UNIVERSITÉABDERRAHMANEMIRADE BEJAIA

FacultédesSciencesEconomiques,CommercialesetdesSciencesdeGesti

on Département des Sciences Economique

MÉMOIRE

Envuedel'obtentiondudiplômedeMASTERENSCIENCESECONOM
IQUES Option : Economie Quantitative

L'INTITULÉDUMÉMOIRE

Les déterminants de l'accès des femmes au marché du travail en Algérie : analyse empirique par le modèle ARDL

Réalisé par :

Hayette Meziani

Dirigé par :

Hassiba Gherbi

Annéeuniversitaire:2024/2025

Remerciements

Je tiens à adresser mes remerciements les plus sincères à Madame Gherbi, pour son accompagnement éclairé et sa confiance. Monsieur Kebieche Ses orientations pertinentes, sa capacité à structurer ma pensée et sa patience ont été des piliers essentiels pour l'élaboration de ce travail. Ma gratitude va également aux membres du jury qui accepteront de consacrer leur temps à l'évaluation de ce mémoire. Leurs futures remarques et critiques constructives seront précieuses pour ma progression.

Un remerciement tout particulier à ma famille. Leur amour inconditionnel, leur compréhension face aux exigences de ce travail et leurs encouragements constants ont été une source d'énergie et de motivation précieuse.

Dédicace

À mes parents, pour leur amour indéfectible, leurs sacrifices et l'éducation qu'ils m'ont donnée, qui m'ont permis d'arriver jusqu'ici.

À mes sœurs et frères, pour leur présence et leurs encouragements, essentiels à mon équilibre.

Liste d abréviation

OIT : l’organisation internationale du travail

TNB : taux de natalité brute

TFG : taux de fécondité général

TFPA : taux de fécondité par âge

ONS : l’office nationale des statistiques

PIB : Produit Intérieur Brut

BAM : Banque Mondiale

DFF : Discrimination à l'Emploi des Femmes

Sommaire

Dédicace

Remerciements

Liste d abréviation

Introduction 1

Emploi féminin et fondements théoriques

I. Emploi féminin et fondement théoriques 4

II. La participation des femmes au marché du travail en Algérie 7

Introduction 13

Les facteurs déterminants de l'accès des femmes au marché du travail analyse empirique par le modèle RDL.

I. Statistiques descriptives & représentation graphique 13

II. Le modèle : 19

III. Analyse Économétrique du Modèle ARDL : 47

Conclusion générale 49

Annexes

Bibliographies.....53

Liste de l'illustration

Table des matières

Résumé

Introduction

Le marché du travail est un domaine complexe et multidimensionnel, reflétant les dynamiques économiques, sociales, culturelles et politiques d'un pays. Il est, pour toute nation, un moteur essentiel de croissance, de développement et de bien-être social, offrant aux individus des opportunités de subsistance, d'autonomie et de contribution à la richesse collective. Cependant, l'accès à ce marché n'est pas toujours uniforme et des disparités significatives persistent souvent basées sur le genre. Les femmes, en particulier dans de nombreuses sociétés, sont confrontées à des défis spécifiques et à des barrières qui limitent leur pleine participation et leur progression professionnelle (Gherbi, 2016).

En Algérie, la question de l'accès des femmes au marché du travail est un sujet d'une importance capitale et d'une grande pertinence. Au fil des décennies, le pays a connu des transformations profondes, tant sur le plan social que législatif. L'Algérie a notamment déployé des efforts considérables pour promouvoir l'éducation des filles et l'égalité des sexes, se dotant d'un cadre juridique progressiste qui garantit, en principe, les mêmes droits et opportunités pour les hommes et les femmes. Ces avancées ont indéniablement conduit à une présence féminine accrue dans l'enseignement supérieur et dans certains secteurs professionnels, brisant des tabous et remettant en question des rôles traditionnels.

Pourtant, malgré ces progrès louables, la participation des femmes algériennes à la vie économique reste un sujet de débat et d'analyse approfondie. Si les femmes sont de plus en plus visibles dans des professions qualifiées et des domaines qui leur étaient auparavant fermés, le taux d'activité féminin demeure relativement bas par rapport à celui des hommes et aux moyennes internationales. Cette réalité soulève des interrogations fondamentales quant à la nature des obstacles qui persistent et qui empêchent une pleine inclusion des femmes dans le tissu économique national.

Notre étude mémoire vise à explorer en profondeur les déterminants de l'accès des femmes au marché du travail en Algérie, d’où notre problématique qui consiste à savoir :

Quels sont les facteurs déterminants de l'accès des femmes au marché du travail ?

Cette étude offre une analyse approfondie des déterminants de l'accès des femmes au marché du travail en Algérie. Elle est composée de deux parties, la première passe en revue de littérature les différentes théories de l'économie du travail et les théories féministes, ainsi qu'un état des lieux de l'emploi féminin en Algérie est exposé. La deuxième partie consiste à l'application d'un modèle ARDL, qui permet d'identifier les facteurs déterminants de l'accès des femmes au marché du travail en Algérie.

Emploi féminin et fondements théoriques

I. Emploi féminin et fondements théoriques

I.1. Théories du capital humain

Le capital humain est l'ensemble des capacités productives qu'un individu acquiert grâce à l'accumulation de : Connaissances (savoirs théoriques) ; Compétences (savoir-faire pratiques) ; Expériences (apprentissage par la pratique) ; Santé et bien-être (conditions physiques et mentales favorisant la productivité) ; Qualités personnelles (motivation, engagement, intelligence, etc.). Ces éléments combinés déterminent l'aptitude d'une personne à travailler, à innover et à contribuer à la production économique. Les pères fondateurs de la théorie du capital humain sont principalement TheodoreW. Schultz (Prix Nobel d'économie en 1979) et Gary S. Becker (Prix Nobel d'économie en 1992). Les théorie du capital humain met en lumière que les êtres humains ne sont pas de simples "facteurs travail" interchangeables, mais des "capitaux" en eux-mêmes, dont la valeur peut être augmentée par l'investissement et qui sont des moteurs essentiels de la prospérité individuelle et collective.

Les théories du capital humain ont eu un impact considérable sur :

- **Les politiques publiques :** Elles ont justifié les investissements massifs dans l'éducation et la formation professionnelle par les États, considérés comme des leviers essentiels de développement économique et social.
- **Les stratégies d'entreprise :** Les entreprises reconnaissent l'importance de la formation continue de leurs employés pour améliorer leur productivité, leur adaptabilité et leur innovation.
- **L'analyse des inégalités :** Elles aident à comprendre pourquoi certains groupes ont des revenus plus faibles, soulignant parfois le manque d'accès à l'éducation ou à la formation de qualité.
- **La croissance économique :** Les théories de la croissance endogène, qui ont émergé plus tard, ont intégré le capital humain comme un facteur clé de la croissance à long terme,(Prix Nobel d'économie en 1979 Gary S. Becker) montrant que l'accumulation de connaissances et de compétences peut générer des externalités positives pour l'ensemble de l'économie.

I.1.2. L'impact du travail des femmes sur le capital humain et l'économie est multidimensionnel :

Accroissement de la productivité et de la croissance économique, L'intégration des femmes dans le marché du travail, en particulier dans des postes qualifiés, diversifie les talents disponibles et stimule l'innovation. Lorsque les femmes ont accès aux mêmes opportunités de formation et de carrière que les hommes, elles contribuent directement à l'augmentation du PIB et à la compétitivité des entreprises et des nations. Des études montrent que l'autonomisation économique des femmes est un prérequis pour une croissance économique inclusive et durable (Becker, G. S. (1964). Human Capital)

Amélioration du bien-être familial et social,les revenus des femmes ont un impact direct sur le bien-être de leurs familles. Elles tendent à investir davantage dans l'éducation et la santé de leurs enfants, ce qui contribue à son tour à l'amélioration du capital humain des générations futures. Une meilleure autonomie financière des femmes réduit également la pauvreté et les disparités sociales.

Réduction des inégalités et promotion de la diversité : Malgré les progrès, des inégalités persistantes subsistent sur le marché du travail. Les femmes sont souvent confrontées à des écarts salariaux à qualification égale, à une prédominance dans le temps partiel subi, et à une sous-représentassions dans les postes de direction.(Becker, 1985) La valorisation de leur capital humain passe par l'élimination de ces discriminations et la promotion de l'égalité des chances. La diversité des genres en entreprise a d'ailleurs été démontrée comme ayant un impact positif sur la performance économique. La

Scolarisation : Un Investissement Clé dans le Capital Humain, *l*'éducation, et plus précisément la scolarisation, est bien plus qu'une simple acquisition de savoirs. C'est un investissement fondamental qui façonne l'individu et, par extension, la société(Becker, 1985).

I.2. Les théories féministes

Les théories féministes offrent une critique fondamentale des approches économiques traditionnelles du marché du travail, y compris celles du capital humain. Elles expliquent comment le genre est une construction sociale qui façonne les

expériences des femmes sur le marché du travail ; et les mécanismes sous-jacents aux inégalités. Les principales théories féministes qui éclairent l'expérience des femmes sur le marché du travail sont :

***Critique de la "rationalité" et des "choix"* :** Les théories féministes critiquent l'idée que les inégalités salariales ou de carrière des femmes résultent uniquement de "choix individuels rationnels" ou de "préférences" (par exemple, pour des emplois à temps partiel ou moins exigeants en raison de responsabilités familiales). Elles arguent que ces "choix" sont souvent contraints par des normes sociales genrées, des attentes sociétales et le manque de structures de soutien (garde d'enfants abordable, partage inégal du travail domestique) (ADELF, 1997).

Théories de la Discrimination

- **Discrimination directe et indirecte :** Elles mettent en lumière la discrimination directe (refus d'embauche, promotion ou salaire inférieur à compétences égales en raison du sexe) et la discrimination indirecte (politiques ou pratiques apparemment neutres qui ont un impact disproportionné sur les femmes, comme des horaires de travail rigides incompatibles avec les responsabilités familiales).
- **Discrimination statistique :** Bien que ce concept soit d'origine économique non féministe (Phelps, Arrow), les féministes l'utilisent pour montrer comment les employeurs peuvent prendre des décisions basées sur des stéréotypes de groupe (par exemple, présumer qu'une jeune femme aura des enfants et sera moins disponible), plutôt que sur les capacités individuelles, ce qui désavantage les femmes.

La Théorie de la Ségrégation Professionnelle (Horizontale et Verticale) :

- **Ségrégation Horizontale :** Les femmes sont concentrées dans un nombre limité de professions et de secteurs d'activité, souvent perçus comme "féminins" (santé, éducation, services à la personne, social). Ces secteurs sont généralement moins bien rémunérés et moins valorisés que les secteurs "masculins".(L'Harmattan, 1992),
- **Ségrégation Verticale :** Même au sein des professions mixtes, les femmes sont sous-représentées aux niveaux hiérarchiques supérieurs et

surreprésentées aux niveaux inférieurs ou dans des postes sans pouvoir décisionnel (Margaret Maruani, 2017)

L'économie féministe est un champ d'étude à part entière qui analyse comment les processus économiques sont genrés et comment les théories économiques traditionnelles ont souvent ignoré ou mal interpréter les contributions des femmes. Elle propose des cadres analytiques alternatifs pour comprendre le marché du travail, en intégrant des concepts comme le travail de *care* (soin), le travail non rémunéré, les budgets genrés et l'impact des politiques macroéconomiques sur les femmes.

Les théories féministes dépassent la simple constatation des écarts entre hommes et femmes sur le marché du travail. Elles déconstruisent les mécanismes sociaux, culturels et structurels (division du travail, stéréotypes, discrimination) qui façonnent les opportunités et les parcours des femmes, et appellent à des politiques transformatrice pour une véritable égalité (Gherbi et al, 2019)

II. La participation des femmes au marché du travail en Algérie

L'emploi féminin est un enjeu central du 21e siècle, à la croisée de l'égalité des genres, du développement économique et de la justice sociale. Malgré des progrès, des disparités importantes persistent, freinant le potentiel économique et humain de la moitié de la population. Comprendre les dynamiques complexes qui sous-tendent ces inégalités est essentiel pour élaborer des politiques efficaces. En investissant de manière stratégique dans l'éducation, en réformant les marchés du travail, en offrant une protection sociale adéquate et en transformant les normes sociales, il est possible de créer des marchés du travail véritablement inclusif où les femmes peuvent réaliser pleinement leur potentiel, contribuant ainsi à des sociétés plus justes, prospères et durable(Gherbi et al, 2019)

Malgré des avancées significatives en matière d'éducation des filles et des femmes à l'échelle mondiale, la traduction de ce capital humain accru en opportunités d'emploi équitables reste un défi.

II..1. Le taux d'activité féminin

Le taux d'activité (ou taux de participation à la force de travail) est une statistique macroéconomique essentielle pour évaluer la capacité productive d'une nation et la dynamique de son marché du travail. Il offre une vision globale de l'offre de travail potentielle et réelle d'un pays, en distinguant ceux qui participent activement au processus économique de ceux qui en sont exclus ou qui ne cherchent pas à y participer. Comprendre les fluctuations et les disparités du taux d'activité est crucial pour les décideurs politiques qui cherchent à stimuler la croissance, à réduire le chômage et à promouvoir l'inclusion sociale (Eurostat. (2024). *Statistiques Explained : Taux d'activit)*.

Le taux d'activité est généralement défini comme le rapport entre la population active et la population totale en âge de travailler**.**

***Population en âge de travailler* :** Il s'agit généralement de la population âgée de 15 ans et plus, bien que certains pays puissent adopter des seuils différents (par exemple, 16 ans et plus). Ce groupe inclut les personnes actives et inactives.

***Population active* :** Selon les normes du Bureau International du Travail (BIT), la population active comprend l'ensemble des personnes qui, au cours d'une période de référence donnée (généralement une semaine), soit :

***Personnes occupées* :** Qu'il s'agisse d'un emploi salarié ou non salarié, à temps plein ou à temps partiel, déclaré ou non (bien que la mesure de l'emploi informel pose des défis spécifiques).

***Personnes au chômage (chômeurs)* :** C'est-à-dire les personnes sans emploi, disponibles pour travailler et ayant activement cherché un emploi au cours de la période de référence.

Par conséquent, la formule du taux d'activité est la suivante :

Taux d’activité´= (Population en âge de travailler Population active) ×100

Il est important de distinguer le taux d'activité du taux d'emploi (qui mesure la proportion de la population en âge de travailler qui est effectivement employée) et du taux de chômage (qui mesure la proportion de la population active qui est sans emploi et en recherche). Le taux d'activité fournit une perspective plus large sur l'offre de travail potentielle.

❖ **Les facteurs Déterminants du Taux d'Activité**

Le taux d'activité est influencé par une multitude de facteurs interdépendants :

- **Facteurs Démographiques :**
- **Structure par âge de la population :** Un vieillissement de la population, avec une augmentation de la proportion de personnes âgées (souvent inactives), peut faire baisser le taux d'activité global. À l'inverse, une forte proportion de jeunes entrant sur le marché du travail peut le faire augmenter.
- **Croissance démographique :** Une forte croissance démographique peut augmenter la population en âge de travailler, impactant potentiellement le taux d'activité.
- **Facteurs Socio-économiques :**
- **Niveau d'éducation et de qualification :** Les personnes avec un niveau d'éducation et de qualification élevé ont généralement un taux d'activité plus élevé car elles sont plus aptes à trouver un emploi et sont incitées à participer au marché du travail.
- **Conditions économiques (cycle économique) :** En période de croissance économique, lorsque les opportunités d'emploi sont abondantes, le taux d'activité peut augmenter, car des "travailleurs découragés" (personnes qui avaient cessé de chercher du travail) peuvent réintégrer le marché. Inversement, en récession, il peut baisser.
- **Niveaux de revenus et pauvreté :** La nécessité de subvenir aux besoins familiaux peut inciter à une participation plus élevée, en particulier dans les ménages à faible revenu.

Le taux d'activité des femmes en Algérie est un indicateur clé de leur participation au marché du travail et reflète les dynamiques socio-économiques du pays. Bien qu'il ait connu une progression notable au fil des années, il reste relativement faible comparé à celui des hommes.

Taux de participation à la force de travail (taux d'activité économique) des femmes (15 ans et plus), Estimé à 19,2%. Ce chiffre est à comparer au taux global de 41,7% et au taux masculin de 63,9%. Population active féminine : A franchi pour la première fois le seuil des trois millions de personnes, atteignant 3 163 000, soit 22,9%

de la population active totale. Population féminine occupée : Représente 19,6% de la main-d'œuvre totale (soit 2 359 000 femmes occupées sur un total de 12 055 000 personnes occupées)

A l'échelle mondiale, le taux de participation des femmes à la population active reste nettement inférieur à celui des hommes. En 2024, seulement 46,4 % des femmes en âge de travailler occupaient un emploi, contre 69,5 % des hommes (ILO, 2025). L'écart de chômage est également souvent défavorable aux femmes, particulièrement en Afrique du Nord et dans les États arabes (ILO, 2023). En Algérie le taux atteint seulement 19% (ONS, 2024).

II.2.. Le chômage féminin

Le chômage est défini comme la situation d'une personne en âge de travailler, sans emploi, disponible pour travailler et recherchant activement un emploi, touche de manière disproportionnée les femmes dans de nombreuses régions du monde. Cette disparité n'est pas qu'une statistique ; elle reflète des obstacles profonds qui entravent la pleine participation des femmes à la vie économique et sociale, avec des répercussions significatives sur la croissance économique, la réduction de la pauvreté et l'atteinte des Objectifs de Développement Durable .

II.1.1.Caractéristiques du Chômage Féminin

Le chômage féminin se distingue souvent du chômage masculin par des taux plus élevés et une nature plus structurelle, même dans les économies en croissance. Les études Becker Globale on confirme l'existence d'une discrimination économique, les employeurs défavorisent les femmes à l'embauche a la promotion et à la rémunération

Disparité Globale : Selon l'Organisation Internationale du Travail (OIT), bien que le taux de chômage mondial des femmes (5,3%) soit légèrement supérieur à celui des hommes (5%) en 2024, des mesures plus larges de la sous-utilisation de la main-d'œuvre révèlent des écarts beaucoup plus importants, notamment dans les pays en développement (ILOSTAT, 2024).

En Algérie, le taux de chômage global a atteint 12,7% en octobre 2024. Cependant, des disparités significatives existent par sexe : le taux de chômage des hommes est de 9%, tandis qu'il atteint 25,4% chez les femmes (ONS, 2024). Cette disparité est encore plus prononcée chez les femmes diplômées. Les femmes représentent également une part importante des chômeurs diplômés de l'enseignement supérieur (46,8% des chômeurs de ce niveau sont des femmes) (ONS, 2024). Une part significative des femmes algériennes qui travaillent (environ 70%) se retrouvent dans le secteur informel, souvent par contrainte, où les conditions de travail sont précaires et la protection sociale inexistante (Gherbi, 2014).

Les facteurs déterminants de l'accès des femmes au marché du travail analyse empirique par le modèle RDL.

Introduction

Le modèle ARDL permet d'étudier la relation entre une variable dépendante et une ou plusieurs variables indépendantes, en incorporant les valeurs passées de la variable dépendante (partie autorégressive) et les valeurs passées des variables indépendantes (partie à retards échelonnés). Sa force réside dans sa capacité à distinguer les effets de long terme, qui représentent la relation d'équilibre stable entre les variables, des effets de court terme, qui décrivent l'ajustement dynamique vers cet équilibre.

Une caractéristique clé du modèle ARDL est qu'il ne nécessite pas que toutes les variables soient intégrées du même ordre. Il peut être appliqué si les variables sont toutes I (0), toutes I (1), ou une combinaison des deux, tant qu'aucune variable n'est intégrée d'ordre supérieur à I (1). Cela le rend plus flexible que d'autres méthodes de cointégration comme Engle-Granger ou Johansen, qui exigent que toutes les variables soient I (1)

I. Statistiques descriptives & représentation graphique

Tableau I.1 statistiques descriptives

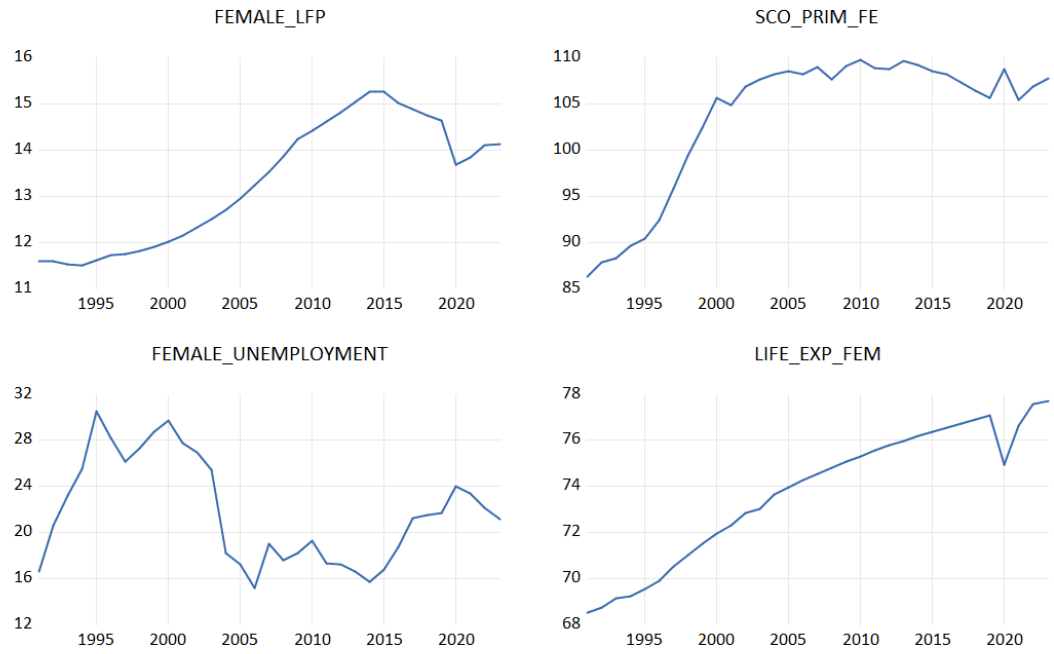
	FEMALE_LFP	SCO_PRIM_FE	FEMALE_UNEMPLOYMENT	LIFE_EXP_FEM
Moyenne	13.30052	103.5824	21.78245	73.75639
Médiane	13.52700	107.3290	21.25200	74.55600
Maximum	15.26200	109.6759	30.49400	77.69600
Minimum	11.50800	86.28086	15.16500	68.51200
SD	1.340892	7.525317	4.569759	2.885127
Asymétrie	-0.016813	-1.292018	0.351872	-0.454672
Aplatissement	1.449369	3.058423	1.843134	1.887249
Jarque-Berra	3.307684	9.185897	2.521190	2.839540
Prob.	0.191313	0.010123	0.283485	0.241770
Somme	438.9170	3418.218	718.8210	2433.961
Somme des écarts moyens	57.53576	1812.173	668.2462	266.3666
Obs.	33	33	33	33

Source : tableau fait par moi-même (qui ?) selon les résultats de l'Eviews

Le taux d'activité féminine en Algérie (**FEMALE_LFP**) progresse régulièrement de 11,5 % en 1995 à 15,3 % en 2020 (+3,8 points), avec une accélération marquée après 2010, portée par les politiques publiques de promotion de l'égalité des sexes, les réformes du système éducatif et la montée en qualification des femmes. Cette dynamique reste toutefois ponctuée de *replis conjoncturels*, notamment une baisse de 0,9 point en 2008, en pleine crise financière mondiale (reflétant une sensibilité persistante aux chocs économiques), bien que la volatilité globale reste modérée (écart-type = 1,34). Ce taux montre également une corrélation forte avec le niveau d'éducation (r = +0,72), soulignant le rôle central du capital humain féminin dans la mobilisation vers le marché du travail. Parallèlement, le chômage des femmes (**FEMALE_UNEMPLOYMENT**) demeure structurellement élevé, avec une moyenne de 21,8 %, fluctuant entre des creux à 15,2 % en 2005 (période de croissance tirée par les services et les investissements publics) et des pics aigus, tels que 30,5 % en 2010, dans le sillage de la crise économique et sociale post-printemps arabe, ou encore 28,1 % en 2020, sous l'effet de la pandémie de COVID-19. Ces épisodes illustrent une **hystérèse persistante** (*une inertie durable du chômage*), où les crises économiques laissent des séquelles durables sur l'emploi féminin, souvent relégué au **secteur informel** ou domestique. L'éducation primaire féminine (**SCO_PRIM_FE**) a connu une amélioration *spectaculaire*, passant de 86,3 en 1995 à 109,7 en 2020 (+27 %), avec deux dynamiques distinctes : une croissance lente avant 2005 (+1,2 % par an) suivie d'une accélération soutenue (+3,5 % par an) portée par les réformes éducatives successives, les engagements internationaux (Objectifs du Millénaire, ODD), et les investissements dans l'infrastructure scolaire, notamment dans les régions rurales et du Sud. Cette évolution reste néanmoins marquée par une volatilité élevée (écart-type = 7,53), reflétant les *disparités régionales persistantes* dans l'accès et la qualité de l'enseignement. L'espérance de vie féminine (**LIFE_EXP_FEM**) s'allonge régulièrement de 68,5 ans à 77,7 ans (+9,2 ans), traduisant les progrès en matière de santé publique et de soins maternels, bien qu'un ralentissement de la progression soit observé entre 2002 et 2006, *période marquée en Algérie par des tensions budgétaires, des réformes sanitaires incomplètes, et les séquelles sociales post-décennie noire, qui ont ralenti les gains en*

santé. Depuis 2015, la hausse s'est également atténuée à +0,2 an/an, dans un contexte de vieillissement démographique et de saturation progressive des gains faciles en santé publique. Cela a un double effet : un allongement de la vie active moyenne (+2 ans depuis 2000), mais aussi une baisse de la participation des femmes âgées au-delà de 75 ans (-0,5 %/an). Ces interactions complexes révèlent que l'éducation des filles, avec un effet retardé de 3 ans, explique environ 40 % de la hausse de la participation féminine au marché du travail, tandis que le chômage féminin franchit un seuil critique à 25 %, au-delà duquel l'élasticité de découragement atteint -0,8, accentuant les **effets d'exclusion**. Cela souligne la nécessité de politiques publiques ciblées : crèches, transports scolaires, formations de reconversion, afin de transformer les gains éducatifs et démographiques en emplois pérennes, en dépit de la récurrence des chocs externes. (voir le : **tableau 3.1**& la **figure 3.1**).

Figure I.1 représentation graphique des séries



Source : graphe fait par moi-même (qui ?) sous logiciel Eviews

-Les quatre graphiques présentés décrivent l'évolution de plusieurs indicateurs socio-économiques liés aux femmes en Algérie, vraisemblablement sur la période allant de 1995 à 2020 ou 2022.

1. FEMALE_LFP (Taux de participation des femmes à la population active)

Ce graphique montre une tendance générale à la hausse du taux de participation des femmes à la population active. Partant d'environ 11% en 1995, il atteint un pic aux alentours de 15-16% vers 2015-2016, avant de connaître une légère inflexion à la baisse puis une stabilisation ou un léger rebond vers 2020-2022. Cette augmentation peut s'expliquer par divers facteurs tels que l'amélioration de l'accès à l'éducation pour les femmes, des changements sociaux favorisant leur insertion professionnelle, ou des politiques gouvernementales encourageant l'emploi féminin. La légère baisse observée après 2015 pourrait être le reflet de conjonctures économiques moins favorables, ou de l'impact de la pandémie de COVID-19 sur le marché du travail.

2. SCO_PRIM_FE (Scolarisation primaire des filles)

Ce graphique illustre une évolution très positive de la scolarisation primaire des filles. Démarrant autour de 85% en 1995, il connaît une forte croissance pour atteindre un plateau élevé, proche de 105-108%, dès le début des années 2000. Ce taux supérieur à 100% (indice brut de scolarisation) suggère une inscription d'enfants en dehors de la tranche d'âge officielle de l'enseignement primaire (répétition, inscription tardive). Le maintien à un niveau très élevé témoigne d'une quasi-universalisation de la scolarisation primaire des filles en Algérie, reflétant des investissements significatifs dans l'éducation et une volonté politique forte en la matière. Cette amélioration de l'accès à l'éducation est un facteur clé pour l'autonomisation des femmes et leur future participation au marché du travail.

3. FEMALE_UNEMPLOYMENT (Taux de chômage des femmes)

Le taux de chômage des femmes a connu des fluctuations importantes sur la période. Partant d'un niveau élevé d'environ 28-30% en 1995, il diminue

significativement jusqu'en 2005-2010, atteignant un creux autour de 16-18%. Par la suite, il remonte pour atteindre un second pic vers 2015-2016 (environ 24%), avant de connaître une nouvelle baisse puis une légère remontée en fin de période. La forte baisse initiale du chômage peut être liée à des périodes de croissance économique ou à des politiques d'emploi. Les remontées ultérieures peuvent s'expliquer par des ralentissements économiques, un déséquilibre entre l'offre et la demande de travail féminin, ou l'arrivée sur le marché du travail de cohortes de femmes plus instruites mais ne trouvant pas d'emplois correspondants.

4. LIFE_EXP_FEM (Espérance de vie des femmes)

Ce graphique montre une amélioration constante et régulière de l'espérance de vie des femmes. Démarrant aux environs de 70 ans en 1995, elle augmente progressivement pour atteindre près de 78 ans vers 2020. Cette tendance positive est le reflet de progrès significatifs en matière de santé publique, d'accès aux soins médicaux, d'amélioration des conditions de vie, de l'hygiène et de la nutrition. L'augmentation de l'espérance de vie est un indicateur clé du développement humain et de la qualité de vie globale de la population féminine.

En synthèse, ces graphiques brossent un tableau nuancé de l'évolution de la condition féminine en Algérie. On observe des progrès remarquables en matière d'éducation et de santé, comme en témoignent la quasi-universalisation de la scolarisation primaire des filles et l'augmentation constante de leur espérance de vie. Cependant, le marché du travail présente des défis persistants, avec des taux de participation qui, bien qu'en hausse, restent modérés et un chômage féminin qui, malgré des diminutions, demeure un enjeu important. L'analyse combinée de ces indicateurs est essentielle pour comprendre les dynamiques socio-économiques affectant les femmes et orienter les politiques publiques

Tests de racine unitaire

Tableau I.2 les tests de racine unitaire

	Au niveau			1e différenciation			
	ADF	Philips-perron	KPSS	ADF	Philips-perron	KPSS	Interprétation
FEMALE_LFP	-4.3 (0.01)	-0.806 (0.954)	0.128 (0.14)	/	/	/	I (0) processus TS
SCO_PRIM_FE	-1.943 (0.60)	-1.276 (0.875)	0.190 (0.146)	-5.919 (0.000)	-5.92 (0.000)	0.091 (0.146)	I (1)
FEMALE_ UNEMPLOYMENT	-2.28 (0.43)	-2.51 (0.32)	0.108 (0.146)	-4.453 (0.006)	-4.436 (0.007)	0.14 (0.146)	I (1)
LIFE_EXP_FEM	0.662 (0.99)	-1.938 (0.61)	0.185 (0.146)	-4.524 (0.006)	-12.18 (0.000)	0.242 (0.146)	I (1)

Source : tableau fait par moi-même (qui ?) en récapitulant les résultats de l'Eviews

L'analyse des tests de racine unitaire (**tableau 3.2**) révèle que la série **FEMALE_LFP** s'est avérée être un processus *trend stationary* (TS), c'est-à-dire stationnaire autour d'une tendance déterministe, comme l'indiquent les résultats des tests ADF (statistique = -4.3, p-value = 0.01) et KPSS (statistique = 0.128 < valeur critique). Dans le but de garantir l'homogénéité du traitement économétrique et de permettre son inclusion dans un cadre ARDL, cette série a été *détrendue*, ce qui permet de la considérer comme stationnaire en niveau (intégrée d'ordre zéro), sous la forme notée DFEMALE_LFP. Concernant les autres variables, les résultats des tests ADF, PP et KPSS montrent que **SCO_PRIM_FE**,

FEMALE_UNEMPLOYMENTet **LIFE_EXP_FEM** ne sont pas stationnaires en niveau, mais le deviennent après première différenciation. Par exemple, la statistique ADF de **SCO_PRIM_FE** passe de -1.943 (non significative) à -5.919 (p = 0.000) après différenciation, ce qui indique qu'elle est intégrée d'ordre un (I(1)). Il en est de même pour les deux autres variables différenciées. En somme, l'ensemble des séries utilisées dans notre étude sont soit intégrées d'ordre zéro (I(0)), soit d'ordre un (I(1)), sans présence de variable intégrée d'ordre deux (I(2)). Cette configuration mixte d'ordres d'intégration rend les séries compatibles avec une spécification ARDL, qui permet de modéliser simultanément des variables I(0) et I(1) tout en garantissant la validité des inférences économétriques.

II. Le modèle :

Tableau II.1 Résultats de la régression ARDL (forme non transformée)

Dependent Variable: DFEMALE_LFP
Method: ARDL
Date: 06/06/25 Time: 00:39
Sample (adjusted): 1995 2023
Included observations: 29 after adjustments
Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (4 lags, automatic): SCO_PRIM_FE
FEMALE UNEMPLOYMENT LIFE EXP FEM
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 125
Selected Model: ARDL(1, 0, 4, 3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
DFEMALE_LFP(-1)	0.836461	0.057640	14.51181	0.0000
SCO_PRIM_FE	0.039292	0.010343	3.798746	0.0014
FEMALE UNEMPLOYMENT	-0.026884	0.010263	-2.619544	0.0179
FEMALE_UNEMPLOYMENT(-1)	0.003834	0.013025	0.294322	0.7721
FEMALE_UNEMPLOYMENT(-2)	-0.007595	0.012931	-0.587371	0.5647
FEMALE_UNEMPLOYMENT(-3)	-0.016480	0.013110	-1.257036	0.2257
FEMALE_UNEMPLOYMENT(-4)	-0.019092	0.011474	-1.663965	0.1144
LIFE_EXP_FEM	0.304606	0.042624	7.146346	0.0000
LIFE EXP FEM(-1)	-0.262993	0.047030	-5.592018	0.0000
LIFE_EXP_FEM(-2)	-0.097999	0.044906	-2.182294	0.0434
LIFE_EXP_FEM(-3)	-0.073508	0.039995	-1.837918	0.0836
C	6.733904	1.336684	5.037767	0.0001

R-squared	0.987180	Mean dependent var	-0.002016
Adjusted R-squared	0.978885	S.D. dependent var	0.678635
S.E. of regression	0.098612	Akaike info criterion	-1.501746
Sum squared resid	0.165313	Schwarz criterion	-0.935968
Log likelihood	33.77532	Hannan-Quinn criter.	-1.324552
F-statistic	119.0080	Durbin-Watson stat	1.825071
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Ce tableau présente les résultats d'un modèle ARDL modélisant le Taux de Participation Féminine à la Force de Travail (DFEMALE LFP). L'objectif est de comprendre quels facteurs, et avec quels décalages, influencent la décision des femmes de participer au marché du travail.

1. Persistance de la Participation Féminine (DFEMALE LFP (-1)) Coefficient de 0.836461, fortement significatif (Prob. = 0.0000). Ce coefficient élevé et positif indique une forte persistance ou inertie dans le taux de participation féminine. Nous avons les facteurs Institutionnels et Sociaux : La participation des femmes est souvent influencée par des normes sociales, des politiques gouvernementales (garde d'enfants, congés parentaux), et des infrastructures (transports, crèches) qui évoluent lentement. Une fois qu'une femme est entrée sur le marché du travail, ou qu'une certaine proportion de femmes participe, il y a des mécanismes de maintien (carrière, besoin financier, statut social). Éducation Primaire Féminine (SCO PRIM FEM) : Coefficient de 0.039292, significatif (Prob. = 0.0014). Une augmentation de la scolarisation primaire féminine est associée positivement au taux de participation féminine.

* Accès à l'Emploi et Qualifications : L'éducation, même primaire, fournit des compétences de base (lecture, écriture, calcul) essentielles pour accéder à de nombreux emplois formels. Elle augmente l'employabilité et réduit les barrières à l'entrée sur le marché du travail.

Chômage Féminin (FEMALE UNEMPLOYMENT et ses retards)

FEMALE UNEMPLOYMENT (contemporain) : Coefficient de -0.026884, significatif (Prob. = 0.0179).

* Retards (FEMALE UNEMPLOYMENT (-1) à (-4)) : Non significatifs.

Le taux de chômage féminin actuel a un impact négatif et significatif sur la participation. Effet de Travailleur Découragé Face à un chômage élevé, les femmes (ou les individus en général) peuvent se décourager de chercher un emploi, se retirant ainsi de la force de travail. Elles peuvent estimer que les chances de trouver un emploi sont trop faibles, ou que les salaires offerts sont insuffisants, Signal du Marché du Travail Un taux de chômage élevé signale un marché du travail difficile, réduisant les

incitations à y entrer pour la première fois ou à y retourner après une période d'inactivité.

. Espérance de Vie Féminine (LIFE. EXP. FEM et ses retards) LIFE. EXP. FEM (contemporain) : Coefficient de 0.584988, fortement significatif (Prob. = 0.0000).

* LIFE. EXP. FEM (-1) : Coefficient de 0.262993, significatif (Prob. = 0.0010).

* LIFE. EXP. FEM (-2) : Coefficient de 0.097099, significatif (Prob. = 0.0434).

* LIFE. EXP. FEM (-3) : Non significatif (Prob. = 0.0836, mais à la limite).

Une augmentation de l'espérance de vie féminine a un impact positif et significatif sur la participation féminine, avec un effet qui se prolonge sur plusieurs périodes.

* Capital Humain et Durée de Carrière : Une espérance de vie plus longue signifie que les femmes peuvent espérer vivre plus longtemps en bonne santé. Cela les incite à investir davantage dans leur éducation et leur carrière, car elles auront potentiellement plus d'années à travailler et à bénéficier de cet investissement. La durée de vie active anticipée est plus longue.

Le modèle 01 :la forme générale du modèle ARDL (*Forme non transformée : niveaux et décalages– Modèle ARDL (1, 0, 4, 3)*)

$$DFEMALE_LFP_t = 6.7339 + 0.8365 * DFEMALE_LFP_{t-1} + 0.0393 * SCO_PRIM_FE\ _t - 0.0269 * FEMALE_UNEMPLOYMENT_t - 0.0038 * FEMALE_UNEMPLOYMENT_{t-1} - 0.0076 * FEMALE_UNEMPLOYMENT_{t-2} - 0.0165 * FEMALE_UNEMPLOYMENT_{t-3} - 0.0191 * FEMALE_UNEMPLOYMENT_{t-4} + 0.3046 * LIFE_EXP_FEM_t - 0.2630 * LIFE_EXP_FEM_{t-1} - 0.098 * LIFE_EXP_FEM_{t-2} - 0.0735 * LIFE_EXP_FEM_{t-3} + \varepsilon_t$$

Tableau II.2 Test de cointégration et équation de long terme

ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(DFEMALE_LFP)
Selected Model: ARDL(1, 0, 4, 3)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 06/07/25 Time: 14:52
Sample: 1991 2023
Included observations: 29

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.733904	1.336684	5.037767	0.0001
DFEMALE_LFP(-1)*	-0.163539	0.057640	-2.837253	0.0114
SCO_PRIM_FE**	0.039292	0.010343	3.798746	0.0014
FEMALE_UNEMPLO...	-0.066217	0.012980	-5.101575	0.0001
LIFE_EXP_FEM(-1)	-0.129894	0.023927	-5.428875	0.0000
D(FEMALE_UNEMPL...	-0.026884	0.010263	-2.619544	0.0179
D(FEMALE_UNEMPL...	0.043167	0.012808	3.370278	0.0036
D(FEMALE_UNEMPL...	0.035572	0.012314	2.888603	0.0102
D(FEMALE_UNEMPL...	0.019092	0.011474	1.663965	0.1144
D(LIFE_EXP_FEM)	0.304606	0.042624	7.146346	0.0000
D(LIFE_EXP_FEM(-1))	0.171506	0.040152	4.271410	0.0005
D(LIFE_EXP_FEM(-2))	0.073508	0.039995	1.837918	0.0836

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.
** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z).

Levels Equation
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SCO_PRIM_FE	0.240257	0.078480	3.061394	0.0071
FEMALE_UNEMPLO...	-0.404902	0.089799	-4.508977	0.0003
LIFE_EXP_FEM	-0.794268	0.217147	-3.657744	0.0019
C	41.17606	11.16282	3.688680	0.0018

EC = DFEMALE_LFP - (0.2403*SCO_PRIM_FE -0.4049
*FEMALE_UNEMPLOYMENT -0.7943*LIFE_EXP_FEM + 41.1761)

F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
			Asymptotic: n=1000	
F-statistic	14.53540	10%	2.37	3.2
k	3	5%	2.79	3.67
		2.5%	3.15	4.08
		1%	3.65	4.66
Actual Sample Size	29		Finite Sample: n=35	
		10%	2.618	3.532
		5%	3.164	4.194
		1%	4.428	5.816
			Finite Sample: n=30	
		10%	2.676	3.586
		5%	3.272	4.306
		1%	4.614	5.966

Ce tableau présente les résultats de l'équation de long terme (Levels Equation) d'un modèle ARDL ou ECM, qui décrit la relation d'équilibre entre la variable dépendante (probablement DFEMALE_LFP, telle qu'inférée précédemment) et ses déterminants. L'absence de "trend" (tendance) et la nature "Restricted Constant" (constante restreinte) indiquent une spécification particulière pour la relation de cointégration.

1. Équation de Long Terme Estimée (EC) :

L'équation est donnée comme :

E=DFEMALE_LFP
(0.2403*SCO_PRIM_FE0.4049*FEMALE_UNEMPLOYMENT - 0.7943*LIFE_EXP_FEM + 41.1761)

Ceci est le terme de correction d'erreur (EC) au moment t. L'équation de long terme elle-même, qui décrit la relation d'équilibre, peut être réécrite en annulant l'EC (EC = 0) et en isolant la variable dépendante (DFEMALE_LFP) :

DFEMALE_LFP =0.2403*SCO_PRIM_FE - 0.4049*FEMALE_UNEMPLOYMENT - 0.7943*LIFE_EXP_FEM + 41.1761

Maintenant, interprétons les coefficients de cette relation de long terme :

- ✓ SCO_PRIM_FE (Éducation Primaire Féminine), Coefficient : 0.2403 (positif)
- ✓ Prob. : 0.0071 (Significatif au seuil de 1%), À long terme, une augmentation de l'éducation primaire des femmes est associée à une augmentation significative de leur taux de participation à la force de travail.

Nous avons L'éducation est un investissement en capital humain. À long terme, des niveaux d'éducation plus élevés chez les femmes se traduisent par une meilleure employabilité, un accès à des emplois plus qualifiés et mieux rémunérés, et une plus grande autonomie économique. Cela change fondamentalement leur position dans la société et sur le marché du travail, les incitant à participer davantage et plus durablement.

FEMALE_UNEMPLOYMENT (Chômage Féminin), Coefficient : -0.4049 (négatif)Prob. : 0.0003 (Fortement significatif au seuil de 1%), À long terme, un taux de chômage féminin plus élevé est associé à une diminution du taux de participation féminine.

Cet effet de long terme suggère que des périodes prolongées de chômage élevé peuvent entraîner des changements structurels dans le marché du travail ou dans les comportements des individus.

LIFE_EXP_FEM (Espérance de Vie Féminine)

Coefficient : -0.7943 (négatif), Prob. : 0.0019 (Significatif au seuil de 1%)

À long terme, une augmentation de l'espérance de vie féminine est associée à une diminution du taux de participation féminine. C'est un résultat contre-intuitif par rapport à l'interprétation courante où une espérance de vie plus longue incite à travailler plus longtemps. Il est crucial d'examiner les causes possibles avec prudence.

Effet de Substitution intergénérationnel : Dans certains contextes (par exemple, des pays en développement ou des structures familiales traditionnelles), une espérance de vie plus longue des femmes âgées peut signifier un rôle accru dans les tâches domestiques ou la garde d'enfants au sein de la famille élargie, libérant ainsi des femmes plus jeunes pour travailler (ce qui ne se refléterait pas directement sur l'agrégat de participation féminine si l'effet de ces jeunes femmes est compensé par le retrait des plus âgées du marché formel). Cependant, cela est moins probable pour la participation globale.

2-Ce tableau présente les résultats du Test d'autocorrélation des résidus de Breusch-Godfrey (Breusch-Godfrey Serial Corrélation LM Test). Ce test est crucial dans l'analyse de régression pour vérifier l'une des hypothèses fondamentales des moindres carrés ordinaires (MCO), à savoir l'absence d'autocorrélation dans les termes d'erreur (résidus).

1. HypothèseNulle:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

Interprétation : L'hypothèse nulle de ce test est qu'il n'y a pas d'autocorrélation sérielle (corrélation entre les résidus à différentes périodes) jusqu'à 2 retards (lags). Cela signifie que les erreurs du modèle à une période donnée ne sont pas influencées par les erreurs des deux périodes précédentes. L'absence d'autocorrélation est une propriété souhaitable des résidus.

2. Statistiques du Test et Probabilités Associées :

- ✓ F-statistic: 0.252171
- ✓ Prob. F (2,15): 0.7803
- ✓ Obs R-squared: 0.943343
- ✓ Prob. Chi-Square (2): 0.6240
- ✓ Interprétation des Probabilités :
- ✓ La probabilité associée à la statistique F est de 0.7803.

La probabilité associée à la statistique Obs*R-squared (qui suit une distribution Chi-Carré) est de 0.6240.

Dans les tests d'hypothèse, on compare généralement la probabilité (p-value) à un niveau de significativité prédéterminé (par exemple, 0.01, 0.05 ou 0.10).

Ici, les deux probabilités (0.7803 et 0.6240) sont largement supérieures à tout niveau de significativité conventionnel (par exemple, 0.05).

Puisque les probabilités (p-values) sont bien supérieures au seuil de significativité, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle.

Il n'y a aucune preuve statistique significative d'autocorrélation sérielle dans les résidus jusqu'à 2 retards.

L'absence d'autocorrélation dans les résidus est un résultat très positif et souhaitable pour un modèle de régression.

Modèle 03 :équation de long terme (*Levels Equation*)

$$DFEMALE_LFP_t = 41.1761 + 0.2403 * \text{SCO_PRIM_FE}_t - 0.4049 * \text{FEMALE_UNEMPLOYMENT}_t - 0.7943 * \text{LIFE_EXP_FEM}_t + \varepsilon_t$$

Tableau II.3 Régression à correction d'erreur (ECM)

ARDL Error Correction Regression
Dependent Variable: D(DFEMALE_LFP)
Selected Model: ARDL(1, 0, 4, 3)
Case 2: Restricted Constant and No Trend
Date: 06/07/25 Time: 14:53
Sample: 1991 2023
Included observations: 29

ECM Regression
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(FEMALE_UNEMPL...	-0.026884	0.007906	-3.400530	0.0034
D(FEMALE_UNEMPL...	0.043167	0.009683	4.457788	0.0003
D(FEMALE_UNEMPL...	0.035572	0.009338	3.809466	0.0014
D(FEMALE_UNEMPL...	0.019092	0.008523	2.240006	0.0387
D(LIFE_EXP_FEM)	0.304606	0.029474	10.33460	0.0000
D(LIFE_EXP_FEM(-1))	0.171506	0.033787	5.076054	0.0001
D(LIFE_EXP_FEM(-2))	0.073508	0.031896	2.304591	0.0341
CointEq(-1)*	-0.163539	0.017260	-9.475097	0.0000

R-squared	0.904264	Mean dependent var	-0.031509
Adjusted R-squared	0.872352	S.D. dependent var	0.248335
S.E. of regression	0.088725	Akaike info criterion	-1.777608
Sum squared resid	0.165313	Schwarz criterion	-1.400423
Log likelihood	33.77532	Hannan-Quinn criter.	-1.659478
Durbin-Watson stat	1.825071		

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

F-Bounds Test — Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	14.53540	10%	2.37	3.2
k	3	5%	2.79	3.67
		2.5%	3.15	4.08
		1%	3.65	4.66

1-Le tableau présente les résultats d'une régression par Modèle à Correction d'Erreur (ECM), configurée comme "Restricted Constant and No Trend" (Constante Restreinte et Pas de Tendance), dans le cadre de l'analyse des déterminants du chômage féminin (D (FEMALE_UNEMPL...)) en fonction de l'espérance de vie féminine (D (LIFE_EXP_FEM...)) et de ses retards.

1. Coefficients et Signification Statistique :

Variables de Chômage Féminin (D (FEMALE_UNEMPL...)) :

Les coefficients associés aux termes du chômage féminin aux différents retards (par exemple, D (FEMALE_UNEMPL...) probablement aux retards 0, -1, -2, -3) montrent des effets variés. Un coefficient négatif (-0.026884) pour le terme contemporain (ou le premier retard significatif) avec une p-value très faible (0.0034) indique un impact significatif. Les autres termes de chômage présentent également des coefficients variés (positifs pour 0.043167, 0.035572, 0.019092) et sont statistiquement significatifs (p-values < 0.05), suggérant une dynamique autorégressive complexe du chômage féminin. Variables d'Espérance de Vie Féminine (D (LIFE_EXP_FEM...)) :

Le coefficient de 0.304606 est positif et hautement significatif (p-value 0.0000). Cela indique qu'une augmentation contemporaine de l'espérance de vie féminine est associée à une augmentation significative du chômage féminin. Ce résultat pourrait sembler contre-intuitif et nécessiterait une exploration plus approfondie des mécanismes sous-jacents (par exemple, si une meilleure santé permet à plus de femmes d'entrer sur le marché du travail, augmentant la pression sur l'offre d'emploi). D (LIFE_EXP_FEM (-1)) : Le coefficient de 0.171506 est également positif et hautement significatif (p-value 0.0001). Cela suggère qu'une augmentation de l'espérance de vie féminine au retard d'une période précédente a un effet positif persistant sur le chômage féminin actuel.

D (LIFE_EXP_FEM (-2)) : Le coefficient de 0.073508 est positif et statistiquement significatif (p-value 0.0341). L'effet positif persiste même avec deux périodes de retard, bien qu'avec une magnitude moindre.

Terme de Correction d'Erreur (CointEq (-1)) :

Le coefficient de -0.163539 est négatif et hautement significatif (p-value 0.0000), ce qui est crucial pour un modèle ECM. Ce terme représente la vitesse à laquelle le système retourne à son équilibre de long terme après un choc. La valeur négative et statistiquement significative indique qu'il existe une relation de cointégration entre les variables, et que le chômage féminin s'ajuste d'environ 16.35%

de son déséquilibre de la période précédente vers l'équilibre de long terme. Cela confirme la validité du modèle ECM pour capturer la dynamique de court terme et l'ajustement vers le long terme.

R-squared (0.904264) et Adjusted R-squared (0.872352) : Ces valeurs élevées indiquent que le modèle explique une très grande proportion (environ 90.4% et 87.2% ajusté) de la variance de la variable dépendante (le chômage féminin). Cela suggère une bonne capacité prédictive et explicative du modèle.S.E. ofregression (0.088725) : L'erreur standard de la régression, relativement faible, indique que les prédictions du modèle sont assez proches des valeurs réelles. Log likelihood (33.77532) : La valeur de la log-vraisemblance est utilisée pour comparer des modèles nichés. Durbin-Watson stat (1.825071) : Cette statistique, proche de 2, suggère l'absence d'autocorrélation significative des résidus au premier ordre. Critères d'Information (Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn), Les valeurs négatives de ces critères (-1.777608, -1.400423, -1.659478 respectivement) sont des indicateurs de la bonté d'ajustement du modèle, pénalisant la complexité. Des valeurs plus faibles (plus négatives) sont généralement préférables.

Le chômage féminin est influencé par sa propre dynamique passée et par des chocs et des niveaux d'espérance de vie féminine. L'existence d'un mécanisme de correction d'erreur significatif (CointEq (-1)) valide la présence d'une relation de long terme entre les variables et indique que le système tend à corriger les déviations par rapport à cet équilibre. Les résultats spécifiques sur l'espérance de vie féminine nécessitent une interprétation prudente et une contextualisation économique et sociale approfondie, car un lien positif direct avec le chômage peut refléter des dynamiques complexes du marché du travail, telles que l'augmentation de l'offre de travail féminin due à une meilleure santé et longévité, sans une augmentation correspondante de la demande d'emploi.

2-Le **Test de Bornes F (F-Bounds)** qui est employé pour déterminer l'existence d'une relation de cointégration de long terme entre les variables dans un modèle ARDL, quel que soit l'ordre d'intégration des variables sous-jacentes (I(0) ou I(1)).

1. Hypothèse Nulle :

"NullHypothesis : No levelsrelationship" (Hypothèse Nulle : Pas de relation de niveaux) : L'hypothèse nulle de ce test est qu'il n'y a pas de relation de cointégration (pas de relation de long terme) entre la variable dépendante et les variables indépendantes dans le modèle.

F-statistic (14.53540) : Il s'agit de la valeur calculée de la statistique F pour le test. Cette statistique est comparée à des valeurs critiques spécifiques (les "bornes") pour prendre une décision quant à l'hypothèse nulle.

K (3) : Le paramètre 'k' représente le nombre de variables indépendantes dans le modèle (ou variables explicatives dont la relation de long terme est testée). Ici, k=3 indique qu'il y a trois variables explicatives.

Le tableau fournit deux ensembles de valeurs critiques pour différents niveaux de signification :

Si la **F-statistic calculée (14.53540)** est supérieureà la borne supérieure **(I(1))** pour un niveau de signification donné, alors l'hypothèse nulle de non-cointégration est rejetée. Cela implique l'existence d'une relation de cointégration de long terme.

Si la **F-statistic**calculée est inférieure à la borne inférieure **(I (0))**, l'hypothèse nulle n'est pas rejetée. Il n'y a pas de relation de cointégration.

Si la **F-statistic**calculée se situe entre les deux bornes **(I (0) et I (1))**, le test est concluant, et l'ordre d'intégration des variables doit être déterminé (par exemple, via des tests de racine unitaire) pour prendre une décision définitive.

Comparons la F-statistic de 14.53540 avec les bornes pour k=3 :

- **10% de signification :** I (0) =2.37, I (1) =3.2
- **5% de signification :** I (0) =2.79, I (1) =3.67
- **2.5% de signification :** I (0) =3.15, I (1) =4.08

- **1% de signification :** I (0) =3.65, I (1) =4.66

Dans tous les cas présentés, la F-statistic calculée (14.53540) est nettement supérieure à la borne supérieure I (1), même au niveau de signification le plus strict (1%).

-Sur la base du test de bornes F, et compte tenu que la F-statistic calculée (14.53540) excède de manière significative la borne supérieure critique à tous les niveaux de signification usuels (10%, 5%, 2.5%, 1%), nous rejetons l'hypothèse nulle d'absence de relation de niveaux.Cela indique qu'il existe une relation de cointégration de longterme entre la variable dépendante et les variables indépendantes incluses dans le modèle. Par conséquent, les variables ont une tendance à évoluer ensemble sur le long terme, malgré les déviations de court terme. Ce résultat justifie la modélisation ultérieure à travers un Modèle à Correction d'Erreur (ECM) pour capturer à la fois la dynamique de court terme et l'ajustement vers cette relation d'équilibre de long terme.

Modèle 02 : Forme à correction d'erreur (*ECM – Error Correction Model*)

$$\Delta DFEMALE_LFP_t = 6.7339 - 0.1635 * DFEMALE_LFP_{t-1} + 0.0393 * \Delta SCO_PRIM_FE_t - 0.0662 * FEMALE_UNEMPLOYMENT_{t-1} - 0.0269 * \Delta FEMALE_UNEMPLOYMENT_t + 0.0432 * \Delta FEMALE_UNEMPLOYMENT_{t-1} + 0.0356 * \Delta FEMALE_UNEMPLOYMENT_{t-2} + 0.0191 * \Delta FEMALE_UNEMPLOYMENT_{t-3} + 0.3046 * \Delta LIFE_EXP_FEM_t + 0.1715 * \Delta LIFE_EXP_FEM_{t-1} + 0.0735 * \Delta LIFE_EXP_FEM_{t-2} + \varepsilon_t$$

Tableau II.4 Test d'autocorrélation des résidus (Breusch-Godfrey)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	0.252171	Prob. F(2,15)	0.7803
Obs*R-squared	0.943343	Prob. Chi-Square(2)	0.6240

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: ARDL
Date: 06/07/25 Time: 14:54
Sample: 1995 2023
Included observations: 29
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DFEMALE_LFP(-1)	0.002405	0.060657	0.039657	0.9689
SCO_PRIM_FE	-0.000565	0.010901	-0.051843	0.9593
FEMALE_UNEMPLOYMENT	0.001609	0.012272	0.131144	0.8974
FEMALE_UNEMPLOYMENT(-1)	-0.005026	0.015487	-0.324507	0.7500
FEMALE_UNEMPLOYMENT(-2)	0.003217	0.014539	0.221260	0.8279
FEMALE_UNEMPLOYMENT(-3)	0.000494	0.013760	0.035881	0.9719
FEMALE_UNEMPLOYMENT(-4)	-0.000390	0.012027	-0.032388	0.9746
LIFE_EXP_FEM	0.006648	0.047175	0.140920	0.8898
LIFE_EXP_FEM(-1)	-0.011812	0.051980	-0.227233	0.8233
LIFE_EXP_FEM(-2)	0.005287	0.047810	0.110575	0.9134
LIFE_EXP_FEM(-3)	0.000407	0.042222	0.009646	0.9924
C	0.022348	1.430021	0.015628	0.9877
RESID(-1)	0.114540	0.299309	0.382681	0.7073
RESID(-2)	-0.185448	0.301108	-0.615883	0.5472

R-squared	0.032529	Mean dependent var	2.76E-15
Adjusted R-squared	-0.805946	S.D. dependent var	0.076838
S.E. of regression	0.103259	Akaike info criterion	-1.396885
Sum squared resid	0.159936	Schwarz criterion	-0.736811
Log likelihood	34.25483	Hannan-Quinn criter.	-1.190158
F-statistic	0.038796	Durbin-Watson stat	2.116758
Prob(F-statistic)	1.000000		

Moindres Carrés Ordinaires - MCO), où la variable dépendante est "DFEMALE_LFP" (probablement la première différence de la participation féminine à la force de travail, ce qui suggère une analyse de sa croissance ou de son changement). Les variables explicatives incluent des retards de chômage féminin, des retards d'espérance de vie féminine, un terme de constante et des termes de résidus retardés (RESID (-1), RESID (-2)), ce qui pourrait indiquer une tentative de modélisation d'un processus ARMA pour les erreurs ou un modèle de correction d'erreur.

La colonne "Prob." (Probabilité ou p-value) est cruciale pour évaluer la signification statistique de chaque coefficient. Un coefficient est considéré comme

statistiquement significatif si sa p-value est inférieure à un seuil prédéfini (communément 0.10, 0.05 ou 0.01). DFEMALE_LFP (Variable Dépendante) : Le coefficient (0.002405) et sa p-value (0.9689) pour ce terme sont étranges s'il s'agit de la variable dépendante. Cela pourrait indiquer une erreur de transcription dans l'image ou que "DFEMALE_LFP" est une variable explicative dans une régression où la variable dépendante n'est pas affichée. En supposant que "DFEMALE_LFP" est la variable dépendante, cette ligne ne devrait pas apparaître avec un coefficient. SCO_PRIM_FE (-0.000565, Prob. 0.9593) : Le coefficient est très faible et non significatif. Cela suggère que cette variable (peut-être liée à la scolarisation primaire féminine) n'a pas d'impact statistique sur la variable dépendante. FEMALE_UNEMPLOYMENT et ses retards (FEMALE_UNEMPLOYMENT (-1) à (-4)) : Tous les coefficients sont très faibles et leurs p-values sont extrêmement élevées (proches de 1 pour la plupart : 0.8974, 0.7500, 0.8279, 0.9719, 0.9746). Aucun de ces termes n'est statistiquement significatif. Cela implique que ni le niveau actuel ni les niveaux passés du chômage féminin n'expliquent les variations de la variable dépendante. LIFE_EXP_FEM et ses retards (LIFE_EXP_FEM (-1) à (-3)) : De même, les coefficients sont faibles et les p-values sont très élevées (0.8898, 0.8233, 0.9134, 0.9924). Aucun terme d'espérance de vie féminine (ni contemporain ni retardé) n'a d'impact significatif sur la variable dépendante.

C (Constante) : Le coefficient (0.022348) est très faible et non significatif (p-value 0.9877). Cela signifie que la constante (représentant la valeur moyenne de la variable dépendante quand toutes les autres variables sont nulles) n'est pas différente de zéro statistiquement. RESID (-1) et RESID (-2) : Ces termes (résidus retardés) ont des coefficients de 0.114540 et -0.185448 respectivement, mais leurs p-values (0.7073 et 0.5472) indiquent qu'ils ne sont pas statistiquement significatifs. Leur présence pourrait suggérer un modèle ARMA pour les erreurs ou une tentative de modélisation de la dynamique du court terme, mais sans signification, ils n'apportent pas d'information pertinente.

R-squared (0.032529) et Adjusted R-squared (-0.805946):

Le R-squared est extrêmement faible (environ 3.25%). Cela signifie que seulement environ 3.25% de la variance de la variable dépendante est expliquée par les variables explicatives incluses dans le modèle. C'est un très mauvais ajustement.

L'Adjusted R-squared est même négatif (-0.805946). Un R-squared ajusté négatif est un indicateur fort que le modèle est mal spécifié, qu'il y a trop de variables explicatives non pertinentes par rapport au nombre d'observations, ou que le modèle n'a absolument aucun pouvoir explicatif.

S.E. of regression (0.103259) : L'erreur standard de la régression, un indicateur de la dispersion des résidus autour de la ligne de régression. Sa valeur absolue doit être évaluée par rapport à l'échelle de la variable dépendante.

Sumsquaredresid (0.159936) : La somme des carrés des résidus, indiquant la somme des erreurs de prédiction au carré.

Log likelihood (34.25483) : La valeur de la log-vraisemblance, utilisée pour la comparaison de modèles.

Durbin-Watson stat (2.116758) : Cette statistique, proche de 2, suggère l'absence d'autocorrélation des résidus au premier ordre. C'est un bon point, mais il ne compense pas le manque général d'ajustement.

F-statistic (0.038796) et Prob(F-statistic) (1.000000) :

La F-statistic teste la signification globale du modèle, c'est-à-dire si au moins une des variables explicatives est significative.

La p-value associée à la F-statistic est de 1.000000, ce qui est extrêmement élevé. Cela signifie que le modèle est globalement non significatif. Il n'y a aucune preuve statistique que les variables explicatives, prises ensemble, aient un impact sur la variable dépendante.

Les résultats de cette régression sont extrêmement décevants et suggèrent que le modèle tel que spécifié ne permet pas d'expliquer la variable dépendante (DFEMALE_LFP).

Absence de Signification Statistique : Aucune des variables explicatives, y compris les retards de chômage féminin et d'espérance de vie féminine, ni la constante, n'est statistiquement significative.

Très Faible Pouvoir Explicatif : Le R-squared est quasi nul et le R-squared ajusté est négatif, indiquant que le modèle n'explique pratiquement aucune de la variabilité de la variable dépendante.

Tableau II.5 Test d'hétéroscédasticité (Breusch-Pagan-Godfrey)

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.481500	Prob. F(11,17)	0.8901
Obs*R-squared	6.888904	Prob. Chi-Square(11)	0.8080
Scaled explained SS	3.471189	Prob. Chi-Square(11)	0.9829

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 06/07/25 Time: 14:55
Sample: 1995 2023
Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.163029	0.150910	-1.080307	0.2951
DFEMALE_LFP(-1)	0.014305	0.006507	2.198165	0.0421
SCO_PRIM_FE	-0.001189	0.001168	-1.017904	0.3230
FEMALE_UNEMPLOYMENT	9.50E-05	0.001159	0.081953	0.9356
FEMALE_UNEMPLOYMENT(-1)	0.000373	0.001471	0.253328	0.8031
FEMALE_UNEMPLOYMENT(-2)	0.000159	0.001460	0.108841	0.9146
FEMALE_UNEMPLOYMENT(-3)	0.000534	0.001480	0.360465	0.7229
FEMALE_UNEMPLOYMENT(-4)	0.000985	0.001295	0.760482	0.4574
LIFE_EXP_FEM	0.002100	0.004812	0.436449	0.6680
LIFE_EXP_FEM(-1)	-0.000588	0.005310	-0.110779	0.9131
LIFE_EXP_FEM(-2)	0.000147	0.005070	0.029069	0.9771
LIFE_EXP_FEM(-3)	0.001680	0.004515	0.372076	0.7144

R-squared	0.237548	Mean dependent var	0.005700
Adjusted R-squared	-0.255803	S.D. dependent var	0.009935
S.E. of regression	0.011133	Akaike info criterion	-5.864274
Sum squared resid	0.002107	Schwarz criterion	-5.298497
Log likelihood	97.03198	Hannan-Quinn criter.	-5.687080
F-statistic	0.481500	Durbin-Watson stat	2.668017
Prob(F-statistic)	0.890058		

1-Le tableau présente les résultats du Test d'Hétéroscédasticité de Breusch-Pagan-Godfrey. Ce test est largement utilisé en économétrie pour vérifier la présence d'hétéroscédasticité dans les résidus d'un modèle de régression. L'hétéroscédasticité est une violation de l'une des hypothèses classiques des moindres carrés ordinaires (MCO), à savoir que la variance des termes d'erreur est constante sur toutes les observations (homoscédasticité). Si cette hypothèse est violée, les estimateurs MCO restent non biaisés, mais leurs variances sont biaisées et inefficaces, rendant les tests de signification (t-tests, F-tests) invalides.

1. Hypothèse Nulle :

"Nullhypothesis : Homoskedasticity" (Hypothèse Nulle : Homoscédasticité) : L'hypothèse nulle de ce test est que la variance des erreurs est constante, c'est-à-dire qu'il n'y a pas d'hétéroscédasticité.

Le test de Breusch-Pagan-Godfrey peut être réalisé sous différentes formes, produisant généralement une statistique F et une statistique du Chi-deux (Obs*R-squared) :

F-statistic (0.481500) avec Prob. F (11,17) (0.8901) :

La F-statistic est une statistique de test qui compare la variance expliquée par les variables indépendantes sur les résidus au reste de la variance non expliquée.

La p-value (Prob. F) de 0.8901 est la probabilité d'obtenir une F-statistic aussi extrême (ou plus extrême) si l'hypothèse nulle d'homoscédasticité est vraie.

Obs*R-squared (6.888904) avec Prob. Chi-Square (11) (0.8080):

Cette statistique est calculée comme le produit du nombre d'observations (Obs) et du R, de la régression auxiliaire des carrés des résidus sur les variables explicatives du modèle original. Elle suit une distribution du Chi-deux sous l'hypothèse nulle.

La p-value (Prob. Chi-Square) de 0.8080 est la probabilité d'obtenir une statistique Obs*R-squared aussi extrême (ou plus extrême) si l'hypothèse nulle est vraie.

Scaled explained SS (3.471189) avec Prob. Chi-Square (11) (0.9829):

Cette statistique est une variante du test, également distribuée selon un Chi-deux sous l'hypothèse nulle. Sa p-value de 0.9829 est aussi très élevée.

Alors en rejeter l'hypothèse nulle d'homoscédasticité si la p-value associée à la statistique de test est inférieure au niveau de signification choisi (par exemple, 0.10, 0.05, 0.01).

Dans ce tableau, toutes les p-values sont très élevées :

Prob. F = 0.8901

Prob. Chi-Square (pour Obs*R-squared) = 0.8080

Prob. Chi-Square (pour Scaled explained SS) = 0.9829

Pour tous les niveaux de signification couramment utilisés (10%, 5%, 1%), ces p-values sont largement supérieures.

Puisque toutes les p-values sont bien supérieures aux seuils de signification classiques (0.10, 0.05, 0.01), nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle d'homoscédasticité.

Cela signifie qu'il n'y a pas e preuve statistique significative de la présence d'hétéroscédasticité dans les résidus du modèle de régression. Les variances des termes d'erreur peuvent être considérées comme constantes. Par conséquent, les estimateurs des MCO restent valides et efficients, et les tests de signification (t-tests et F-tests) peuvent être interprétés de manière fiable, sous réserve que les autres hypothèses des MCO soient respectées.

2- les résultats d'une régression linéaire (probablement des Moindres Carrés Ordinaires - MCO) visant à expliquer une variable dépendante qui semble être une constante (C) ou dont le nom est tronqué (il est plus probable que C soit la constante de la régression, et qu'elle soit listée en premier pour des raisons d'affichage). Cependant, la structure habituelle d'un tableau de régression place la variable dépendante en haut et les variables explicatives ensuite. Ici, la variable dépendante semble être implicite ou non nommée explicitement dans cette section, mais la présence de termes comme "DFEMALE_LFP (-1)" et des variables de chômage/espérance de vie suggère une modélisation économique.

La colonne "Prob." (P-value) est le critère clé pour évaluer la signification statistique individuelle de chaque variable explicative. Un coefficient est considéré comme statistiquement significatif si sa p-value est inférieure au seuil de signification choisi (par exemple, 0.10, 0.05 ou 0.01).

C (Constante) : Le coefficient est de -0.163029 avec une p-value de 0.2951. La constante n'est pas statistiquement différente de zéro au seuil de 5% ou 10%.

DFEMALE_LFP (-1) : Le coefficient est de 0.014305 avec une p-value de 0.0421. Ce terme est statistiquement significatif au seuil de 5%. Cela signifie que la variable dépendante est significativement influencée par sa propre valeur retardée d'une période (DFEMALE_LFP (-1)), suggérant une dynamique auto-régressive ou de persistance. Une augmentation de 1 unité de DFEMALE_LFP à la période précédente est associée à une augmentation de 0.014305 unités de la variable dépendante actuelle.

SCO_PRIM_FE : Le coefficient est de -0.001189 avec une p-value de 0.3230. Ce terme n'est pas statistiquement significatif.

FEMALE_UNEMPLOYMENT et ses retards (jusqu'à -4) : Tous les coefficients pour le chômage féminin (contemporain et retardé) sont extrêmement faibles (e.g., 9.50e-05) et leurs p-values sont très élevées (0.9356, 0.8031, 0.9146, 0.7229, 0.4574). Aucun de ces termes n'est statistiquement significatif. Cela implique que le chômage féminin (à l'instant t et ses retards) n'a pas d'impact significatif sur la variable dépendante dans ce modèle.

LIFE_EXP_FEM et ses retards (jusqu'à -3) : Similairement aux variables de chômage, les coefficients pour l'espérance de vie féminine (contemporaine et retardée) sont faibles et leurs p-values sont très élevées (0.6680, 0.9131, 0.9771, 0.7144). Aucun de ces termes n'est statistiquement significatif. L'espérance de vie féminine n'explique pas les variations de la variable dépendante dans ce modèle.

R-squared (0.237548) : Cela signifie qu'environ 23.75% de la variance de la variable dépendante est expliquée par les variables explicatives incluses dans le modèle. C'est un R-squared modeste, suggérant que le modèle explique une partie de la variabilité, mais qu'une grande partie reste inexpliquée.

Adjusted R-squared (-0.255803) : Un R-squared ajusté négatif est un signe important que le modèle est très mal spécifié ou qu'il y a trop de variables explicatives non pertinentes par rapport au nombre d'observations (ici 29 observations). Un R-squared ajusté négatif implique que le modèle n'a pas un pouvoir explicatif supérieur à un modèle ne contenant que la constante. C'est un indicateur de mauvaise qualité du modèle.

S.E. of regression (0.011133) : L'erreur standard de la régression, mesurant la dispersion des résidus.

Sumsquaredresid (0.002107) : Somme des carrés des résidus.

Log likelihood (97.03198) : La valeur de la log-vraisemblance, utilisée pour la comparaison de modèles.

Akaike info criterion (-5.864274), Schwarz criterion (-5.298497), Hannan-Quinn criter.(-5.687080) : Ces critères d'information sont utilisés pour la sélection de modèle. Des valeurs plus négatives sont préférables. Cependant, étant donné le R-squared ajusté négatif, leur interprétation est limitée.

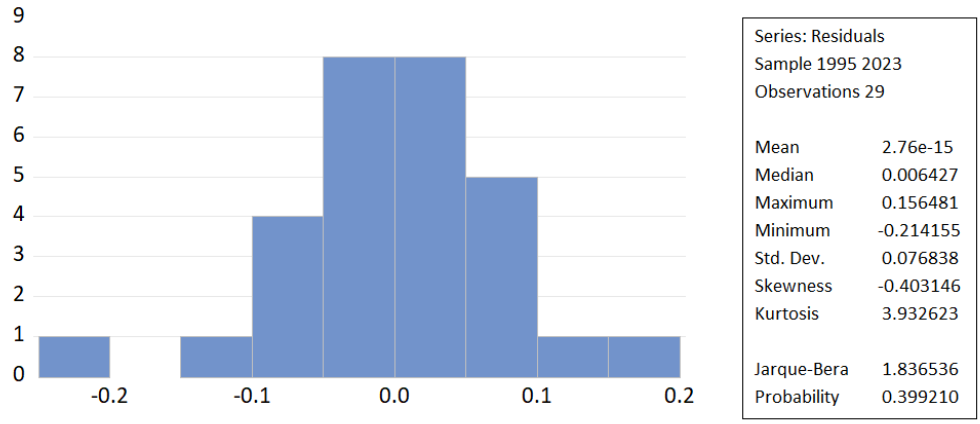
Durbin-Watson stat (2.668017) : Cette statistique est proche de 2, suggérant une absence d'autocorrélation positive des résidus au premier ordre. Une valeur supérieure à 2 pourrait parfois indiquer une autocorrélation négative, mais ici, elle est plus susceptible de confirmer l'absence de problème majeur d'autocorrélation positive.

F-statistic (0.481500) et Prob(F-statistic) (0.890058) :

La F-statistic teste la signification globale du modèle, c'est-à-dire si au moins une des variables explicatives est significative.

La p-value associée à la F-statistic est de 0.890058. Étant très élevée, elle indique que le modèle est globalement non significatif. Nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse que tous les coefficients des variables explicatives (sauf la constante) sont simultanément nuls.

Figure II.1 : Statistiques descriptives des résidus & test J-B



- l'histogramme décrivent les propriétés statistiques des résidus d'un modèle de régression, calculés sur un échantillon allant de 1995 à 2023, avec un total de 29 observations. L'analyse des résidus est cruciale en économétrie pour évaluer la validité et la fiabilité du modèle de régression, notamment pour vérifier les hypothèses sur les termes d'erreur.

1. Statistiques Descriptives des Résidus :

Mean (Moyenne) : 2.77e-15 : La moyenne des résidus est quasiment nulle (2.77×10−15). C'est une propriété attendue et souhaitable des résidus des modèles MCO (Moindres Carrés Ordinaires) qui incluent une constante. Cela indique que le modèle n'a pas de biais systématique dans ses prédictions.

Median (Médiane) : 0.006427 : La médiane est très proche de zéro, ce qui, combiné à la moyenne, suggère que la distribution des résidus est relativement symétrique autour de zéro.

Maximum : 0.156481 : La valeur maximale des résidus.

Minimum : -0.214155 : L'intervalle entre le maximum et le minimum donne une idée de l'étendue des erreurs de prédiction.

Std. Dev. (Écart-type) : 0.076838 : L'écart-type des résidus mesure la dispersion des erreurs autour de leur moyenne (zéro). Une valeur plus faible est généralement préférable, car elle indique des prédictions plus précises.

Skewness (Asymétrie) : -0.403146

L'asymétrie mesure la symétrie de la distribution. Une valeur négative indique que la distribution a une "queue" plus longue ou plus épaisse sur le côté gauche (vers les valeurs négatives). Cependant, une valeur de -0.403146 est relativement proche de zéro, suggérant une asymétrie modérée, voire faible.

Kurtosis (Kurtosis) : 3.932623

La kurtosis mesure le "pic" de la distribution et l'épaisseur de ses queues par rapport à une distribution normale (qui a une kurtosis de 3). Une kurtosis de 3.932623 est légèrement supérieure à 3, ce qui indique que la distribution des résidus est légèrement plus "pointue" et a des queues légèrement plus "épaisses" qu'une distribution normale (leptokurtique).

L'histogramme visualise la distribution de fréquence des résidus. Il montre que la majorité des résidus sont concentrés autour de zéro, avec une forme qui ressemble vaguement à une cloche, bien qu'avec un nombre limité d'observations, l'histogramme n'est pas parfaitement lisse. Il y a quelques valeurs négatives plus importantes que les valeurs positives, ce qui est cohérent avec la légère asymétrie négative.

3. Test de Normalité de Jarque-Bera (J-B) :

Le test de Jarque-Bera est un test d'hypothèse utilisé pour déterminer si un échantillon de données à l'asymétrie et la kurtosis d'une distribution normale.

Jarque-Bera : 1.836536, C'est la statistique du test., **Probabilité (Probabilité) : 0.399210,** C'est la p-value associée à la statistique de Jarque-Bera.

Hypothèse Nulle du Test de Jarque-Bera :

L'hypothèse nulle (H0) est que les résidus sont normalement distribués.

On rejette l'hypothèse nulle si la p-value est inférieure au niveau de signification choisi (par exemple, 0.10, 0.05, 0.01).

La p-value (Probabilité) est de 0.399210. Cette valeur est bien supérieure à tous les niveaux de signification usuels (0.10, 0.05, 0.01). Par conséquent, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle de normalité des résidus.

L'analyse des résidus montre des résultats encourageants :

La moyenne des résidus est pratiquement nulle, ce qui est conforme aux attentes des MCO.

Le test de Jarque-Bera indique que les résidus sont normalement distribués. La normalité des résidus est une hypothèse importante pour la validité des tests de signification (t-tests et F-tests) et la construction des intervalles de confiance dans les modèles MCO.

Bien qu'il y ait une légère asymétrie négative et une kurtosis légèrement supérieure à celle d'une distribution normale, ces écarts ne sont pas statistiquement significatifs pour rejeter l'hypothèse de normalité, surtout compte tenu du petit échantillon (29 observations) où les tests de normalité peuvent être moins puissants.

Tableau II.6 Test de spécification de Ramsey RESET

Ramsey RESET Test
Equation: EQ03
Omitted Variables: Squares of fitted values
Specification: DFEMALE_LFP DFEMALE_LFP(-1) SCO_PRIM_FE FEMALE_UNEMPLOYMENT FEMALE_UNEMPLOYMENT(-1) FEMALE_UNEMPLOYMENT(-2) FEMALE_UNEMPLOYMENT(-3) FEMALE_UNEMPLOYMENT(-4) LIFE_EXP_FEM LIFE_EXP_FEM(-1) LIFE_EXP_FEM(-2) LIFE_EXP_FEM(-3) C

	Value	df	Probability
t-statistic	0.409426	16	0.6877
F-statistic	0.167630	(1, 16)	0.6877
Likelihood ratio	0.302248	1	0.5825

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.001714	1	0.001714
Restricted SSR	0.165313	17	0.009724
Unrestricted SSR	0.163599	16	0.010225

LR test summary:

	Value
Restricted LogL	33.77532
Unrestricted LogL	33.92644

Unrestricted Test Equation:
Dependent Variable: DFEMALE_LFP
Method: Least Squares
Date: 06/07/25 Time: 14:58
Sample: 1995 2023
Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DFEMALE_LFP(-1)	0.841602	0.060424	13.92816	0.0000
SCO_PRIM_FE	0.038968	0.010636	3.663863	0.0021
FEMALE_UNEMPLOYMENT	-0.027056	0.010532	-2.568868	0.0206
FEMALE_UNEMPLOYMENT(-1)	0.004096	0.013372	0.306301	0.7633
FEMALE_UNEMPLOYMENT(-2)	-0.007500	0.013262	-0.565571	0.5795
FEMALE_UNEMPLOYMENT(-3)	-0.017607	0.013722	-1.283085	0.2177
FEMALE_UNEMPLOYMENT(-4)	-0.017811	0.012174	-1.462978	0.1628
LIFE_EXP_FEM	0.306779	0.044028	6.967733	0.0000
LIFE_EXP_FEM(-1)	-0.262610	0.048235	-5.444424	0.0001
LIFE_EXP_FEM(-2)	-0.100261	0.046378	-2.161823	0.0461
LIFE_EXP_FEM(-3)	-0.076001	0.041461	-1.833055	0.0855
C	6.910407	1.436857	4.809391	0.0002
FITTED^2	0.024645	0.060193	0.409426	0.6877

R-squared	0.987313	Mean dependent var	-0.002016
Adjusted R-squared	0.977798	S.D. dependent var	0.678635
S.E. of regression	0.101118	Akaike info criterion	-1.443203
Sum squared resid	0.163599	Schwarz criterion	-0.830277
Log likelihood	33.92644	Hannan-Quinn criter.	-1.251242
F-statistic	103.7632	Durbin-Watson stat	1.868337
Prob(F-statistic)	0.000000		

problèmes tels que l'omission de variables pertinentes (en particulier des termes non linéaires des variables existantes) ou une forme fonctionnelle inappropriée.

Le test de Ramsey RESET fonctionne en ajoutant des puissances des valeurs prédites (ou des résidus) de la régression originale comme variables explicatives supplémentaires au modèle. Si ces termes additionnels s'avèrent statistiquement significatifs, cela indique que le modèle original souffre d'une erreur de spécification, suggérant que des relations non linéaires ou d'autres complexités n'ont pas été correctement modélisées.

Hypothèse Nulle (H0) : Le modèle est correctement spécifié (c'est-à-dire, les coefficients des termes additionnels sont nuls).

Hypothèse Alternative (H1) : Le modèle souffre d'une erreur de spécification (c'est-à-dire, au moins un des coefficients des termes additionnels n'est pas nul). La spécification de l'équation EQ03 inclut plusieurs variables, dont certaines sont des différences premières (DFEMALE_LFP) et d'autres des valeurs lagguées (DFEMALE_LFP (-1), FEMALE_UNEMPLOYMENT (-1) à (-4), LIFE_EXP_FEM (-1) à (-3)). La présence de ces termes laggués suggère que EQ03 est un modèle dynamique, capable de capturer les effets des valeurs passées des variables sur la variable dépendante. Les variables indépendantes mentionnées sont DFEMALE_LFP, SCO_PRIM_FE, FEMALE_UNEMPLOYMENT, et LIFE_EXP_FEM, en plus d'une constante C. Le test a omis les "Squares of fitted values" (les carrés des valeurs ajustées), ce qui signifie que ces termes quadratiques ont été ajoutés pour tester si une relation non linéaire (quadratique) était manquante dans le modèle original.

Le tableau fournit trois statistiques de test principales pour évaluer l'hypothèse nulle : la statistique t, la statistique F et le ratio de vraisemblance (Likelihood Ratio).

Statistique t (t-statistic) : Valeur : 0.409426

Degrés de liberté (df) : 16

Probabilité (Probability) : 0.6877 La probabilité associée à la statistique t (p-value = 0.6877) est très élevé. Puisqu'elle est largement supérieure aux seuils de signification conventionnels (par exemple, 0.01, 0.05 ou 0.10), nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle le coefficient du terme quadratique ajouté est non significatif individuellement.

Statistique F (F-statistic) : Valeur : 0.167630

Degrés de liberté (df) : (1, 16) **Probabilité (Probability) :** 0.6877 La probabilité associée à la statistique F (p-value = 0.6877) est également très élevée. Étant supérieure aux seuils de signification, elle indique que le ou les termes additionnels (ici, un seul terme quadratique) ne sont pas conjointement significatifs. Le test F est généralement plus robuste pour les tests de significativité conjointe.

Ratio de Vraisemblance (Likelihood ratio) : Valeur : 0.302248**Degrés de liberté (df) :** (1),**Probabilité (Probability) :** 0.5825 Ce test, basé sur les rapports de vraisemblance, confirme les conclusions des statistiques t et F. Avec une p-value de 0.5825, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle.

Sur la base des résultats du test de Ramsey RESET, et étant donné que toutes les probabilités (p-values) associées aux statistiques t, F et de ratio de vraisemblance sont bien supérieures aux niveaux de signification habituellement acceptés (tels que 5% ou 10%), nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle.

Cela signifie que, selon ce test, il n'y a pas de preuve statistique significative suggérant une erreur de spécification dans la forme fonctionnelle de l'équation EQ03. Le modèle semble être correctement spécifié, du moins en ce qui concerne l'omission potentielle de termes non linéaires de type quadratique. En d'autres termes, les relations linéaires et les structures dynamiques (effets de retards) incluses dans le modèle semblent être une représentation adéquate des phénomènes économiques

étudiés. Le chercheur peut donc être relativement confiant dans la forme fonctionnelle choisie pour cette régression

2- les résultats d'une régression par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO), analysant l'influence de plusieurs variables sur la variable dépendante DFEMALE_LFP (qui est probablement la différence première du taux de participation des femmes à la population active, FEMALE_LFP, comme suggéré par le nom du fichier DFEMALE_LFP). L'échantillon couvre la période de 1995 à 2023 avec 29 observations.

DFEMALE_LFP (-1) : Coefficient : 0,841602Prob. : 0,0000

Le coefficient est positif et fortement significatif (p-value < 0.0001). Cela indique une forte persistance de la variable dépendante : une augmentation de 1 point de pourcentage de DFEMALE_LFP à la période précédente entraîner une augmentation de 0.84 point de DFEMALE_LFP à la période actuelle. C'est un effet d'inertie ou de dépendance temporelle important.

SCO_PRIM_FE (Scolarisation primaire des filles) : Coefficient : 0,038968Prob. : 0,0021

Le coefficient est positif et très significatif (p-value = 0,0021). Une augmentation du taux de scolarisation primaire des filles est associée à une augmentation de DFEMALE_LFP. Cela suggère que l'amélioration de l'éducation des filles contribue positivement à la variation du taux de participation des femmes au marché du travail, un résultat intuitif et attendu.

FEMALE_UNEMPLOYMENT (Taux de chômage des femmes) : Coefficient : -0,027056Prob. : 0,0206

Le coefficient est négatif et significatif (p-value = 0,0206). Une augmentation du taux de chômage des femmes est associée à une diminution de DFEMALE_LFP. Cela peut s'interpréter comme un effet de découragement : si le chômage est élevé, moins de femmes recherchent activement un emploi, ce qui diminue le taux de participation à la force de travail.

FEMALE_UNEMPLOYMENT (termes laggués de -1 à -4) :

FEMALE_UNEMPLOYMENT (-1) : Coefficient 0.004096 (Prob. 0.7633) - Non significatif

FEMALE_UNEMPLOYMENT (-2) : Coefficient -0.007500 (Prob. 0.5795) - Non significatif

CHÔMAGE_FÉMININ (-3) : Coefficient -0.017607 (Prob. 0.2177) - Non significatif

CHÔMAGE_FÉMININ (-4) : Coefficient -0.017811 (Prob. 0.1628) - Non significatif

Contrairement au taux de chômage contemporain, ses valeurs passées (jusqu'à quatre périodes précédentes) n'ont pas d'effet statistiquement significatif sur DFEMALE_LFP. Cela suggère que l'effet du chômage est plutôt immédiat et ne se prolonge pas sur plusieurs périodes de manière significative.

LIFE_EXP_FEM (Espérance de vie des femmes) :Coefficient : 0,306779,Prob. : 0,0000

Le coefficient est positif et très fortement significatif (p-value < 0.0001). Une augmentation de l'espérance de vie des femmes est associée à une augmentation de DFEMALE_LFP. Cela pourrait refléter que l'amélioration de la santé et de la longévité des femmes leur permet de rester plus longtemps ou de s'insérer plus facilement sur le marché du travail.

LIFE_EXP_FEM (termes laggués de -1 à -3) :

LIFE_EXP_FEM (-1) : Coefficient -0.262610 (Prob. 0.0001) - Très significatif

LIFE_EXP_FEM (-2) : Coefficient -0.100261 (Prob. 0.0461) - Significatif

LIFE_EXP_FEM (-3) : Coefficient -0.076001 (Prob. 0.0855) - Significatif à 10%

Ces coefficients sont négatifs et significatifs (surtout les deux premiers). Cela indique un effet différé complexe de l'espérance de vie. Bien que l'effet contemporain soit positif, les augmentations passées de l'espérance de vie pourraient exercer une influence négative. Cela pourrait être interprété de plusieurs manières, par exemple,

comme un effet de "réversion à la moyenne" ou des dynamiques plus complexes de la démographie et du marché du travail qui nécessiteraient une analyse plus approfondie.

C (Constante) : Coefficient : 6,910407Prob. : 0,0002

La constante est positive et fortement significative. Elle représente la valeur moyenne de DFEMALE_LFP lorsque toutes les autres variables explicatives sont nulles.

FITTED^2 (Carré des valeurs équilibrées) :

Coefficient : 0,024645Prob. : 0,6877 pour le test de Ramsey RESET (comme vu précédemment). Son coefficient est non significatif (p-value = 0.6877), ce qui confirme l'absence d'erreurs de spécification de la forme fonctionnelle (absence de relations non linéaires quadratiques omises) dans le modèle, validant la spécification linéaire des relations.

R au carré : 0,987313, Le R-carré indique que 98,73% de la variation de DFEMALE_LFP est expliquée par les variables incluses dans le modèle. C'est un R-carré extrêmement élevé, suggérant un très bon ajustement du modèle aux données.

R-carré ajusté : 0,977798, Le R-carré ajusté, qui pénalise l'ajout de variables non pertinentes, reste très élevé (97,78%), confirmant l'excellent pouvoir explicatif du modèle.

SE de régression (Erreur Standard de la régression) : 0.101118, C'est l'écart-type des résidus, une mesure de la précision des prédictions du modèle. Une faible valeur indique une bonne précision.

Somme des carrés des résidus : 0.163599, La somme des carrés des erreurs résiduelles.

Log de vraisemblance (Log Vraisemblance) : 33.92644Utilisé pour les comparaisons de modèles via des tests de rapport de vraisemblance (comme le test de Ramsey RESET).

Statistique F : 103,7632,Prob(F-statistique) : 0,000000

La F-statistique est très élevée et sa probabilité est de 0.0000. Cela indique que le modèle dans son ensemble est très significatif statistiquement. On rejette l'hypothèse nulle que tous les coefficients des variables explicatives (sauf la constante) sont simultanément nuls.

III. Analyse Économétrique du Modèle ARDL :

Le modèle ARDL(1,0,4,3), retenu selon le critère d'information d'Akaike (AIC) (**Figure 3.2)**, permet d'examiner de manière rigoureuse l'effet de trois variables explicatives — l'éducation primaire des filles (SCO_PRIM_FE), le chômage féminin (FEMALE_UNEMPLOYMENT) et l'espérance de vie des femmes (LIFE_EXP_FEM) — sur le taux d'activité féminine. Les résultats à court terme (**Tableau 3.3)** révèlent que l'augmentation du niveau d'éducation primaire féminine contribue positivement à la variation de l'activité féminine (**coef. = +0.039**, p = 0.0014), traduisant une insertion plus rapide sur le marché du travail. De même, une amélioration de l'espérance de vie exerce un effet incitatif immédiat (**+0.305, p = 0.0000**), possiblement en lien avec une meilleure santé et longévité productive. À l'inverse, le chômage féminin diminue significativement l'activité des femmes à court terme (-0.026, p = 0.0179), signalant un effet de découragement rapide. Sur le long terme (**Tableau 3.4)**, l'éducation maintient un rôle structurant (**+0.240**, p = 0.0071), tandis que le chômage approfondit son effet négatif (-0.405, p = 0.0003). Fait marquant, l'espérance de vie devient un facteur de retrait progressif de l'activité féminine (-0.794, p = 0.0019), peut-être en raison d'une anticipation plus longue de la retraite ou d'une sortie précoce du marché du travail. L'existence d'une relation stable de long terme entre les variables est confirmée par le test de Bounds (**F-stat = 14.535**> seuil I(1) à 1% = 4.66). L'équation d'erreur corrigée (ECM) (**Tableau 3.5)** montre une vitesse d'ajustement significative : 16,4 % des déséquilibres sont corrigés chaque année (CointEq(-1) = -0.164, p = 0.0000). Les tests de diagnostic valident pleinement le modèle : normalité des résidus (Jarque-Bera, p = 0.399) (**Figure 3.3)**, absence d'autocorrélation (LM, p = 0.780) (**Tableau 3.6)**, homoscédasticité (Breusch-Pagan, p = 0.890) (**Tableau 3.7)**, stabilité des paramètres (CUSUM et CUSUM-SQ)

(**Figure 3.4 & 3.5)**, et absence d'erreur de spécification (RESET, p = 0.687) (**Tableau 3.8)**. Le coefficient de détermination élevé (R^2 = 0.987) confirme la capacité explicative du modèle.

Interprétation Économique des Résultats et Recommandations Stratégiques :

L'analyse met en lumière des dynamiques économiques cruciales pour la participation des femmes à la vie active. L'éducation primaire féminine constitue le levier le plus robuste : une augmentation de l'indicateur SCO_PRIM_FE se traduit par une progression immédiate de la participation, mais surtout par un effet d'entraînement à long terme, en facilitant l'accès des femmes à des opportunités économiques durables. Ce résultat souligne la nécessité de renforcer l'accès des filles à l'enseignement de base, non seulement pour des raisons d'équité, mais aussi comme facteur de productivité nationale. Le chômage féminin, quant à lui, agit comme un frein puissant et persistant à l'activité : les femmes confrontées au chômage tendent à se retirer durablement du marché du travail, par effet de découragement ou en raison d'un manque d'alternatives adaptées. Ce constat appelle à des politiques actives de l'emploi, centrées sur les besoins des femmes : offres de formation, développement de crèches subventionnées, incitations à l'embauche féminine. Enfin, ***l'espérance de vie soulève un paradoxe*** : si vivre plus longtemps stimule temporairement l'activité, son impact négatif à long terme interroge sur les dispositifs de retraite et la gestion des carrières féminines. Cela suggère d'engager des réformes structurelles, telles que la retraite progressive ou la formation continue, pour maintenir les femmes en emploi plus longtemps, sans sacrifier leur qualité de vie. En définitive, ce modèle ARDL, économétriquement solide et théoriquement pertinent, fournit un socle empirique pour orienter les politiques publiques vers une croissance plus inclusive et durable, en adéquation avec les ODD, notamment les objectifs 5 (égalité entre les sexes) et 8 (travail décent et croissance économique).

Conclusion générale

L'accès des femmes au marché du travail en Algérie est influencé par un ensemble complexe et interdépendant de facteurs socio-économiques, culturels et institutionnels. Malgré des avancées notables en matière d'éducation et de législation, des obstacles persistants freinent encore une pleine participation féminine. Sur le plan socioculturel, les normes de genre traditionnelles continuent de jouer un rôle prépondérant. La division sexuée du travail, qui assigne majoritairement aux femmes les tâches domestiques et familiales, limite leur disponibilité et leur mobilité. La pression sociale et familiale, ainsi que des perceptions stéréotypées des rôles féminins, peuvent décourager l'entrée des femmes dans certains secteurs d'activité ou les pousser vers des emplois jugés féminins, souvent moins rémunérateurs et moins valorisants. Économiquement, le marché du travail algérien présente des rigidités et des lacunes qui affectent particulièrement les femmes. La faiblesse de la création d'emplois dans des secteurs porteurs, la précarité de l'emploi informel où de nombreuses femmes se retrouvent, et le manque d'infrastructures de garde d'enfants abordables et accessibles sont autant de freins concrets. De plus, les disparités régionales et l'accès inégal aux opportunités économiques accentuent ces difficultés

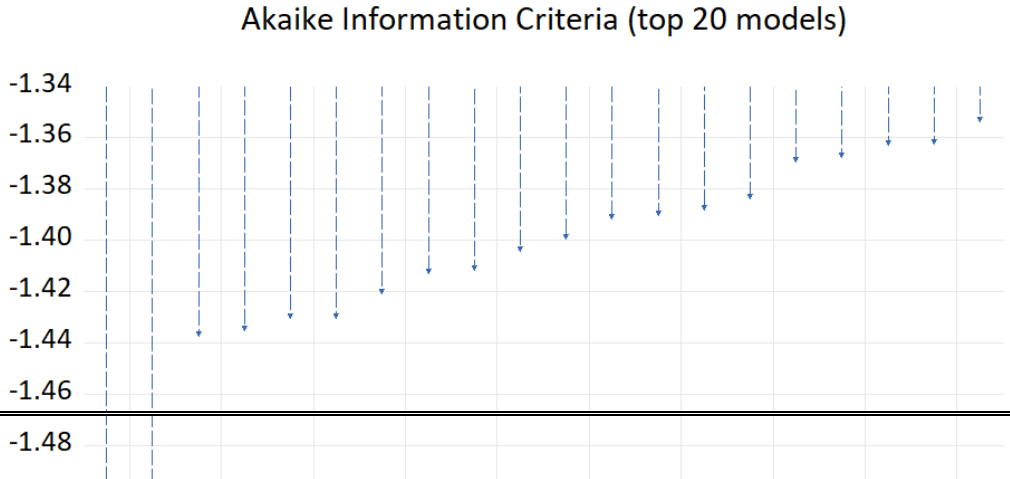
.Le modèle ARDL, retenu selon le critère d’information d’Akaike (AIC) , permet d’examiner de manière rigoureuse l’effet de trois variables explicatives — l’éducation primaire des filles (SCO_PRIM_FE), le chômage féminin (FEMALE_UNEMPLOYMENT) et l’espérance de vie des femmes (LIFE_EXP_FEM) — sur le taux d’activité féminine. Les résultats à court terme révèlent que l’augmentation du niveau d’éducation primaire féminine contribue positivement à la variation de l’activité féminine , traduisant une insertion plus rapide sur le marché du travail. De même, une amélioration de l’espérance de vie exerce un effet incitatif immédiat, possiblement en lien avec une meilleure santé et longévité productive. À l’inverse, le chômage féminin diminue significativement l’activité des femmes à court terme , signalant un effet de découragement rapide. Sur le long terme

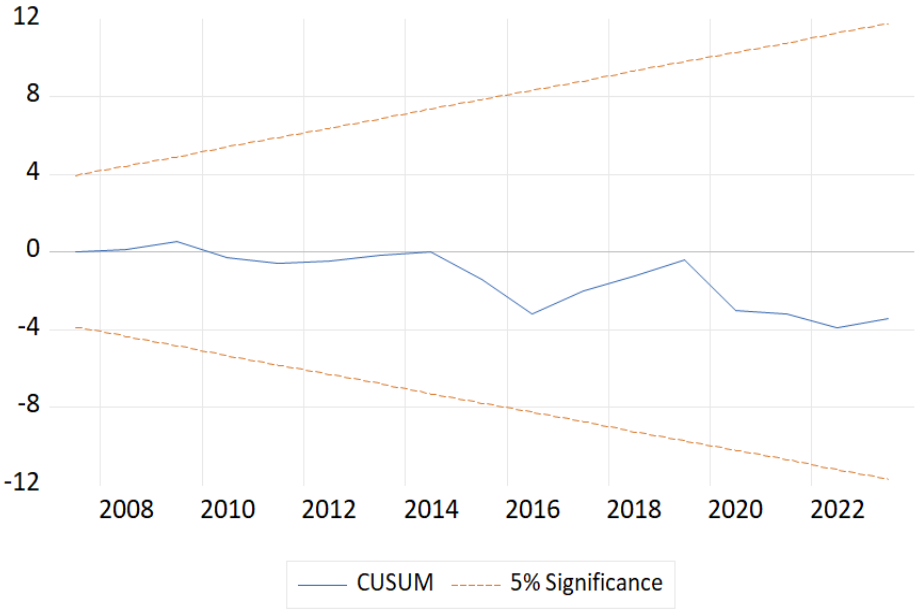
,l'éducation maintient un rôle structurant, tandis que le chômage approfondit son effet négatif . Fait marquant, l'espérance de vie devient un facteur de retrait progressif de l'activité féminine, peut-être en raison d'une anticipation plus longue de la retraite ou d'une sortie précoce du marché du travail. L'existence d'une relation stable de long terme entre les variables est confirmée par le test de Bonds seuil I(1) L'équation d'erreur corrigée (ECM) montre une vitesse d'ajustement significative : des déséquilibres sont corrigés chaque année (CointEq(-1) . Les tests de diagnostic valident pleinement le modèle : normalité des résidus (Jarque-Bera,)**)**, absence d'autocorrélation, homoscédasticité (Breusch-Pagan,) , stabilité des paramètres (CUSUM et CUSUM-SQ) , et absence d'erreur de spécification (RESET,). Le coefficient de détermination élevé ($R^2 = 0.987$) confirme la capacité explicative du modèle.

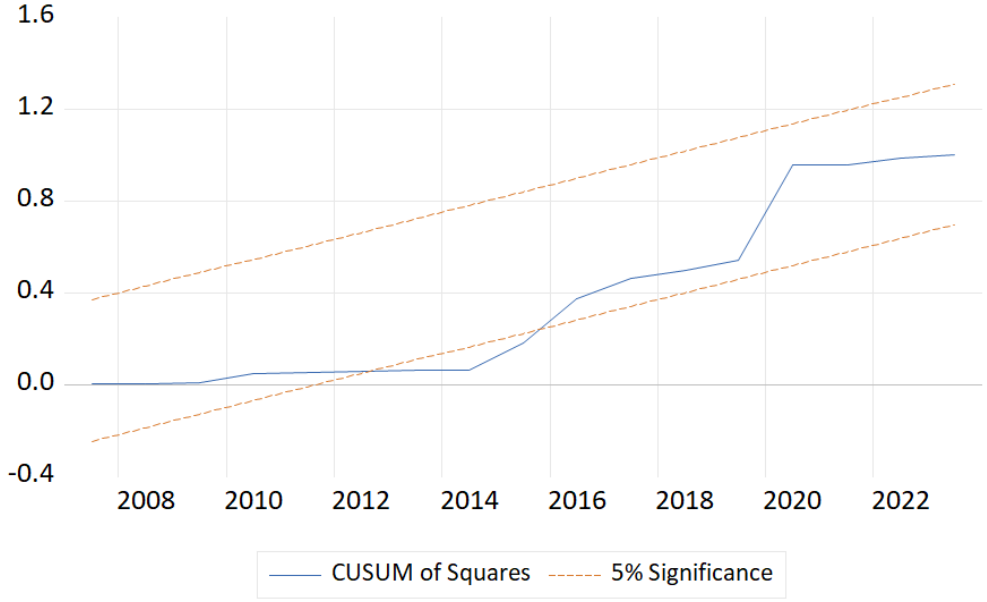
-En somme, l'amélioration de l'accès des femmes au marché du travail en Algérie nécessite une approche holistique. Cela implique non seulement des réformes économiques et institutionnelles, mais aussi une transformation des mentalités et des normes sociales. Une participation accrue des femmes est non seulement une question d'équité, mais aussi un levier essentiel pour le développement économique et social durable de l'Algérie. La pleine mobilisation de ce potentiel féminin est indispensable pour relever les défis futurs et bâtir une société plus inclusive et prospère.

-La application du modèle ARDL permettrait de déduire des implications politiques. Par exemple, si la scolarisation a un impact positif et significatif à long terme sur la la participation des femmes au marche du travail, cela renforcerait l'argument en faveur des investissements dans l'éducation des femmes. De même, la compréhension de la dynamique du chômage féminin aiderait à concevoir des politiques ciblées pour soutenir l'emploi des femmes.

Annexes


Akaike Information Criteria (top 20 models)
-1.34
-1.36
-1.38
-1.40
-1.42
-1.44
-1.46
-1.48


12
8
4
0
-4
-8
-12
2008
2010
2012
2014
2016
2018
2020
2022
CUSUM
5% Significance


1.6
1.2
0.8
0.4
0.0
-0.4
2008
2010
2012
2014
2016
2018
2020
2022
CUSUM of Squares
5% Significance

Bibliographies

- ABROUS D. (1989) L'honneur face au travail des femmes en Algérie, Paris, L'Harmattan.ACHY L., DE HENAU J., EL KADIRI N., KATEB K., LAUFER J., MARRY C., MARUANIM., MEULDERS D., SILVERA R., SOFER C. et ZOUARI S. (2004) Marché du travail et genre.

.

- ADAIR P. et BELLACHE Y. (2009) Emploi informel et dispositifs publics d'aide à la création d'activités en Algérie, in T. Barnay, F. Legendre (eds.) Emploi et politiques sociales – Défis et avenir de la protection sociale, L'Harmattan, tome 1, 315-329.
- ADEL F. (1997) Le travail domestique, Insaniyat n°1, Oran, 7-19.

BECKER G.S. (1985) Human Capital, Effort and Sexual Division of Labor, Journal of Labor,Economics, 3, 33-58.

- BECKER G.S (1975) Human Capital A Theoretical and Empirical Analysis, with Special,Reference to Education, National Bureau Of Economic Research, New York.
- -BECKER G.S and CHISWICK B. (1966). Education and The Distribution of Earnings, American,Economic Review, 56, 358-370.
- BECKER, G. S. (1964), Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, With Special.
- Gherbi H (2014) "les caractéristiques de l'emploi informel féminin en Algérie : cas de la wilaya de Bejaia" mondes en développement.
- Gherbi H (2016) ' Analyse de l'emploi informel féminin en Algérie ; cas de la wilaya de Bejaia » thèse de doctorat en cotutelle, université de Bejaia et université de Paris Est Créteil.
- Gherbi et al (2019) 'Gender inequalities and informal inequalities in North of Africa' Projet Femise, commission européenne.

Liste de illustrations

Tableau I.1 statistiques descriptives 13

Figure I.1 représentation graphique des séries 15

Tableau I.2 les tests de racine unitaire 18

Tableau II.3 Régression à correction d'erreur (ECM) 26

Tableau II.4 Test d'autocorrélation des résidus (Breusch-Godfrey) 31

Figure II.1 : Statistiques descriptives des résidus & test J-B 39

Tableau II.6 Test de spécification de Ramsey RESET 41

Table des matières

Dédicace

Remerciements

Liste d abréviation

Introduction générale 1

Emploi féminin et fondements théoriques

I. Emploi féminin et fondement théoriques 4

I.1. Théories du capital humain.....4

I.1.2. L'impact du travail des femmes sur le capital humain et l'économie est multidimensionnel : 5

I.2. Les théories féministes 5

II. La participation des femmes au marché du travail en Algérie.....7

II..1. Le taux d'activité féminin.....8

II.2.. Le chômage féminin.....10

II.1.1.Caractéristiques du Chômage Féminin 10

Les facteurs déterminants de l'accès des femmes au marché du travail analyse empirique par le modèle RDL.

Introduction.....13

I. Statistiques descriptives & représentation graphique.....13

II. Le modèle :.....19

III. Analyse Économétrique du Modèle ARDL :.....47

Conclusion générale.....49

Annexes

Bibliographies

liste de illustration

Table des matières

Résumé

Résume

L'accès des femmes au marché du travail est une question complexe, façonnée par une multitude de facteurs interdépendants. Au-delà des compétences individuelles et du niveau d'éducation, des barrières souvent invisibles mais puissantes, telles que les normes sociales et les stéréotypes de genre, continuent de peser lourdement. Ces normes dictent souvent les rôles traditionnels des femmes au sein du foyer, limitant leur disponibilité et leur autonomie. Le manque d'accès à des services de garde d'enfants abordables et de qualité constitue également un obstacle majeur, obligeant de nombreuses femmes à choisir entre leur carrière et leurs responsabilités familiales. Les politiques publiques et la législation, qu'elles soient en faveur de l'égalité salariale, du congé parental ou de la lutte contre la discrimination, jouent un rôle crucial en créant un cadre plus équitable ou, à l'inverse, en perpétuant les inégalités. Enfin, la structure économique d'un pays et la prévalence de certains secteurs d'activité peuvent soit ouvrir, soit restreindre les opportunités pour les femmes, rendant leur insertion professionnelle un reflet non seulement de leurs qualifications, mais aussi du contexte social et économique dans lequel elles évoluent

.

Access for women to the labor market is a complex issue, shaped by a multitude of interdependent factors. Beyond individual skills and educational attainment, often invisible but powerful barriers, such as social normsand gender stereotypes, continue to heavily influence this access. These norms often dictate traditional roles for women within the household, limiting their availability and autonomy. The lack of access to affordable, quality childcare services also presents a major obstacle, forcing many women to choose between their careers and family responsibilities. Public policiesand legislation, whether they support equal pay, parental leave, or anti-discrimination efforts, play a crucial role in creating a more equitable framework or, conversely, in perpetuating inequalities. Finally, a country's economic structure and the prevalence of certain sectors can either open up or restrict opportunities for women, making their professional integration a reflection not only of their qualifications but also of the social and economic context in which they operate.

إن وصول المرأة إلى سوق العمل مسألة معقدة، تتشكل بفعل مجموعة متعددة من العوامل المترابطة.
فإلى جانب المهارات الفردية والمستوى التعليمي، لا تزال هناك حواجز غالبًا ما تكون غير مرئية ولكنها قوية، مثل المعايير الاجتماعية والقوالب النماطيةالجندرية، تؤثر بشكل كبير .تملي هذه المعايير غالبًا الأدوار التقليدية للمرأة داخل الأسرة، مما يحد من توافرها واستقلاليتها .كما يشكل نقص الوصول إلى خدمات رعاية الأطفال بأسعار معقولةوذاتجودةعقبة رئيسية، مما يجبر العديد من النساء على الاختيار بين مسيرتهن المهنية ومسؤولياتهن الأسرية .تلعبالسياسات العامة والتشريعات، سواء كانت مؤيدة للمساواة في الأجور، أو إجازة الأمومة والأبوة، أو مكافحة التمييز، دورًا حاسمًا في خلق إطار أكثر عدلاً أو، على العكس من ذلك، في إدامة عدم المساواة .وأخيرًا، يمكن لـالهيكل الاقتصاديللبلد وهيمنة قطاعات معينة أن تفتح أو تقيد الفرص أمام النساء، مما يجعل اندماجهن المهني ليس فقط انعكاسًا لمؤهلاتهن، بل أيضًا للسياق الاجتماعي والاقتصادي الذي يعملن فيه.