participation des femmes au marché du travail est due également à un défaut de qualification résultante d'un faible niveau d'éducation de ces migrantes. De ce fait, nombreuses sont celles qui renoncent au marché du travail pour s'adonner à des activités précaires et informelles à faible rémunérations. Cela illustre parfaitement les caractéristiques du marché du travail des pays africains qui est dominé par le secteur informel.

In fine, comme souligné dans la littérature, la relation entre le taux de chômage et la participation des femmes au marché du travail peut découler de deux effets opposés, notamment, l'effet de découragement et l'effet du travail supplémentaire. Par ailleurs, nos estimations ont testé l'effet du travail additionnel. Cet effet signifie qu'en situation de chômage élevé, les pertes d'emploi des hommes incitent les femmes à investir le marché du travail en vue de compenser le déficit budgétaire du ménage. Contrairement à l'étude d'Attioui et *al* (2017) qui ont trouvé une relation positive entre le taux de chômage masculin et la participation des femmes au Maroc, nos résultats indiquent une relation négative entre ces deux variables. Cela dit que le chômage des hommes évince la volonté des femmes à s'engager sur le marché du travail. Ce résultat pourrait révéler l'empreinte du modèle patriarcal ou la division sexuée du travail dans la CEDEAO comme dans la plupart des pays africains. Ceci dit l'effet de découragement l'emporte sur l'effet du travail additionnel. Nos résultats corroborent les travaux d'Idowu et Owoeye (2019a) en Afrique. Ce résultat est également conforté par le rapport Afrobaromètre (2019) intitulé « *Perceptions et expériences de la parité des genres en Afrique* » qui a révélé qu'en situation de chômage élevé, 42% des africains préfèrent que les hommes occupent un emploi rémunéré au détriment des femmes. Ainsi, la considération des rôles sexospécifiques et les pesanteurs socio-culturelles contraignent la participation des femmes au marché du travail. Autrement dit, la responsabilité du travail non rémunéré ou des tâches domestiques et des soins reviennent aux femmes selon les croyances et normes africaines (Rapport sur le Développement Humain, 2016).

4.3 | Test de robustesse

Pour tester la robustesse de nos résultats du tableau 17 et prendre en compte la qualité de l'emploi. Contrairement à Kuepié (2016) qui a utilisé le statut d'emploi le plus élevé, nous remplaçons le taux de participation des femmes au marché par le taux d'emploi vulnérable des femmes comme variable expliquée dans le modèle PMG auxquelles nous ajoutons les variables pauvreté et taux de dépendance des inactifs sur les actifs. Les données sont issues de la base de données Gender-stat de la Banque Mondiale en 2018. Les résultats sont inclus dans le tableau ci-dessus :

Tableau 8 : Résultat des estimations du PMG avec Taux d'emploi vulnérables des femmes

Variable dépendante : Taux d'emploi vulnérable des femmes			
Modèle	1	2	3
Relation de long terme			
FECON	0,0197** (0,011)	0,043*** (0,000)	0,060*** (0,000)
ESECON	-0,0005** (0,016)	-0,001** (0,000)	-0,005** (0,031)
LPIBH	0,058 (0,129)	0,241*** (0,000)	-0,012 (0,808)
LPIBH2	-0,006** (0,026)	-0,022*** (0,000)	-0,001 (0,738)
URBAN	0,003*** (0,000)	0,005*** (0,000)	0,004*** (0,000)
DEP	0,002** (0,002)		
CHOMH		0,0004 (0,828)	
PAUVR			0,0005** (0,021)
Relation de court terme			
ECT	-0,363** (0,000)	-0,316** (0,000)	-0,34*** (0,000)
Δ FECON	0,087* (0,059)	0,017 (0,743)	0,056* (0,071)
Δ ESECON	0,001 (0,160)	0,0008 (0,215)	0,0008 (0,473)
Δ LPIBH	0,051 (0,625)	0,005 (0,965)	0,126 (0,357)
Δ LPIBH2	-0,003 (0,643)	-0,00003 (0,9673)	-0,009 (-0,374)
Δ URBAN	0,037 (0,362)	0,060* (0,088)	0,059 (0,313)
Δ DEP	0,001 (0,470)		
Δ CHOMH		0,028 (0,347)	
Δ PAUVR			-0,0001 (0,568)
C	1,333*** (0,000)	0,116*** (0,000)	-0,088** (0,005)
Pays	15	15	15
Observation	420	420	420

Note : ***, **, * indiquent la significativité des coefficients au seuil 1%, 5% et 10% respectivement. La p-value est entre parenthèses.

Source : Calcul de l'auteur

Le tableau 18 montre les résultats de l'estimation de la qualité de l'emploi. Les résultats indiquent à long terme, une relation positive entre le taux d'emploi vulnérable et les variables explicatives, fécondité (FECON), urbanisation (URBAN), ratio de dépendance des inactifs sur les actifs (DEP), la pauvreté (PAUVR) et la variable dépendante, taux d'emploi vulnérable des femmes. En outre, il existe une relation négative entre l'éducation secondaire (ESECON) et le taux d'emploi vulnérables des femmes. Quant aux variables, produit intérieur brut par habitant (LPIBH) et le produit intérieur brut par habitant au carré (LPIBH2), on a respectivement une relation positive et négative avec le taux d'emploi vulnérable des femmes. A court terme, seule la fécondité et l'urbanisation affiche des relations positives et significatives avec le taux d'emploi des femmes. En effet, la relation positive entre la fécondité et le taux d'emploi vulnérable révèle que plus une femme a des enfants, plus elle a la chance d'occuper un emploi vulnérable. De plus, cette position des femmes dans le secteur informel est accentuée par le fait qu'en Afrique, le travail domestique et les soins aux personnes est principalement la responsabilité des filles voire des femmes. D'où l'effet positif du ratio de dépendance des populations inactives sur les populations en âge de travailler sur l'emploi vulnérables des femmes. Ces résultats corroborent les travaux d'Idowu et Owoeye (2019a).

Par ailleurs, telle qu'expliqué dans le cas de la participation des femmes au marché du travail : en raison du faible niveau d'éducation et de compétences des femmes, l'urbanisation encourage le travail des femmes dans l'emploi précaires. Toutefois, l'éducation n'est pas compatible avec les emplois vulnérables des femmes. Les emplois vulnérables étant des emplois précaires à faible productivité, ne requièrent donc pas de niveaux d'instruction et de qualification importants. Raison pour laquelle, moins les femmes sont éduquées, plus elles ont de la chance d'occuper des emplois précaires. Ce résultat est conforme à ceux de Sorsa et *al.* (2015) en Inde et d'Herrera et *al.*(2019) en Madagascar dont les résultats ont montré que les adolescentes qui abandonnent l'école s'insèrent plus rapidement dans les activités précaires et vulnérables dans le secteur informel.

En outre, la vulnérabilité de l'emploi augmente avec l'urbanisation. En effet, les emplois décents voire de bonne qualité en zone urbaine exigent un certain niveau d'éducation et de compétence adéquat. Cependant, l'omniprésence du secteur informel non agricole dans cette zone absorbe la majorité des femmes dans des activités précaires. Les relations respectivement positive et négative entre l'emploi vulnérable des femmes et le produit intérieur brut par tête et le produit intérieur brut au carré, signifie que la forte croissance économique que connaissent la plupart des pays de la zone CEDEAO ne se traduit pas dans les premières phases en création d'emplois décents pour les

femmes. Une répartition inégale des richesses serait également l'une des causes. D'où la relation positive entre la pauvreté et la participation des femmes à l'emploi vulnérables. Ce résultat est conforme aux résultats de Gakou et Kuépié (2008) au Mali.

Conclusion

Cet essai avait pour objectif d'analyser les déterminants de la participation de la femme au marché du travail dans la Communauté Économique des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) sur la période 1990-2018. S'appuyant sur les résultats obtenus par l'estimateur du de la moyenne de groupe agrégée (PMG), la fécondité, l'éducation primaire et secondaire, le revenu par tête, le chômage des hommes, l'urbanisation sont les déterminants de la participation de la femme au marché du travail. Cependant, la fécondité, le taux de chômage masculin, le taux d'urbanisation ralentissent la participation féminine au marché du travail, tandis que l'éducation l'y encourage. En effet, l'éducation, qu'elle soit primaire ou secondaire, elle améliore les conditions de participation des femmes. Ainsi, plus elles sont éduquées, plus la probabilité d'obtenir un emploi de qualité augmente. Toutefois, le rejet de l'hypothèse de la relation en forme de U entre le PIB par habitant et la participation féminine révèle le passage des femmes des activités précaires à des activités formelles.

Sur la base de ces conclusions, compte tenu du coût relativement élevé des services de garderies ou crèches pour enfant et donc inaccessible à toutes les familles, pour accroître la participation des femmes au marché du travail, les pouvoirs publics devraient mettre en œuvre des politiques de planning familial en vue de contrôler voire réduire les naissances dans les pays de la Communauté Économique des États de l'Afrique de l'Ouest. Il faut par ailleurs, promouvoir davantage l'éducation des filles et des femmes pour qu'elles parviennent à occuper des emplois de qualité et raison des qualifications qu'elles auront accumulées. En outre, la formalisation de l'économie informelle contribuerait à améliorer les conditions de participation des femmes au marché du travail. Enfin, il faut réduire le niveau du chômage pour les hommes en créant plus d'opportunités d'emploi aussi bien pour les hommes que pour les femmes.

Il faut cependant noter que les facteurs socio-culturels n'ont pas été pris en compte dans cette analyse macroéconomique en raison du manque de données macros disponibles sur les effets de la persistance des normes sociales, le pouvoir de négociation au sein du ménage qui sont des éléments essentiels dans la participation des femmes au marché du travail. Or, les normes sociales et culturelles seraient souvent à la base des comportements qui perpétuent les inégalités de genre en matière de participation au marché du travail. Le chapitre suivant examinera l'effets des normes sociales sur la participation au marché du travail.

Bibliographie

- Afrobaromètre.2019. « Rapport sur les Perceptions et expériences de la parité des genres en Afrique » - Recherche Google ». s. d. Consulté le 14 janvier 2020.
- Agénor, Pierre-Richard, Kamer Karakurum Ozdemir, et Emmanuel Pinto Moreira. 2018. *Gender Gaps in the Labor Market and Economic Growth*. The World Bank.
- Alesina, Alberto, Paola Giuliano, et Nathan Nunn. 2013. « On the origins of gender roles: Women and the plough ». *The Quarterly Journal of Economics* 128 (2): 469–530.
- Arellano, Manuel, et Stephen Bond. 1991a. « Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations ». *The Review of Economic Studies* 58 (2): 277–297.
- Arellano, Manuel, et Stephen Bond. 1991b. « Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations ». *The review of economic studies* 58 (2): 277–297.
- Attoui, Abdelali, Adnane Chafiq, Karim El Mokri, et Rim Berahab. s. d. « Déterminants du taux de participation des femmes au marché du travail au Maroc: Analyse sur données agrégées et sur données longitudinales ». *Égalité de genre, politiques publiques et croissance économique au Maroc*, ed. by Rim Berahab and Zineb Bouba, OCP Policy Center (Rabat: 2017).
- Banerjee, Anindya. 1999. « Panel data unit roots and cointegration: an overview ». *Oxford Bulletin of economics and Statistics* 61 (S1): 607–629.
- Berahab, Rim, Zineb Bouba, et Pierre-Richard Agénor. 2017. « Egalité de genre, politiques publiques et croissance économique au Maroc ». *Books & Reports*.
- Bhalotra, Sonia R., Damian Clarke, Joseph Gomes, et Atheendar Venkataramani. 2018. « Maternal mortality and women’s political participation ».
- Bond, Stephen R. 2002. « Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice ». *Portuguese economic journal* 1 (2): 141–162.
- Breitung, Jörg. 2005. « A parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data ». *Econometric Reviews* 24 (2): 151–173.
- Chapman, Kelsey A. 2015. « Economic development and female labor force participation in the Middle East and North Africa: a test of the U-shape hypothesis ». *Gettysburg Economic Review* 8 (1): 3.
- Chaudhary, Ruchika, et Sher Verick. 2014. *Female labour force participation in India and beyond*. ILO New Delhi.
- De Jong, Eelke, Jeroen Smits, et Abiba Longwe. 2017. « Estimating the causal effect of fertility on women’s employment in Africa using twins ». *World Development* 90: 360–368.
- Djogbenou, R., Kanga, D., et Ouattara, A., (2018) Heterogeneity of ECOWAS economies: what challenge for a common monetary policy? *Revue Economique et Monétaire*, No. 24, December.
- Dildar, Yasemin. 2015. « Patriarchal norms, religion, and female labor supply: Evidence from Turkey ». *World Development* 76: 40–61.
- Doepke, Matthias, et Michele Tertilt. 2011. *Does female empowerment promote economic development?* The World Bank.
- Dollar, David, et Roberta Gatti. 1999. *Gender inequality, income, and growth: are good times good for women?* Vol. 1. Development Research Group, The World Bank Washington, DC.
- Eberhardt, Markus. 2011. « Panel time-series modeling: New tools for analyzing xt

- data ». In *2011 UK Stata Users Group meeting*.
- Elgin, Ceyhun, et Adem Yavuz Elveren. 2019. « Informality, Inequality, and Feminization of Labor ».
- Ester, Boserup. 1970. « Women's Role in Economic Development ». *American Journal of Agricultural Economics* 53 (3): 536–537.
- Folasade, Popoola Bukola, Et Ayoola Joshua Olarewaju. 2019. « A comparative analysis of the relationship between female labour force participation and economic growth: a case study of Nigeria and Ghana. » *Journal of Academic Research in Economics* 11 (3).
- Gaddis, Isis, et Stephan Klasen. 2012. « Economic Development, Structural Change and Women's Labour Force Participation ». *CRC-PEG Discussion Paper 71*.
- Göksel, İdil. 2013. « Female labor force participation in Turkey: The role of conservatism ». In *Women's Studies International Forum*, 41:45–54. Elsevier.
- Hakura, Ms Dalia S., Mr Mumtaz Hussain, Ms Monique Newiak, Vimal Thakoor, et Mr Fan Yang. 2016. *Inequality, Gender Gaps and Economic Growth: Comparative Evidence for Sub-Saharan Africa*. International Monetary Fund.
- Hare, Denise. 2016. « What accounts for the decline in labor force participation among married women in urban China, 1991–2011? » *China Economic Review* 38: 251–266.
- Heath, Rachel, et Seema Jayachandran. 2016. « The causes and consequences of increased female education and labor force participation in developing countries ». National Bureau of Economic Research.
- Herrera, Catalina, David E. Sahn, et Kira M. Villa. 2019. « Teen Fertility and Female Employment Outcomes: Evidence from Madagascar ». *Journal of African Economies*.
- Hua, Qiuchi. 2014. « How Does Family Income Dictate the Labor Force Participation Behavior of Married Women? » PhD Thesis, Georgetown University.
- Hurlin, Christophe, et Valérie Mignon. 2005. « Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel ». *Economie prevision*, n° 3: 253–294.
- Hurlin, Christophe, et Valérie Mignon. 2007. « Une synthèse des tests de cointégration sur données de panel ». *Economie prevision*, n° 4: 241–265.
- Idowu, Omowumi O., et Taiwo Owoeye. 2019a. « The supply of female labour force participation in selected African countries ». *Business & Social Sciences Journal* 4 (1): 14–30.
- Idowu, Omowumi O., et Taiwo Owoeye. 2019b. « Female Labour Force Participation in African Countries: An Empirical Analysis »: *Indian Journal of Human Development*, décembre. <https://doi.org/10.1177/0973703019895234>.
- Kabeer, Naila, et Luisa Natali. 2013. « Gender Equality and Economic Growth: Is there a Win-Win? » *IDS Working Papers* 2013 (417): 1–58.
- Kao, Chihwa, et Min-Hsien Chiang. 2001. « On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data ». In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*, 179–222. Emerald Group Publishing Limited.
- Kapsos, Steven, Evangelia Bourmpoula, et Andrea Silberman. 2014. « Why is female labour force participation declining so sharply in India? » International Labour Organization.
- Kawaguchi, Akira. 2015. « Internal labor markets and gender inequality: Evidence from Japanese micro data, 1990–2009 ». *Journal of the Japanese and International Economies* 38: 193–213.
- Khoudja, Yassine, et Lucinda Platt. 2018. « Labour market entries and exits of women

- from different origin countries in the UK ». *Social science research* 69: 1–18.
- King, Allan G. 1978. « Industrial structure, the flexibility of working hours, and women's labor force participation ». *The Review of Economics and Statistics*, 399–407.
- Klasen, Stephan, et Janneke Pieters. 2015. *What explains the stagnation of female labor force participation in urban India?* The World Bank.
- Klasen, Stephan. 2019. « What explains uneven female labor force participation levels and trends in developing countries? » *The World Bank Research Observer* 34 (2): 161–197.
- Lenze, Jana, et Stephan Klasen. 2017. « Does women's labor force participation reduce domestic violence? Evidence from Jordan ». *Feminist Economics* 23 (1): 1–29.
- Li, Yunrong. 2017. « The effects of formal and informal child care on the Mother's labor supply—Evidence from urban China ». *China Economic Review* 44: 227–240.
- Maddala, Gangadharrao S., et Shaowen Wu. 1999. « A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test ». *Oxford Bulletin of Economics and statistics* 61 (S1): 631–652.
- Mammen, Kristin, et Christina Paxson. 2000. « Women's work and economic development ». *Journal of economic perspectives* 14 (4): 141–164.
- Martínez, Claudia, et Marcela Perticará. 2017. « Childcare effects on maternal employment: Evidence from Chile ». *Journal of Development Economics* 126: 127–137.
- Mathieu, Mickens. 2018. « L'espace familial et l'offre de travail des femmes: une synthèse des contributions théoriques sur le sujet ».
- Mbaye, Ahmadou Aly, et Fatou Gueye. 2018. « Marchés du travail et emplois en Afrique de l'ouest ».
- Mehrotra, Santosh, et Jajati K. Parida. 2017. « Why is the labour force participation of women declining in India? » *World Development* 98: 360–380.
- Mincer, Jacob. 1962. « Labor force participation of married women: A study of labor supply ». In *Aspects of labor economics*, 63–105. Princeton University Press.
- Pacaut, Philippe, Céline Le Bourdais, et Benoît Laplante. 2007. « Dynamique et déterminants de la participation des femmes au marché du travail après la naissance d'un enfant au Canada ». *Cahiers québécois de démographie* 36 (2): 249–279.
- Pedroni, Peter. 1999. « Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors ». *Oxford Bulletin of Economics and statistics* 61 (S1): 653–670.
- Pesaran, Hashem, Ron Smith, et Kyung So Im. 1996. « Dynamic linear models for heterogenous panels ». In *The econometrics of panel data*, 145–195. Springer.
- Pesaran, M. Hashem, et Ron Smith. 1995. « Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels ». *Journal of econometrics* 68 (1): 79–113.
- Pesaran, M. Hashem, Yongcheol Shin, et Richard J. Smith. 1996. « Testing for the Existence of a Long-run Relationship ». Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M. Hashem, Yongcheol Shin, et Richard J. Smith. 1999. « Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels ». *Journal of the American Statistical Association* 94 (446): 621–634.
- Pesaran, M. Hashem, Yongcheol Shin, et Ron P. Smith. 1997. « Pooled estimation of long-run relationships in dynamic heterogenous panels ». *DAE working papers amalgamated Series* 9721.
- PNUD. 2016. « Rapport sur le développement humain en Afrique 2016 Accélérer les

- progrès en faveur de l'égalité des genres et de l'autonomisation des femmes en Afrique ».
- Polachek, Solomon W. 1979. « Occupational segregation among women: Theory, evidence, and a prognosis ». *Women in the labor market*, 137–57.
- Sahoo, Soham, et Stephan Klasen. 2018. « Gender Segregation in Education and Its Implications for Labour Market Outcomes: Evidence from India ».
- Sangaji, Joko, et Akhmad Syakir Kurnia. 2018. « Macroeconomic Determinants of Gender Inequality Index in Eight ASEAN Countries ». In *E3S Web of Conferences*, 73:11002. EDP Sciences.
- Sarkar, Sudipa, Soham Sahoo, et Stephan Klasen. 2019. « Employment transitions of women in India: A panel analysis ». *World Development* 115: 291–309.
- Srivastava, Sumita, et Rupali Misra. 2017. « Exploring antecedents of entrepreneurial intentions of young women in India: A multi-method analysis ». *Journal of Entrepreneurship in Emerging Economies* 9 (2): 181–206.
- Tabatabaei, Mahmoud Ghazi, et Nader Mehri. 2019a. « Gender Inequality in Unpaid Domestic Housework and Childcare Activities and Its Consequences on Childbearing Decisions: Evidence from Iran ». *Journal of International Women's Studies* 20 (2): 26–42.
- Tam, Henry. 2011. « U-shaped female labor participation with economic development: Some panel data evidence ». *Economics Letters* 110 (2): 140–142.
- Tan, Peck-Leong, et Geetha Subramaniam. 2013. « Perception of undergraduates towards female labour force participation ». *Procedia-Social and Behavioral Sciences* 105: 383–390.
- Tansel, Aysit. 2002. « Economic development and female labor force participation in Turkey: Time-series evidence and cross-section estimates ». *METU/ERC Working Paper*, n° 02/3.
- Tasseven, Ozlem. 2017. « The relationship between economic development and female labor force participation rate: A panel data analysis ». In *Global Financial Crisis and Its Ramifications on Capital Markets*, 555–568. Springer.
- Uraz, Arzu, Meltem Aran, Müşerref Hüsamoğlu, Dilek Okkalı Şanalmiş, et Sinem Capar. 2010. *Recent Trends in female labor force participation in Turkey*. World Bank.
- Verme, Paolo. 2014. *Economic development and female labor participation in the Middle East and North Africa: a test of the U-shape hypothesis*. The World Bank.
- Yakubu, Yakubu A. 2010. « Factors influencing female labor force participation in South Africa in 2008 ». *The African Statistical Journal* 11: 85–104.

Annexes

Variable	VIF	1/VIF
fecon	3.71	0.269616
urban	3.22	0.310351
txachsec	2.81	0.355875
lpibh	2.36	0.424177
Eprim	2.15	0.465790
chomh	1.38	0.722963
ouv	1.36	0.733976

Panel Variable (i): pays
 Time Variable (t): annee
 Number of obs = 420
 Number of groups = 15
 Obs per group: min = 28
 avg = 28.0
 max = 28
 Log Likelihood = 2049.76

D.lnfpr	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
ECT					
fecon	-.075897	.0371732	-2.04	0.041	-.1487551 -.0030388
txachsec	.0014251	.0004834	2.95	0.003	.0004777 .0023725
lpibh	3.464041	1.142707	3.03	0.002	1.224377 5.703704
lpibh2	-.288742	.094457	-3.06	0.002	-.4738742 -.1036097
louv	-.0338035	.0206641	-1.64	0.102	-.0743045 .0066974
SR					
ECT	-.0116789	.0060147	-1.94	0.052	-.0234674 .0001097
fecon					
D1.	.0046513	.0614809	0.08	0.940	-.115849 .1251516
txachsec					
D1.	-.0000597	.0001968	-0.30	0.761	-.0004454 .000326
lpibh					
D1.	-.1039565	.098133	-1.06	0.289	-.2962936 .0883806
lpibh2					
D1.	.0082944	.0081812	1.01	0.311	-.0077405 .0243294
louv					
D1.	-.0001486	.0036914	-0.04	0.968	-.0073836 .0070864
_cons	-.0656354	.0353485	-1.86	0.063	-.1349172 .0036465

Mean Group Estimation: Error Correction Form
 (Estimate results saved as mg)

D.lnfpr	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
ECT					
fecon	-.2726246	.1710156	-1.59	0.111	-.6078091 .0625599
txachsec	-.0002299	.0039371	-0.06	0.953	-.0079465 .0074866
lpibh	2.762931	5.400562	0.51	0.609	-7.821977 13.34784
lpibh2	-.1858344	.399579	-0.47	0.642	-.9689949 .597326
louv	.3411963	.2683583	1.27	0.204	-.1847763 .867169
SR					
ECT	.0957289	.0587084	1.63	0.103	-.0193374 .2107952
fecon					
D1.	-.0011025	.0687026	-0.02	0.987	-.1357571 .1335521
txachsec					
D1.	-.0002517	.0002122	-1.19	0.236	-.0006676 .0001642
lpibh					
D1.	.0128017	.0258119	0.50	0.620	-.0377888 .0633921
lpibh2					
D1.	-.0013789	.002176	-0.63	0.526	-.0056438 .002886
louv					
D1.	.0009327	.001772	0.53	0.599	-.0025402 .0044057
_cons	.0039701	.4852318	0.01	0.993	-.9470667 .9550069

. hausman mg pmg, sigmamore

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) mg	(B) pmg		
fecon	-.2726246	-.075897	-.1967277	.4648788
txachsec	-.0002299	.0014251	-.001655	.0107256
lpibh	2.762931	3.464041	-.7011097	14.68303
lpibh2	-.1858344	-.288742	.1029075	1.085557
louv	.3411963	-.0338035	.3749999	.7315261

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtpmg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtpmg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\chi^2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

= 7.75
 Prob>chi2 = 0.1708

Pooled Mean Group Regression
(Estimate results saved as pmg)

Panel Variable (i): pays
Time Variable (t): annee

Number of obs = 420
Number of groups = 15
Obs per group: min = 28
 avg = 28.0
 max = 28

Log Likelihood = 2120.535

D.lnfpr	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ECT						
fecon	-.1144119	.0375942	-3.04	0.002	-.1880952	-.0407286
Eprim	.0991929	.0340926	2.91	0.004	.0323726	.1660132
lpibh	3.189719	.7731707	4.13	0.000	1.674332	4.705105
lpibh2	-.2608265	.0629577	-4.14	0.000	-.3842213	-.1374316
urban	-.5057781	.1703743	-2.97	0.003	-.8397056	-.1718506
SR						
ECT	-.0186571	.0073277	-2.55	0.011	-.0330192	-.004295
fecon D1.	.0269885	.0323914	0.83	0.405	-.0364974	.0904744
Eprim D1.	-.017476	.0241437	-0.72	0.469	-.0647967	.0298447
lpibh D1.	-.1119126	.0917699	-1.22	0.223	-.2917783	.0679532
lpibh2 D1.	.0090956	.0077969	1.17	0.243	-.006186	.0243773
urban D1.	-.4113571	.6293773	-0.65	0.513	-1.644914	.8221996
_cons	-.0591386	.0258362	-2.29	0.022	-.1097767	-.0085005

Mean Group Estimation: Error Correction Form
(Estimate results saved as mg)

D.lnfpr	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ECT						
fecon	.0850837	.1825984	0.47	0.641	-.2728026	.4429699
Eprim	-.1431432	.2757154	-0.52	0.604	-.6835355	.3972491
lpibh	1.143408	1.274367	0.90	0.370	-1.354304	3.641121
lpibh2	-.1041495	.0958332	-1.09	0.277	-.2919792	.0836802
urban	.5546508	.7415257	0.75	0.454	-.8987129	2.008014
SR						
ECT	.2682055	.0940386	2.85	0.004	.0838931	.4525178
fecon D1.	-.0057121	.0307082	-0.19	0.852	-.0658991	.0544749
Eprim D1.	.0203137	.0130771	1.55	0.120	-.005317	.0459444
lpibh D1.	-.0014769	.0569192	-0.03	0.979	-.1130365	.1100827
lpibh2 D1.	-.0000478	.0047588	-0.01	0.992	-.0093749	.0092793
urban D1.	.3615056	1.73203	0.21	0.835	-3.033212	3.756223
_cons	-1.136001	.9447653	-1.20	0.229	-2.987707	.7157046

	— Coefficients —			
	(b) mg	(B) pmg	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
fecon	.0850837	-.1144119	.1994955	.4897813
Eprim	-.1431432	.0991929	-.2423362	.7409395
lpibh	1.143408	3.189719	-2.04631	3.339949
lpibh2	-.1041495	-.2608265	.156677	.250003
urban	.5546508	-.5057781	1.060429	1.987547

b = consistent under H_0 and H_a ; obtained from xtpmg
B = inconsistent under H_a , efficient under H_0 ; obtained from xtpmg

Test: H_0 : difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \chi^2(5) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 1.57 \\ \text{Prob}>\chi^2 &= 0.9053 \end{aligned}$$

Pooled Mean Group Regression
(Estimate results saved as pmg)

Panel Variable (i): pays Number of obs = 420
Time Variable (t): annee Number of groups = 15
Obs per group: min = 28
avg = 28.0
max = 28

Log Likelihood = 2078.362

D.lnfpr	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ECT						
fecon	-.1118954	.0510933	-2.19	0.029	-.2120365	-.0117543
txachsec	.0004983	.0006952	0.72	0.474	-.0008642	.0018608
lpibh	3.584703	1.053604	3.40	0.001	1.519678	5.649729
lpibh2	-.2988344	.087158	-3.43	0.001	-.4696609	-.1280078
ouv	-.0006259	.0004808	-1.30	0.193	-.0015683	.0003166
chomh	.016021	.0108013	1.48	0.138	-.0051492	.0371912
SR						
ECT	-.0111556	.0060614	-1.84	0.066	-.0230356	.0007245
fecon						
D1.	.0330404	.0419588	0.79	0.431	-.0491973	.1152781
txachsec						
D1.	-.00015	.0001838	-0.82	0.414	-.0005102	.0002103
lpibh						
D1.	-.1245666	.1031491	-1.21	0.227	-.326735	.0776018
lpibh2						
D1.	.0099561	.0084006	1.19	0.236	-.0065087	.026421
ouv						
D1.	-.0000536	.0001141	-0.47	0.639	-.0002773	.0001701
chomh						
D1.	-.0098293	.0041893	-2.35	0.019	-.0180403	-.0016183
_cons	-.0640767	.0365683	-1.75	0.080	-.1357493	.0075958

Mean Group Estimation: Error Correction Form
(Estimate results saved as mg)

D.lnfpr	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ECT						
fecon	-.1379613	.0956729	-1.44	0.149	-.3254768	.0495541
txachsec	-.0081826	.0047427	-1.73	0.084	-.0174781	.0011128
lpibh	-3.817166	4.240709	-0.90	0.368	-12.1288	4.49447
lpibh2	.2779063	.3134439	0.89	0.375	-.3364325	.8922451
ouv	-.0013748	.0069852	-0.20	0.844	-.0150656	.012316
chomh	-.0808723	.0512473	-1.58	0.115	-.1813152	.0195705
SR						
ECT	.1040198	.0500422	2.08	0.038	.005939	.2021007
fecon						
D1.	-.0112126	.0191465	-0.59	0.558	-.048739	.0263139
txachsec						
D1.	-.0005896	.0005357	-1.10	0.271	-.0016396	.0004605
lpibh						
D1.	.0376965	.0484139	0.78	0.436	-.057193	.132586
lpibh2						
D1.	-.0027506	.0036328	-0.76	0.449	-.0098706	.0043695
ouv						
D1.	.0001324	.0001206	1.10	0.272	-.0001039	.0003688
chomh						
D1.	-.0087716	.0075463	-1.16	0.245	-.023562	.0060189
_cons	.1522298	.6855036	0.22	0.824	-1.191333	1.495792

. hausman mg pmg

	Coefficients			
	(b) mg	(B) pmg	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
fecon	-.1379613	-.1118954	-.026066	.0808874
txachsec	-.0081826	.0004983	-.0086809	.0046914
lpibh	-3.817166	3.584703	-7.401869	4.10774
lpibh2	.2779063	-.2988344	.5767406	.3010823
ouv	-.0013748	-.0006259	-.000749	.0069686
chomh	-.0808723	.016021	-.0968934	.0500961

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtpmg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtpmg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(6) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 1.75
Prob>chi2 = 0.9412
(V_b-V_B is not positive definite)