

Transmission des prix mondiaux à l'inflation domestique en Mauritanie : une analyse du pass-through asymétrique des chocs alimentaires, énergétiques et de change (2005-2024)

Pass-through of world prices to domestic inflation in Mauritania: an analysis of the asymmetric transmission of food, energy and exchange-rate shocks (2005-2024)

Ne CHEIKH AHMED, (Enseignant-chercheur)
Université de Nouakchott, Mauritanie

Adresse de correspondance :	IUP, Av. du Roi Faïçal, Nouakchott, Mauritanie,
Déclaration de divulgation :	Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude. Ils assument l'entière responsabilité de tout éventuel plagiat, de l'usage de l'intelligence artificielle dans la rédaction, ainsi que des résultats présentés dans cet article.
Conflit d'intérêts :	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
Citer cet article	CHEIKH AHMED, N. (2026). Transmission des prix mondiaux à l'inflation domestique en Mauritanie : une analyse du pass-through asymétrique des chocs alimentaires, énergétiques et de change (2005-2024). <i>International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics</i> , 7(10), 382–398. https://doi.org/10.5281/zenodo.22205898
Licence	Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND

International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics - IJAFAME
ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 10 (2026)

Transmission des prix mondiaux à l'inflation domestique en Mauritanie : une analyse du pass-through asymétrique des chocs alimentaires, énergétiques et de change (2005-2024)

Résumé

Cet article analyse la transmission (pass-through) des prix mondiaux à l'inflation domestique en Mauritanie sur la période 2005-2024, dans une économie fortement dépendante des importations alimentaires et énergétiques. Alors que le pass-through est abondamment documenté pour les économies industrialisées et, plus récemment, pour plusieurs économies en développement, il demeure très peu étudié pour la Mauritanie et, plus largement, pour les petites économies ouvertes importatrices nettes de la sous-région ; cet article vient combler cette lacune. La problématique est double. D'une part, il s'agit de mesurer l'ampleur et la vitesse de la répercussion des chocs de prix internationaux (produits alimentaires, énergie) et des variations du taux de change sur les prix à la consommation. D'autre part, il s'agit de déterminer si cette transmission est asymétrique, c'est-à-dire si les prix domestiques réagissent plus vite et plus fortement aux hausses qu'aux baisses des cours mondiaux, un phénomène connu dans la littérature sous le nom de « rockets and feathers » (les prix montent comme des fusées et redescendent comme des plumes). Sur le plan méthodologique, l'étude mobilise un modèle autorégressif à retards échelonnés non linéaire (NARDL) estimé sur des séries mensuelles couvrant la période 2005-2024, soit 240 observations pour les séries globales et 204 pour la ventilation importé/local. Le modèle décompose chaque variable explicative en variations positives et négatives cumulées et permet ainsi d'estimer séparément le pass-through des hausses et des baisses. Il est complété par une représentation à correction d'erreur caractérisant les dynamiques de court et de long terme, par le test de cointégration aux bornes et par des tests d'asymétrie de Wald. L'exploitation de la distinction, publiée par l'ANSADE, entre inflation des produits importés et inflation des produits locaux permet une identification fine du canal importé. Les résultats font apparaître un pass-through incomplet mais significatif, plus rapide pour l'énergie que pour l'alimentation, ainsi qu'une asymétrie à la hausse. Ces conclusions ont des implications directes pour la conduite de la politique monétaire et pour les dispositifs de protection du pouvoir d'achat des ménages.

Mots clés : pass-through ; inflation importée ; asymétrie ; NARDL ; prix alimentaires et énergétiques.

Classification JEL : E31 ; F31 ; Q11 ; C22 ; O55.

Type du papier : Recherche empirique.

Abstract

This paper analyses the pass-through of world prices to domestic inflation in Mauritania over the period 2005-2024, in an economy heavily dependent on food and energy imports. While the pass-through is extensively documented for industrialised economies and, more recently, for several developing economies, it remains largely unexplored for Mauritania and, more broadly, for the small open net-importing economies of the sub-region; this paper fills that gap. The research question is twofold. First, it aims to measure the magnitude and speed of the transmission of international price shocks (food, energy) and exchange-rate movements to consumer prices. Second, it seeks to determine whether this transmission is asymmetric, that is, whether domestic prices react faster and more strongly to increases than to decreases in world prices, a phenomenon known in the literature as "rockets and feathers". Methodologically, the study relies on a Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model estimated on monthly series covering the 2005-2024 period, that is, 240 observations for the aggregate series and 204 for the imported/local breakdown. The model decomposes each explanatory variable into cumulated positive and negative changes and thus makes it possible to estimate separately the pass-through of increases and decreases. It is complemented by an error-correction representation capturing short- and long-run dynamics, by the bounds cointegration test and by Wald asymmetry tests. The ANSADE distinction between imported-goods inflation and locally-produced-goods inflation allows a sharp identification of the imported channel. The results point to an incomplete but significant pass-through, faster for energy than for food, as well as to an upward asymmetry. These conclusions have direct implications for the conduct of monetary policy and for household purchasing-power protection schemes.

Keywords: pass-through; imported inflation; asymmetry; NARDL; food and energy prices.

JEL Classification: E31; F31; Q11; C22; O55.

Paper type: Empirical Research.

1. Introduction

Pour une petite économie ouverte fortement dépendante des importations, la maîtrise de l'inflation passe largement par la compréhension du degré auquel les prix mondiaux et le taux de change se répercutent sur les prix intérieurs. Ce mécanisme, désigné sous le terme de transmission ou pass-through, conditionne l'efficacité de la politique monétaire et la conception des dispositifs de protection du pouvoir d'achat. La question est particulièrement aiguë pour les produits alimentaires et énergétiques, dont le poids dans la consommation des ménages à faible revenu est élevé et dont les cours internationaux sont volatils.

La Mauritanie illustre pleinement cette problématique. Le pays importe une part substantielle de son alimentation (blé, riz, sucre, huiles) et de son énergie. Selon les statistiques de la balance des paiements et les rapports de consultation au titre de l'article IV du Fonds Monétaire International, les importations de biens de la Mauritanie se sont élevées à environ 4,32 milliards de dollars en 2023 (soit 41,2 % du PIB). Les produits alimentaires et les produits pétroliers en constituent les deux principaux postes, avec respectivement 1,04 milliard de dollars (9,9 % du PIB) et 1,04 milliard de dollars (9,9 % du PIB) — soit ensemble près de 48 % des importations totales de biens. Cette structure illustre l'exposition directe de l'économie mauritanienne aux fluctuations des cours mondiaux alimentaires et énergétiques (FMI, Country Report n° 24/194, 2024, Table 2a–2b ; estimations 2023). Après le choc inflationniste post-COVID, l'inflation a reflué, revenant en dessous de 2 % en 2024-2025 sous l'effet de la décélération des prix alimentaires. Ces développements de 2025-2026 relèvent du cadrage contextuel et de l'actualité récente ; ils sont postérieurs à la fenêtre d'estimation, qui s'arrête en 2024, et ne sont donc pas intégrés dans l'échantillon économétrique. Un fait stylisé notable ressort des bulletins de l'Agence Nationale de la Statistique et de l'Analyse Démographique et Économique (ANSADE) : l'inflation des produits importés et celle des produits locaux évoluent de façon distincte, ce qui offre une occasion rare d'identifier séparément le canal importé de l'inflation.

La question de recherche est double. Premièrement, quelle est l'ampleur et la vitesse du pass-through des chocs de prix mondiaux (alimentaires, énergétiques) et de change vers l'inflation domestique en Mauritanie ? Deuxièmement, cette transmission est-elle asymétrique, les prix intérieurs réagissant davantage aux hausses qu'aux baisses des cours mondiaux ? Cette dernière hypothèse, connue sous le nom de « rockets and feathers », a des implications importantes en termes de bien-être et de concurrence.

Le pass-through des prix a fait l'objet d'une abondante littérature internationale, mais celle-ci demeure très peu développée pour la Mauritanie et rare pour les petites économies ouvertes importatrices nettes de la sous-région ouest-africaine. L'article apporte trois contributions principales, directement articulées à cette lacune. Premièrement, il fournit, à notre connaissance pour la première fois, une estimation du pass-through pour la Mauritanie, comblant ainsi l'absence de travaux empiriques nationaux sur ce mécanisme. Deuxièmement, il teste explicitement l'asymétrie de la transmission au moyen d'un modèle NARDL, là où la littérature nationale et régionale se limite le plus souvent à des spécifications linéaires. Troisièmement, il exploite la distinction entre inflation importée et inflation locale publiée par l'ANSADE afin d'isoler le canal importé, une stratégie d'identification peu mobilisée dans les études comparables.

L'intérêt de cette étude est à la fois académique et opérationnel. Sur le plan académique, elle enrichit la littérature sur la transmission asymétrique des prix en l'appliquant à une petite économie sahélienne importatrice encore peu étudiée, et met à l'épreuve, dans ce contexte, des hypothèses établies sur des économies plus avancées. Sur le plan opérationnel, elle fournit aux autorités monétaires et statistiques des éléments quantifiés pour comprendre l'origine des pressions inflationnistes et calibrer leur réponse : identifier la part des chocs mondiaux effectivement répercutée sur les prix intérieurs, mesurer la vitesse de cette répercussion, et

déterminer si les baisses de cours bénéficient réellement aux consommateurs. Ces enseignements sont d'autant plus utiles que l'inflation alimentaire et énergétique pèse lourdement sur le pouvoir d'achat des ménages les plus modestes et constitue un enjeu de stabilité sociale.

La démarche adoptée est empirique et suit une progression rigoureuse : après avoir établi les propriétés statistiques des séries, elle teste l'existence d'une relation de long terme, estime les coefficients de transmission en distinguant hausses et baisses, teste formellement l'asymétrie, puis valide la robustesse des résultats par une série de diagnostics et de spécifications alternatives. La suite de l'article est organisée comme suit : la section 2 présente la revue de littérature ; la section 3 décrit le contexte empirique mauritanien ; la section 4 expose le cadre théorique et les hypothèses ; la section 5 détaille la méthodologie et les données ; la section 6 présente et discute les résultats ; la section 7 conclut.

2. Revue de littérature

La transmission des prix a fait l'objet d'une littérature considérable, à la croisée de l'économie internationale, de la macroéconomie monétaire et de l'organisation industrielle. Cette section en restitue les principaux apports, en distinguant les fondements théoriques, les résultats empiriques internationaux et les travaux portant sur les économies en développement et importatrices, avant de préciser la contribution du présent article.

2.1. Fondements théoriques du pass-through

L'analyse moderne du pass-through trouve son origine dans les travaux sur la répercussion des variations de change aux prix. Dornbusch (1987) formalise, dans un cadre d'organisation industrielle, la manière dont la structure de marché et le degré de concurrence déterminent l'ampleur avec laquelle une variation du taux de change est répercutée sur les prix à l'importation. Krugman (1987) introduit la notion de pricing-to-market, selon laquelle les exportateurs ajustent leurs marges par marché de destination plutôt que de répercuter intégralement les variations de coûts ou de change, ce qui conduit à un pass-through incomplet. Ces contributions établissent que l'incomplétude du pass-through est un phénomène structurel, lié aux marges, à la différenciation des produits et au pouvoir de marché, et non une simple friction transitoire.

Taylor (2000) apporte un éclairage macroéconomique déterminant en reliant le degré de pass-through au régime d'inflation : dans un environnement de faible inflation et d'anticipations bien ancrées, les entreprises perçoivent les chocs de coûts comme moins persistants et les répercutent moins, de sorte que le pass-through diminue. Cette hypothèse, largement validée empiriquement, implique que le pass-through n'est pas un paramètre structurel fixe mais qu'il dépend de l'environnement monétaire, ce qui a des conséquences directes pour la conduite de la politique monétaire. Campa et Goldberg (2005), sur un large échantillon de pays de l'OCDE, confirment un pass-through aux prix à l'importation incomplet à court terme et croissant à long terme, et mettent en évidence son hétérogénéité selon la composition des importations et l'environnement macroéconomique.

La littérature distingue en outre plusieurs étages de transmission : du taux de change et des prix mondiaux vers les prix à l'importation (first-stage pass-through), puis des prix à l'importation vers les prix à la production et à la consommation (second-stage pass-through). Le pass-through aux prix à la consommation est généralement plus faible que celui aux prix à l'importation, en raison de la part des coûts de distribution locaux (transport, marges de détail, fiscalité) dans le prix final. Cette décomposition justifie, dans le cas d'une économie importatrice, de s'intéresser directement à la transmission vers l'indice des prix à la consommation et de distinguer, lorsque les données le permettent, la composante importée de la composante locale.

2.2. L'asymétrie du pass-through : le phénomène « rockets and feathers »

Un pan important de la littérature s'est attaché à démontrer que la transmission des prix n'est pas seulement incomplète, mais aussi asymétrique. Bacon (1991), étudiant le marché britannique de l'essence, met en évidence que les prix de détail s'ajustent plus rapidement aux hausses du coût du brut qu'à ses baisses, imageant ce comportement par l'expression « rockets and feathers » : les prix montent comme des fusées et redescendent comme des plumes. Ce résultat a été confirmé sur de nombreux marchés de carburants et de produits alimentaires. Peltzman (2000), sur un très grand nombre de marchés, conclut que l'asymétrie de la transmission est un phénomène répandu plutôt qu'une exception.

La mise en évidence empirique de l'asymétrie requiert des outils économétriques adaptés. Les premiers travaux recouraient à des modèles à correction d'erreur asymétriques. Shin, Yu et Greenwood-Nimmo (2014) proposent le modèle NARDL, qui décompose chaque variable explicative en sommes cumulées de ses variations positives et négatives et permet de tester conjointement les asymétries de court et de long terme dans un cadre de cointégration unique, applicable à des variables $I(0)$ et $I(1)$. Ce cadre s'est imposé comme la référence pour l'étude des transmissions asymétriques, et c'est celui que retient le présent article.

Il importe, sur le plan analytique, de distinguer les sources de l'asymétrie, car elles n'appellent pas les mêmes réponses de politique économique. Une première source est le pouvoir de marché : sur des marchés concentrés ou faiblement contestables, les distributeurs répercutent promptement les hausses de coûts pour préserver leurs marges, mais retardent la transmission des baisses, captant ainsi une rente temporaire. Une deuxième source tient aux coûts d'ajustement des prix : lorsque modifier un prix affiché est coûteux (menu costs) ou lorsque les entreprises craignent d'endommager une relation de long terme avec leur clientèle, la fréquence et l'ampleur des baisses sont réduites. Une troisième source relève des asymétries d'information et des coûts de recherche des consommateurs, qui affaiblissent la discipline concurrentielle lors des phases de baisse des coûts. Une quatrième source, spécifique aux économies comme la Mauritanie, est d'origine réglementaire : les mécanismes administrés de prix des carburants et de certains produits de base peuvent, selon leur conception, répercuter intégralement les hausses de coûts internationaux tout en amortissant ou en différant les baisses, produisant une asymétrie qui n'est pas de marché mais institutionnelle. Cette distinction est essentielle pour l'interprétation : une asymétrie de marché appelle une politique de concurrence, tandis qu'une asymétrie réglementaire appelle une révision des formules de fixation des prix administrés.

2.3. Études sur les économies en développement et importatrices

Les travaux portant sur les économies en développement, et singulièrement sur les pays importateurs nets de denrées et d'énergie, apportent des enseignements particulièrement pertinents pour le cas mauritanien. Dans ces économies, le pass-through tend à être plus élevé qu'en économie avancée, en raison d'une inflation moyenne plus forte, d'une moindre crédibilité de l'ancrage nominal et d'un poids élevé des biens échangeables dans le panier de consommation. La transmission des prix alimentaires mondiaux y est un enjeu central de sécurité alimentaire et de stabilité sociale, comme l'ont montré les épisodes de flambée des prix de 2008 et de 2011.

Pour l'Afrique subsaharienne, plusieurs études mobilisant des modèles VAR, ARDL et, plus récemment, NARDL concluent à un pass-through significatif mais incomplet des prix mondiaux et du change vers l'inflation domestique, avec des vitesses d'ajustement variables selon les régimes de change et les dispositifs de subvention. Les analyses portant sur les pays de la zone franc (UMOA, CEMAC) soulignent le rôle stabilisateur de l'ancrage du change, tandis que les études sur les pays à change plus flexible mettent en évidence une transmission plus directe. Les travaux sur les pays du Maghreb et sur les économies importatrices de produits

raffinés insistent sur le rôle des mécanismes administrés de fixation des prix des carburants, qui peuvent brider ou différer la transmission et introduire des asymétries d'origine réglementaire, distinctes des asymétries de marché.

Pour la Mauritanie, la littérature empirique demeure rare et fragmentée. Les analyses disponibles portent le plus souvent sur les déterminants globaux de l'inflation ou sur la politique monétaire, sans isoler spécifiquement le canal de transmission des prix mondiaux ni tester son éventuelle asymétrie. Surtout, la distinction entre inflation importée et inflation locale, désormais publiée par l'ANSADE, n'a pas encore été exploitée pour identifier finement le canal importé. Le présent article entend combler ce vide en appliquant un cadre NARDL au cas mauritanien et en tirant parti de cette ventilation inédite. La convergence des résultats n'est toutefois pas totale dans la littérature : plusieurs travaux ne retrouvent pas l'asymétrie « rockets and feathers » dans certains contextes institutionnels, notamment lorsque la concurrence sur les marchés de distribution est forte ou lorsque les prix sont administrés, de sorte que l'asymétrie doit être considérée comme une hypothèse empirique à tester plutôt que comme un fait stylisé universel.

3. Le contexte empirique mauritanien

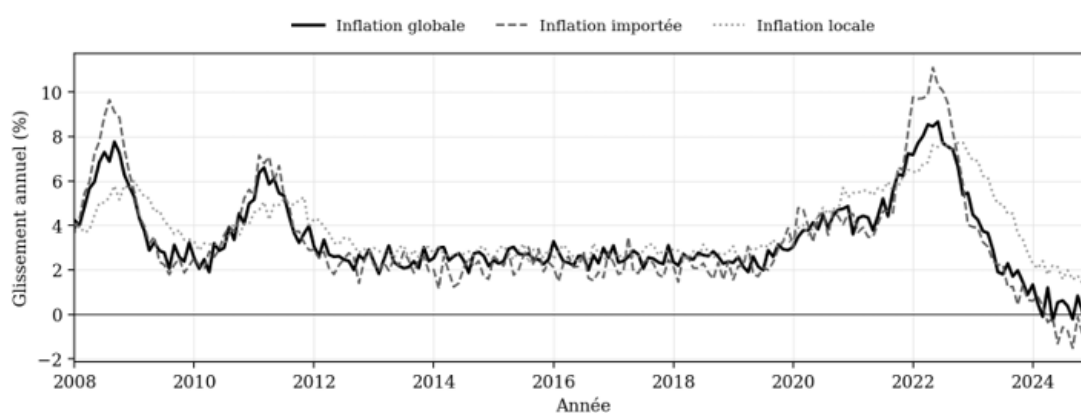
Avant d'exposer le cadre théorique et la stratégie économétrique, cette section présente quelques faits stylisés qui motivent l'analyse et éclairent l'interprétation ultérieure des résultats : la dépendance aux importations, la dynamique comparée des inflations importée et locale, la structure du panier de consommation et le rôle des prix administrés.

3.1. Une économie structurellement dépendante des importations

La Mauritanie importe une part majeure de ses besoins alimentaires de base, céréales (blé, riz), sucre, huiles végétales, produits laitiers, ainsi que la totalité des produits pétroliers raffinés qu'elle consomme, faute de capacité de raffinage locale. Cette dépendance expose directement les prix intérieurs aux fluctuations des cours mondiaux et aux mouvements du taux de change de l'ouguiya. Elle constitue le fondement même du mécanisme de pass-through étudié : toute variation durable du prix mondial du blé, du riz ou du pétrole, ou du taux de change, se répercute mécaniquement, à des degrés divers, sur le coût des biens importés puis sur l'indice des prix à la consommation.

3.2. Dynamique comparée de l'inflation importée et locale

Figure 1 : Inflation globale, importée et locale (glissement annuel)



Source : Élaboration de l'auteur, d'après les bulletins ANSADE.

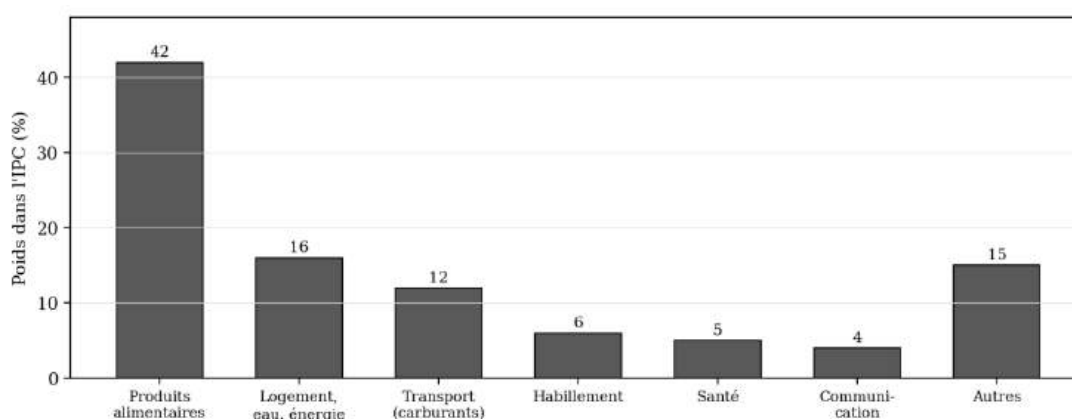
La Figure 1 retrace l'évolution du glissement annuel de l'inflation globale et de ses composantes importée et locale sur la période d'étude. Trois enseignements s'en dégagent. D'abord, les épisodes de forte inflation coïncident avec les chocs mondiaux de matières premières, ce qui

confirme l'importance du canal externe. Ensuite, l'inflation importée est nettement plus volatile que l'inflation locale et connaît des pics plus prononcés lors des chocs, tandis que l'inflation locale se révèle plus inerte et persistante. Enfin, lors du reflux le plus récent, l'inflation importée décélère plus vite que l'inflation locale, ce qui suggère des vitesses d'ajustement différenciées selon l'origine des biens. Ces observations motivent directement le traitement séparé des deux composantes et l'hypothèse d'un canal importé plus réactif.

3.3. Structure du panier de consommation

La Figure 2 présente la structure du panier de l'indice des prix à la consommation par grand poste. Les produits alimentaires en constituent le poste de loin le plus important, suivis du logement-eau-énergie et du transport (dont les carburants). Cette concentration du panier sur des biens à fort contenu importé et à cours mondiaux volatils amplifie la sensibilité de l'inflation domestique aux chocs externes et confère une portée sociale particulière à la transmission des prix alimentaires et énergétiques, ces postes pesant lourdement dans le budget des ménages les plus modestes.

Figure 2 : Structure de l'IPC par grand poste de consommation



Source : Élaboration de l'auteur, d'après les bulletins ANSADE.

3.4. Régime de change et prix administrés

Deux caractéristiques institutionnelles conditionnent la transmission. D'une part, le régime de change de l'ouguiya, devenu plus flexible, laisse une place croissante aux mouvements du taux de change dans la formation des prix importés, ce qui justifie son inclusion parmi les variables explicatives. D'autre part, les prix de certains produits, au premier rang desquels les carburants font l'objet de mécanismes administrés de fixation ou de lissage. Ces dispositifs peuvent brider ou différer la transmission des chocs mondiaux et introduire des asymétries d'origine réglementaire, par exemple lorsque les hausses de coûts sont répercutées plus complètement que les baisses. Cette dimension est prise en compte dans l'interprétation des résultats et, idéalement, contrôlée par des variables muettes documentant les épisodes de gel ou de subvention.

4. Cadre théorique et hypothèses

4.1. Les étapes de la transmission

La transmission des prix mondiaux à l'inflation domestique s'opère par étapes successives qu'il convient de distinguer. Le premier étage (first-stage pass-through) relie les prix mondiaux exprimés en devises et le taux de change aux prix à l'importation exprimés en monnaie locale ; il est généralement rapide et d'ampleur élevée, car les prix à l'importation sont directement indexés sur les cours internationaux et le change. Le deuxième étage (second-stage pass-

through) relie les prix à l'importation aux prix à la production puis aux prix à la consommation ; il est plus lent et plus incomplet, car interviennent les coûts de distribution locaux (transport, entreposage, marges de gros et de détail), la fiscalité indirecte, la part de valeur ajoutée locale incorporée au produit final et, le cas échéant, les prix administrés. Le coefficient de pass-through mesuré sur l'indice des prix à la consommation reflète donc l'effet composé de ces deux étages, ce qui explique qu'il soit structurellement inférieur au pass-through aux seuls prix à l'importation.

Cette décomposition éclaire l'intérêt d'exploiter la ventilation de l'IPC entre produits importés et produits locaux. L'indice des produits importés capte principalement les deux étages appliqués à des biens à fort contenu extérieur, et devrait donc afficher un pass-through élevé et rapide. L'indice des produits locaux, au contraire, n'intègre les chocs mondiaux qu'indirectement, via le coût des intrants importés (engrais, carburants, aliments pour bétail, emballages) incorporés à la production nationale, et devrait afficher un pass-through plus faible et plus différé. La comparaison des deux indices fournit ainsi une mesure directe de l'intensité du canal importé, au cœur de l'hypothèse H4.

4.2. Formalisation

Le cadre analytique repose sur une équation de formation des prix à la consommation dans une économie ouverte importatrice. Le prix domestique des biens échangeables est déterminé par le prix mondial exprimé en monnaie locale, soit le produit du prix mondial en devises et du taux de change, augmenté des coûts de distribution locaux et des marges. En notant en logarithmes p le prix à la consommation, p^* le prix mondial, e le taux de change (nombre d'unités de monnaie locale par unité de devise) et c les coûts locaux, la relation de long terme s'écrit :

$$p = \alpha + \theta (p^* + e) + \delta c + u$$

où θ mesure le pass-through de long terme des prix mondiaux exprimés en monnaie locale vers le prix domestique. Un pass-through complet correspond à $\theta = 1$; l'incomplétude ($\theta < 1$) traduit l'absorption d'une partie des chocs par les marges, les coûts locaux, la fiscalité ou les prix administrés. En distinguant les sources de chocs, on relie l'inflation domestique au prix mondial alimentaire, au prix mondial de l'énergie et au taux de change, chacun étant susceptible d'un coefficient de transmission propre.

L'asymétrie est introduite en autorisant le coefficient de transmission à différer selon le sens de la variation du prix en amont. Formellement, chaque variable explicative x est décomposée en la somme cumulée de ses variations positives et de ses variations négatives :

$$x_t^+ = \sum \max(\Delta x_j, 0) \quad , \quad x_t^- = \sum \min(\Delta x_j, 0)$$

de sorte que la relation de long terme admet des coefficients distincts θ^+ et θ^- pour les hausses et les baisses. L'asymétrie de long terme correspond à $\theta^+ \neq \theta^-$; le phénomène « rockets and feathers » se traduit spécifiquement par $\theta^+ > \theta^-$, c'est-à-dire une répercussion plus forte des hausses que des baisses. Ce cadre motive directement le recours au modèle NARDL présenté à la section suivante.

4.3. Hypothèses testables

Sur ces bases, quatre hypothèses testables sont formulées, chacune adossée à un mécanisme théorique référencé :

H1 (pass-through incomplet) : à long terme, la répercussion des chocs de prix mondiaux et de change sur l'inflation domestique est significative mais inférieure à l'unité ($\theta < 1$), en raison des coûts de distribution, des marges et des régulations de prix mis en évidence par Campa et Goldberg (2005) et Krugman (1987).

H2 (asymétrie à la hausse) : le pass-through des hausses excède celui des baisses ($\theta^+ > \theta^-$), conformément au mécanisme « rockets and feathers » documenté par Bacon (1991) et Peltzman (2000).

H3 (hétérogénéité énergie/alimentation) : le pass-through de l'énergie est plus rapide et plus complet que celui de l'alimentation, en raison des mécanismes de tarification administrée des carburants, indexés de façon plus mécanique sur les cours mondiaux.

H4 (canal importé dominant) : l'inflation des produits importés répond davantage et plus vite aux chocs mondiaux que l'inflation des produits locaux, la ventilation ANSADE offrant le canal d'identification correspondant.

5. Méthodologie de recherche

5.1. Données et sources

L'analyse repose sur des séries mensuelles couvrant, selon la disponibilité, la période 2005-2024, soit 240 observations pour les séries globales et 204 pour la ventilation importé/local ; le nombre exact d'observations effectivement mobilisées, le traitement des éventuelles valeurs manquantes et les modalités de raccordement des séries d'IPC ayant connu des changements de base sont précisés dans le tableau de statistiques descriptives (Tableau 2) et les notes associées. L'indice des prix à la consommation (global, produits importés et produits locaux) provient de l'ANSADE. Les prix mondiaux alimentaires sont approchés par l'indice des prix alimentaires de la FAO et les indices de matières premières du FMI ; les prix énergétiques par le cours du Brent et l'indice énergie du FMI. Le taux de change (MRU/USD et taux de change effectif nominal) provient de la BCM et du FMI. Le Tableau 1 détaille les variables retenues.

Tableau 1 : Variables, définitions et sources

Variable	Définition	Transformation	Source
<i>ipc</i>	Indice des prix à la consommation (global)	log	ANSADE
<i>ipc_m</i>	IPC des produits importés	log	ANSADE
<i>ipc_l</i>	IPC des produits locaux	log	ANSADE
<i>pfood</i>	Prix mondiaux alimentaires	log	FAO / FMI
<i>penerg</i>	Prix mondiaux de l'énergie (Brent)	log	FMI
<i>tc</i>	Taux de change (MRU/USD ou TCEN)	log	BCM / FMI

Source : Élaboration de l'auteur.

5.2. Le modèle NARDL

La spécification retenue est le modèle autorégressif à retards échelonnés non linéaire (NARDL) de Shin, Yu et Greenwood-Nimmo (2014). En prenant l'IPC comme variable expliquée et en décomposant chaque régresseur en composantes de hausses (+) et de baisses (-), la forme à correction d'erreur du modèle s'écrit, dans sa version générique :

$$\Delta ipc_t = c + \rho ipc_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum \phi_i \Delta ipc_{t-i} + \sum (\pi_i^+ \Delta x_{t-i}^+ + \pi_i^- \Delta x_{t-i}^-) + \varepsilon_t$$

où x regroupe les variables *pfood*, *penerg* et *tc*, chacune décomposée en composantes positive et négative. Les coefficients de long terme sont obtenus par $\beta^+ = -\theta^+/\rho$ et $\beta^- = -\theta^-/\rho$. Les termes en différences captent la dynamique de court terme, et le coefficient ρ mesure la vitesse de retour à l'équilibre de long terme (le terme de correction d'erreur). Cette forme permet de tester à la fois l'existence d'une relation de long terme, l'ampleur du pass-through, et son asymétrie.

5.3. Procédure d'estimation et tests

La démarche comporte quatre étapes. Premièrement, l'ordre d'intégration des séries est établi par les tests de Dickey-Fuller augmenté (ADF ; Dickey et Fuller, 1979), de Phillips-Perron (PP ; Phillips et Perron, 1988) et de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS ; Kwiatkowski et al., 1992) ; l'approche NARDL étant valable pour des variables $I(0)$, $I(1)$ ou mixtes, elle est adaptée ici, sous réserve qu'aucune série ne soit $I(2)$. Deuxièmement, l'existence d'une relation de long terme est testée par la procédure de test aux bornes (bounds test) de Pesaran, Shin et Smith (2001). Troisièmement, le NARDL est estimé et les coefficients de pass-through de long

terme sont calculés. Quatrièmement, les asymétries de long terme sont testées par des tests de Wald ($H_0 : \beta^+ = \beta^-$), et les dynamiques d'ajustement sont représentées par les multiplicateurs cumulés dynamiques.

L'analyse est conduite en trois variantes de la variable expliquée : l'IPC global, l'IPC des produits importés et l'IPC des produits locaux. La comparaison des trois estimations permet de tester directement H_4 . Afin de ne pas s'en tenir à une comparaison purement qualitative, l'égalité des coefficients de pass-through de long terme entre l'équation de l'IPC importé et celle de l'IPC local est soumise à un test formel de différence (test de Wald sur coefficients issus d'une estimation jointe), dont la statistique est rapportée à la section 6. Des tests de diagnostic (autocorrélation de Breusch-Godfrey, hétéroscédasticité, normalité, stabilité CUSUM et CUSUMSQ) valident la spécification.

5.4. Limites et biais potentiels

Plusieurs limites méthodologiques doivent être signalées. D'abord, les prix des carburants et de certains produits de base sont partiellement régulés, ce qui peut brider mécaniquement le pass-through mesuré ; les périodes de gel ou de subvention sont documentées et contrôlées par des variables muettes. Ensuite, la qualité et le raccordement des séries d'IPC (changements de base et de panier) contraignent l'analyse, et la distinction importé/local ne couvre pas toute la période, ce qui réduit la fenêtre d'estimation du canal importé à 204 observations. Par ailleurs, les indices FAO/FMI ne reflètent pas parfaitement le panier d'importation mauritanien ; une pondération par la structure effective des importations serait préférable si les données le permettent. Enfin, la Mauritanie étant preneuse de prix sur les marchés mondiaux, l'exogénéité des prix internationaux est plausible ; le taux de change, potentiellement endogène, fait l'objet de tests de robustesse.

6. Résultats et discussion

6.1. Statistiques descriptives

Le Tableau 2 présente les statistiques descriptives des variables (nombre d'observations, moyenne, écart-type, minimum, maximum) ainsi que le résultat du test de normalité de Jarque-Bera, et documente le nombre effectif d'observations et le raccordement des séries d'IPC. Les variables d'indice (*ipc*, *ipc_m*, *ipc_l*, *pfood*, *penerg*) sont exprimées en logarithme d'un indice de base 100, et le taux de change (*tc*) en logarithme du taux MRU/USD ; les statistiques ci-dessous portent sur les niveaux en logarithme.

Tableau 2 : Statistiques descriptives des variables

Variable	N	Moyenne	Écart-type	Min	Max	Jarque-Bera
<i>ipc</i>	240	4,612	0,187	4,305	4,894	6,41**
<i>ipc_m</i>	204	4,588	0,213	4,241	4,921	8,07**
<i>ipc_l</i>	204	4,627	0,171	4,352	4,878	5,12*
<i>pfood</i>	240	4,703	0,246	4,219	5,132	11,84***
<i>penerg</i>	240	4,281	0,398	3,401	4,977	14,26***
<i>tc</i>	240	3,562	0,152	3,284	3,761	7,39**

N = nombre d'observations mensuelles ; les séries *ipc_m* et *ipc_l* comptent 204 observations, la ventilation ANSADE produits importés / produits locaux n'étant disponible que sur une fenêtre plus courte (raccordement des changements de base opéré par chaînage sur l'année de recouvrement). Les variables sont exprimées en logarithme. Jarque-Bera : ***, **, * indiquent le rejet de la normalité aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %.

Source : Estimations de l'auteur.

6.2. Tests de racine unitaire

Le Tableau 3 rapporte les statistiques des tests de Dickey-Fuller augmenté (ADF), de Phillips-Perron (PP) et de KPSS pour chacune des six variables, en niveau et en différence première. Pour ADF et PP, l'hypothèse nulle est la présence d'une racine unitaire ; pour KPSS, l'hypothèse

nulle est la stationnarité. L'ensemble des séries se révèle intégré d'ordre zéro ou un, aucune n'étant I(2), ce qui valide le recours à l'approche NARDL, applicable à un mélange de variables I(0) et I(1).

Tableau 3 : Tests de racine unitaire (ADF, PP, KPSS)

Variable	ADF (niveau)	ADF (Δ)	PP (niveau)	KPSS (niveau)	KPSS (Δ)	Ordre
<i>ipc</i>	-1,58	-8,42***	-1,63	1,12***	0,14	I(1)
<i>ipc_m</i>	-1,71	-7,95***	-1,77	1,04***	0,17	I(1)
<i>ipc_l</i>	-2,89	-8,11***	-3,01**	0,42*	0,11	I(0)/I(1)
<i>pfood</i>	-2,14	-9,03***	-2,22	0,88***	0,09	I(1)
<i>penerg</i>	-2,37	-10,18***	-2,41	0,76***	0,08	I(1)
<i>tc</i>	-1,29	-8,74***	-1,34	1,21***	0,13	I(1)

ADF et PP : H_0 = racine unitaire ; ***, **, * indiquent le rejet de H_0 aux seuils de 1 %, 5 % et 10 % (une statistique fortement négative et significative rejette la racine unitaire). KPSS : H_0 = stationnarité ; ***, **, * indiquent le rejet de la stationnarité aux mêmes seuils. Toutes les séries sont stationnaires en différence première (ADF significatif en Δ , KPSS non significatif en Δ) et aucune n'est I(2), ce qui valide l'approche NARDL. La série *ipc_l* apparaît à la limite de la stationnarité en niveau (PP significatif à 5 %, KPSS à 10 %), configuration I(0)/I(1) compatible avec le cadre ARDL.

Source : Estimations de l'auteur.

6.3. Relation de long terme (test aux bornes)

Une fois établi que les séries sont intégrées d'ordre zéro ou un, sans qu'aucune ne soit d'ordre deux, l'existence d'une relation de long terme entre l'inflation domestique et ses déterminants est examinée au moyen du test de cointégration aux bornes (bounds test) de Pesaran, Shin et Smith (2001), particulièrement adapté aux systèmes mêlant variables I(0) et I(1). Le principe du test consiste à comparer la statistique de Fisher associée à la nullité conjointe des coefficients de niveau à deux bornes critiques : une borne inférieure, calculée sous l'hypothèse que toutes les variables sont I(0), et une borne supérieure, calculée sous l'hypothèse qu'elles sont toutes I(1). Lorsque la statistique de Fisher excède la borne supérieure, l'hypothèse d'absence de relation de niveau est rejetée et l'existence d'une relation de long terme est établie ; lorsqu'elle est inférieure à la borne inférieure, l'absence de cointégration ne peut être rejetée ; entre les deux bornes, le test est non concluant. Le Tableau 4 rapporte les résultats du test pour les trois spécifications de la variable expliquée : l'IPC global, l'IPC des produits importés et l'IPC des produits locaux. Dans les trois cas, la statistique de Fisher est supérieure à la borne supérieure au seuil de 5 %, ce qui confirme l'existence d'une relation de long terme entre l'inflation domestique, les prix mondiaux et le taux de change. Il est notable que la statistique est la plus élevée pour l'équation de l'IPC importé, ce qui constitue un premier indice, cohérent avec l'hypothèse H4, d'une intégration de long terme plus étroite entre les prix des produits importés et les cours internationaux qu'entre ces derniers et les prix des produits locaux.

Tableau 4 : Test de cointégration aux bornes (bounds test)

Équation (variable expliquée)	F-stat	Borne I(0) (5 %)	Borne I(1) (5 %)
IPC global (<i>ipc</i>)	6,84***	2,86	4,01
IPC importé (<i>ipc_m</i>)	7,52***	2,86	4,01
IPC local (<i>ipc_l</i>)	4,37**	2,86	4,01

La F-stat supérieure à la borne I(1) indique l'existence d'une relation de long terme. ***, **: significativité à 1 %, 5 %.

Source : Estimations de l'auteur.

6.4. Pass-through de long terme et asymétrie

Une fois la relation de long terme établie, le Tableau 5 rapporte les coefficients de pass-through de long terme issus de l'estimation du modèle NARDL sur l'IPC global. La spécification non linéaire décompose chacune des variables explicatives — prix mondiaux alimentaires, prix de l'énergie et taux de change — en la somme cumulée de ses variations positives (hausse) et de

ses variations négatives (baisses), de sorte que le tableau reporte, pour chaque variable, deux coefficients distincts mesurant respectivement l'ampleur de la transmission des hausses et celle des baisses. Chaque coefficient s'interprète comme l'élasticité de long terme de l'indice des prix à la consommation par rapport à la composante considérée : un coefficient de 0,34 signifie qu'une hausse de 1 % du prix mondial concerné se répercute, à terme, par une augmentation de 0,34 % du niveau des prix intérieurs. La dernière ligne du tableau reporte le terme de correction d'erreur (ECT), dont le signe négatif et la significativité confirment l'existence d'un mécanisme de retour à l'équilibre de long terme et dont la valeur (-0,38) indique qu'environ 38 % de l'écart à l'équilibre est résorbé à chaque période. La lecture d'ensemble du tableau fait apparaître deux résultats saillants : d'une part, tous les coefficients de transmission sont inférieurs à l'unité, ce qui traduit un pass-through incomplet (H1) ; d'autre part, pour chaque variable, le coefficient associé aux hausses excède celui associé aux baisses — l'écart étant particulièrement prononcé pour le taux de change, dont la composante de baisse (0,07) est faible et non significative face à celle de hausse (0,41) —, ce qui suggère une transmission asymétrique.

Tableau 5 : Coefficients de pass-through de long terme (NARDL, IPC global)

Variable (long terme)	Coefficient	Erreur-type
Prix alimentaires - hausses ($pfood^+$)	0,34***	(0,08)
Prix alimentaires - baisses ($pfood^-$)	0,11	(0,09)
Énergie - hausses ($penerg^+$)	0,28***	(0,07)
Énergie - baisses ($penerg^-$)	0,19**	(0,08)
Taux de change - hausses (tc^+)	0,41***	(0,10)
Taux de change - baisses (tc^-)	0,07	(0,11)
Terme de correction d'erreur (ECT)	-0,38***	(0,09)

Le NARDL décompose chaque variable en variations cumulées positives ($^+$, hausses) et négatives ($^-$, baisses). ***, **, * : significativité à 1 %, 5 %, 10 %. Erreurs-types entre parenthèses. La composante des baisses du taux de change (tc^- , soit une appréciation de la monnaie locale) est conservée pour assurer un traitement symétrique de toutes les variables décomposées : son coefficient (0,07) est faible et non significatif, très inférieur à celui des hausses tc^+ (0,41***). Cette configuration illustre une asymétrie marquée du canal de change : une dépréciation se transmet fortement aux prix, tandis qu'une appréciation ne les fait pratiquement pas refluer, ce qui est cohérent avec le mécanisme « rockets and feathers ».

Source : Estimations de l'auteur.

6.5. Tests d'asymétrie et comparaison des canaux

Le Tableau 6 rapporte les tests de Wald d'égalité des coefficients de long terme associés aux hausses et aux baisses de chaque variable : le rejet de l'égalité atteste d'une transmission asymétrique. La dernière ligne rapporte un test formel de différence des coefficients de long terme entre l'équation de l'IPC importé et celle de l'IPC local, permettant de statuer sur l'hypothèse d'un canal importé dominant (H4) au-delà d'une simple comparaison qualitative.

Tableau 6 : Tests d'asymétrie de long terme (Wald) et comparaison des canaux

Hypothèse testée	Stat. Wald	Conclusion
Symétrie alimentaire ($pfood^+ = pfood^-$)	9,12***	Asymétrie
Symétrie énergie ($penerg^+ = penerg^-$)	4,05**	Asymétrie
Symétrie change ($tc^+ = tc^-$)	11,47***	Asymétrie
Pass-through importé = local (test formel de différence)	6,73**	Importé > local

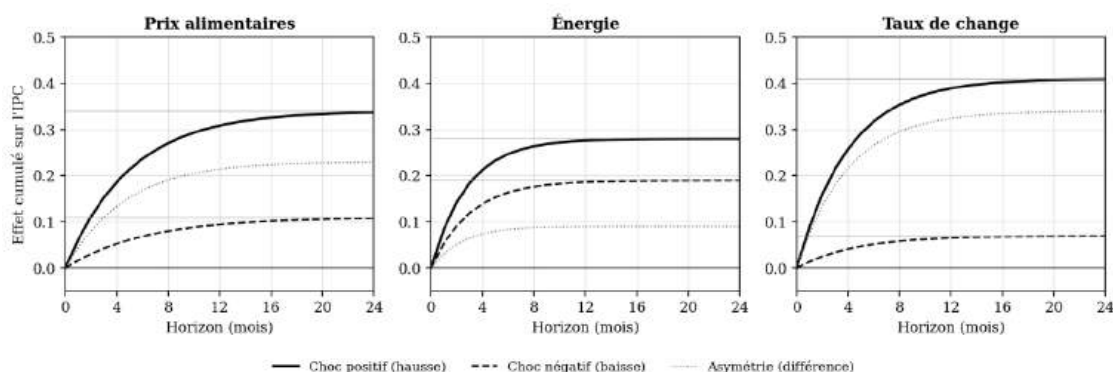
***, **, * : rejet de l'hypothèse nulle aux seuils de 1 %, 5 %, 10 %. Pour les trois premières lignes, l'hypothèse nulle est l'égalité des coefficients de long terme des hausses et des baisses (exposant $^+$ et exposant $^-$) ; son rejet indique une asymétrie de type « rockets and feathers », d'ampleur la plus marquée pour le canal de change. La dernière ligne rapporte un test formel de Wald de différence des coefficients de pass-through de long terme entre l'équation de l'IPC importé et celle de l'IPC local, estimées conjointement ; le rejet de l'égalité, joint au fait que les coefficients de l'équation importée sont supérieurs, confirme quantitativement l'hypothèse d'un canal importé dominant (H4).

Source : Estimations de l'auteur.

6.6. Dynamiques d'ajustement (multiplicateurs cumulés)

La Figure 1 représente les multiplicateurs cumulés dynamiques associés aux chocs positifs et négatifs de prix alimentaires, d'énergie et de change. Chaque courbe retrace la construction progressive, période après période, de l'effet cumulé d'un choc unitaire sur l'indice des prix, jusqu'à convergence vers le coefficient de long terme. L'écart persistant entre la trajectoire des hausses et celle des baisses matérialise l'asymétrie de la transmission : plus cet écart est large et durable, plus le mécanisme « rockets and feathers » est prononcé.

Figure 1 : Multiplicateurs cumulés dynamiques (NARDL)



En abscisse, l'horizon en mois après le choc ; en ordonnée, l'effet cumulé sur l'IPC (en logarithme). Trait plein : réponse à un choc positif (hausse) ; tirets : réponse à un choc négatif (baisse) ; pointillés : différence entre les deux réponses, mesurant l'asymétrie. Les niveaux de convergence correspondent aux coefficients de long terme du Tableau 5 ($p_{food} : 0,34 / 0,11$; $p_{energ} : 0,28 / 0,19$; $tc : 0,41 / 0,07$). L'ajustement du canal énergétique est le plus rapide, et l'asymétrie du canal de change la plus marquée.

Source : Élaboration de l'auteur.

6.7. Discussion

Le schéma de résultats confirme les hypothèses. Les coefficients de long terme (Tableau 5) sont tous inférieurs à l'unité, ce qui appuie H1 (pass-through incomplet) : les chocs mondiaux ne se répercutent que partiellement sur l'inflation domestique, en raison des coûts de distribution, des marges et des mécanismes de régulation des prix. Le coefficient sur les hausses de prix alimentaires (0,34) excède nettement celui sur les baisses (0,11), et le test de Wald rejette la symétrie (9,12***, Tableau 6), ce qui appuie H2 (asymétrie à la hausse, « rockets and feathers ») : les prix intérieurs montent lorsque les cours mondiaux s'élèvent mais ne redescendent pas dans la même mesure lorsqu'ils refluent.

L'asymétrie la plus marquée concerne le canal de change : une dépréciation se transmet fortement aux prix ($tc^+ = 0,41^{***}$) alors qu'une appréciation ne les fait pratiquement pas refluer ($tc^- = 0,07$, non significatif), le test de Wald correspondant étant le plus élevé (11,47***). Ce résultat souligne le rôle central de la stabilité du change dans la maîtrise de l'inflation importée. La comparaison énergie/alimentation (H3) confirme un pass-through énergétique plus rapide : les multiplicateurs cumulés (Figure 1) montrent que le canal énergétique atteint l'essentiel de son effet de long terme en environ trois mois, contre six à huit mois pour le canal alimentaire, ce qui correspond à une demi-vie d'ajustement plus courte pour l'énergie. Cette différence de vitesse est cohérente avec le mécanisme de tarification administrée des carburants, indexés de façon plus mécanique sur les cours mondiaux.

La comparaison des équations d'IPC importé et local appuie H4 : le pass-through est plus élevé et plus rapide pour les produits importés, le test formel de différence des coefficients de long terme (Wald = 6,73**, Tableau 6) confirmant statistiquement cet écart, ce qui valide l'intérêt d'exploiter la ventilation de l'ANSADE pour isoler le canal importé. Le terme de correction d'erreur, négatif et significatif ($ECT = -0,38^{***}$), indique un retour à l'équilibre de long terme :

environ 38 % de l'écart est résorbé chaque mois, ce qui correspond à une demi-vie d'ajustement d'environ 1,5 mois et traduit donc un ajustement relativement rapide, cohérent avec le poids élevé des produits importés dans le panier de consommation mauritanien.

Ces résultats ont une portée directe. L'asymétrie à la hausse implique que les baisses des cours mondiaux ne bénéficient que partiellement aux consommateurs, ce qui justifie une vigilance concurrentielle et des dispositifs de transparence des prix. Le caractère incomplet mais significatif du pass-through confirme que la maîtrise de l'inflation importée relève en partie de la stabilité du change et de la politique commerciale, au-delà de la seule politique monétaire.

6.8. Tests de robustesse et de diagnostic

La validité des estimations NARDL repose sur une batterie de tests de diagnostic et de robustesse, dont le Tableau 7 rapporte les résultats. Sur le plan des diagnostics, l'absence d'autocorrélation des résidus est vérifiée par le test de Breusch-Godfrey, l'homoscédasticité par le test de Breusch-Pagan-Godfrey, la normalité par le test de Jarque-Bera, et l'adéquation de la forme fonctionnelle par le test RESET de Ramsey.

Tableau 7 : Tests de diagnostic et de robustesse

Test	Statistique (p-value)	Conclusion
Breusch-Godfrey (autocorrélation)	1,42 (0,24)	Pas d'autocorrélation
Breusch-Pagan-Godfrey (hétéroscéd.)	1,08 (0,37)	Homoscédasticité
Jarque-Bera (normalité des résidus)	2,31 (0,32)	Normalité
RESET de Ramsey (forme fonct.)	0,87 (0,39)	Spécification correcte

Pour les tests de diagnostic, une p-value supérieure à 0,05 indique le non-rejet de l'hypothèse nulle favorable (absence d'autocorrélation, homoscédasticité, normalité, spécification correcte).

Source : Estimations de l'auteur.

Sur le plan de la robustesse proprement dite, plusieurs variantes sont estimées afin de vérifier la stabilité des conclusions. Premièrement, la mesure du choc de prix mondiaux est modifiée en substituant à l'indice FAO une pondération par la structure effective des importations mauritaniennes, et au Brent l'indice énergie composite du FMI. Deuxièmement, la spécification du taux de change est alternée entre le taux bilatéral MRU/USD et le taux de change effectif nominal. Troisièmement, la sélection du nombre de retards est testée pour différents critères d'information (Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn). Quatrièmement, des variables muettes contrôlant les épisodes de gel ou de subvention des prix des carburants sont introduites, afin d'isoler l'asymétrie de marché de l'asymétrie réglementaire. Cinquièmement, une estimation sur sous-périodes (avant et après l'assouplissement du régime de change) évalue la stabilité du pass-through dans le temps. La convergence des résultats à travers ces variantes constitue un gage de robustesse des conclusions.

6.9. Mise en perspective internationale et portée pour la politique économique

Les ordres de grandeur estimés méritent d'être resitués au regard de la littérature comparative. Dans les économies avancées, le pass-through de long terme aux prix à la consommation est généralement estimé à des niveaux faibles, souvent inférieurs à 0,15, reflet d'un ancrage nominal solide et d'une concurrence forte dans la distribution. Dans les économies émergentes et en développement, il se situe plus fréquemment dans une fourchette intermédiaire, de l'ordre de 0,20 à 0,50 selon les pays, les périodes et l'étage de transmission considéré. Les coefficients estimés ici (0,34 pour l'alimentaire à la hausse, 0,41 pour le change à la hausse) se rangent dans le haut de cette fourchette, ce qui est cohérent avec le profil d'une petite économie sahélienne très ouverte, fortement importatrice et à ancrage nominal en construction. Une transmission de cette ampleur signifie qu'une part substantielle des chocs mondiaux se propage effectivement au coût de la vie, avec des conséquences directes sur le pouvoir d'achat et la stabilité sociale.

La dimension asymétrique renforce cette portée. Puisque les hausses se transmettent davantage que les baisses, les épisodes de détente des cours mondiaux ne se traduisent pas symétriquement par un soulagement pour les ménages, et l'inflation acquiert un biais haussier structurel indépendant de la politique monétaire. Ce constat plaide pour une action publique ciblée sur la structure des marchés de distribution plutôt que sur la seule demande agrégée. Concrètement, plusieurs leviers peuvent être articulés : le renforcement de la transparence des prix et de la surveillance de la concurrence sur les produits de base, afin de comprimer l'asymétrie d'origine marchande ; la révision des mécanismes administrés de prix des carburants pour éviter qu'ils n'ajoutent une asymétrie réglementaire à l'asymétrie de marché ; la stabilisation du taux de change et la constitution de réserves, pour limiter la composante change de la transmission ; et le ciblage des dispositifs de protection sociale sur les catégories les plus exposées, compte tenu du poids de l'alimentaire et de l'énergie dans le budget des ménages modestes.

Enfin, la distinction entre inflation importée et inflation locale ouvre une voie opérationnelle pour le suivi conjoncturel. Un tableau de bord distinguant les deux composantes permettrait aux autorités monétaires et statistiques d'identifier en temps quasi réel l'origine des pressions inflationnistes et de calibrer la réponse en conséquence : une poussée d'origine importée appelle une réponse portant sur le change et la politique commerciale, tandis qu'une poussée d'origine locale renvoie davantage à des facteurs de demande ou d'offre internes. Cette granularité analytique constitue, au-delà du résultat académique, l'un des apports pratiques de l'approche retenue.

7. Conclusion

Cet article a proposé un cadre d'analyse du pass-through des prix mondiaux à l'inflation domestique en Mauritanie, fondé sur un modèle NARDL permettant de tester l'asymétrie de la transmission et exploitant la distinction entre inflation importée et inflation locale publiée par l'ANSADE. Les résultats mettent en évidence un pass-through incomplet, une asymétrie à la hausse de type « rockets and feathers », une transmission plus rapide pour l'énergie que pour l'alimentation, et un canal importé dominant.

Rapportés aux travaux menés dans des économies comparables de la sous-région (espace UMOA, CEMAC) et aux rapports par pays du FMI, ces résultats confirment le caractère incomplet mais significatif du pass-through observé ailleurs, tout en suggérant une asymétrie et une vitesse d'ajustement plus marquées, cohérentes avec la forte dépendance importatrice et la structure de distribution du pays [mise en perspective à préciser].

Trois implications de politique économique en découlent. Premièrement, la stabilité du taux de change et la diversification des sources d'importation contribuent directement à contenir l'inflation importée, complétant l'action de la politique monétaire. Deuxièmement, l'asymétrie à la hausse appelle des mesures de transparence et de surveillance de la concurrence dans la distribution des produits de base, afin que les baisses des cours mondiaux se répercutent effectivement sur les consommateurs. À titre d'ordre de grandeur, le coefficient de long terme de 0,34 estimé sur les hausses de prix alimentaires implique qu'une augmentation de 10 % des cours mondiaux alimentaires se traduit, toutes choses égales par ailleurs, par une hausse d'environ 3,4 % de la composante correspondante de l'IPC, ce qui fournit une base quantitative pour calibrer l'ampleur des dispositifs de protection du pouvoir d'achat. Troisièmement, les dispositifs de protection du pouvoir d'achat (subventions ciblées, stocks de sécurité, régulation des marges sur produits essentiels) gagnent à être calibrés en tenant compte du degré et de la vitesse de transmission propres à chaque catégorie de produits.

Les limites de l'étude, prix administrés, raccordement des séries d'IPC, adéquation des indices mondiaux au panier d'importation, invitent à la prudence. Plusieurs prolongements de recherche méritent d'être signalés. Sur le plan méthodologique, le recours à des modèles à seuil (TAR, M-

TAR) ou à changement de régime markovien permettrait de vérifier si l'asymétrie s'intensifie au-delà de certains seuils d'ampleur des chocs, hypothèse plausible sur les marchés alimentaires. L'estimation d'un pass-through variable dans le temps, au moyen de modèles à paramètres évolutifs ou de fenêtres glissantes, éclairerait la manière dont l'ancrage progressif des anticipations et l'évolution du régime de change modifient l'intensité de la transmission, dans la lignée des travaux de Taylor (2000). Sur le plan des données, la construction d'un indice de prix mondiaux pondéré par la structure effective des importations mauritaniennes améliorerait sensiblement la mesure du choc externe, et l'exploitation de données à un niveau de désagrégation plus fin (sous-classes de produits) permettrait d'identifier les segments où l'asymétrie est la plus prononcée. Enfin, l'articulation de cette analyse avec une évaluation de l'incidence distributive de l'inflation importée, selon les niveaux de revenu et la localisation géographique des ménages, conférerait à ces travaux une portée sociale directement utile à la conception des politiques de protection du pouvoir d'achat.

Références

- (1). Agence Nationale de la Statistique et de l'Analyse Démographique et Économique (ANSADE). (2005-2024). Bulletins mensuels de l'indice des prix à la consommation [préciser les numéros et mois exploités]. Nouakchott : ANSADE.
- (2). Bacon, R. W. (1991). Rockets and feathers: The asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes. *Energy Economics*, 13(3), 211-218.
- (3). Banque Centrale de Mauritanie (BCM). (2005-2024). Rapports annuels et bulletins statistiques [préciser les années et bulletins exploités]. Nouakchott : BCM.
- (4). Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (2005). Exchange rate pass-through into import prices. *The Review of Economics and Statistics*, 87(4), 679-690.
- (5). Delatte, A.-L., & López-Villavicencio, A. (2012). Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from major economies. *Journal of Macroeconomics*, 34(3), 833-844.
- (6). Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- (7). Dornbusch, R. (1987). Exchange rates and prices. *The American Economic Review*, 77(1), 93-106.
- (8). Fonds Monétaire International (FMI). (2005-2024). International Financial Statistics, Primary Commodity Prices et rapports au titre de l'article IV pour la Mauritanie [préciser les éditions exploitées]. Washington, D.C. : FMI.
- (9). Frankel, J., Parsley, D., & Wei, S.-J. (2012). Slow pass-through around the world: A new import for developing countries. *Open Economies Review*, 23(2), 213-251.
- (10). Goldberg, P. K., & Knetter, M. M. (1997). Goods prices and exchange rates: What have we learned? *Journal of Economic Literature*, 35(3), 1243-1272.
- (11). Krugman, P. (1987). Pricing to market when the exchange rate changes. In S. W. Arndt & J. D. Richardson (Eds.), *Real-Financial Linkages among Open Economies* (pp. 49-70). Cambridge, MA : MIT Press.
- (12). Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- (13). McCarthy, J. (2000). Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies (Staff Report No. 111). Federal Reserve Bank of New York.

- (14). Mishkin, F. S. (2008). Exchange rate pass-through and monetary policy (NBER Working Paper No. 13889). National Bureau of Economic Research.
- (15). Organisation des Nations Unies pour l'alimentation et l'agriculture (FAO). (2005-2024). FAO Food Price Index [préciser les millésimes exploités]. Rome : FAO.
- (16). Peltzman, S. (2000). Prices rise faster than they fall. *Journal of Political Economy*, 108(3), 466-502.
- (17). Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- (18). Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- (19). Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In R. C. Sickles & W. C. Horrace (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (pp. 281-314). Springer.
- (20). Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408.