

Boom gazier, taux de change réel et syndrome hollandais en Mauritanie : une analyse empirique des chocs de ressources historiques et lecture prospective de la rente gazière (1990–2024)

Gas boom, real exchange rate and Dutch disease in Mauritania: an empirical analysis of historical resource shocks and a prospective reading of the gas rent (1990–2024)

CHEIKH AHMED NE

Enseignant chercheur
Université de Nouakchott

CHERVA Fatimetou

Enseignant chercheur
Université de Nouakchott

Date de soumission : 11/07/2026

Date d'acceptation : 28/08/2026

Pour citer cet article :

CHEIKH. A. & CHERVA. F. (2026) « Boom gazier, taux de change réel et syndrome hollandais en Mauritanie : une analyse empirique des chocs de ressources historiques et lecture prospective de la rente gazière (1990–2024) », Revue Internationale du Chercheur « Volume 7 : Numéro 3 » pp : 1004–1024

Résumé

Cet article examine l'existence et l'ampleur d'un syndrome hollandais en Mauritanie sur la période 1990–2024, à l'heure où l'entrée en production du champ gazier Grande Tortue Ahmeyim (GTA), fin 2024–début 2025, ouvre une nouvelle ère de rente extractive. Le syndrome hollandais désigne le mécanisme par lequel un boom de ressources apprécie le taux de change réel et déprime les secteurs échangeables non extractifs (agriculture, pêche, industrie manufacturière). À partir d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM), l'étude teste les deux effets canoniques, l'effet de dépense et l'effet de mouvement de ressources, en reliant les chocs des termes de l'échange et de la rente extractive au taux de change effectif réel et à la valeur ajoutée non extractive. La démarche combine tests de racine unitaire, cointégration de Johansen, fonctions de réponse impulsionnelle et décomposition de la variance, complétés par une analyse prospective par scénarios de l'impact du gaz. Les résultats montrent qu'un choc positif de ressources apprécie le change réel et pèse sur l'activité échangeable non extractive, confirmant la pertinence du risque de syndrome hollandais. Ces éléments plaident pour un dispositif de gestion de la rente (fonds souverain, règle budgétaire, stérilisation) et pour des politiques de diversification et de compétitivité.

Mots-clés : syndrome hollandais ; rente des ressources ; taux de change réel ; diversification ; VECM ; Mauritanie.

Abstract

This paper examines the existence and magnitude of Dutch disease in Mauritania over 1990–2024, at a time when the start-up of the Greater Tortue Ahmeyim (GTA) gas field in late 2024–early 2025 opens a new era of resource rent. Dutch disease refers to the mechanism whereby a resource boom appreciates the real exchange rate and depresses non-extractive tradable sectors (agriculture, fisheries, manufacturing). Using a Vector Error Correction Model (VECM), the study tests the two canonical effects, the spending effect and the resource-movement effect, by linking terms-of-trade and resource-rent shocks to the real effective exchange rate and non-extractive value added. The approach combines unit-root tests, Johansen cointegration, impulse response functions and variance decomposition, complemented by a scenario-based prospective analysis of the gas impact. The results show that a positive resource shock appreciates the real exchange rate and weighs on non-extractive tradable activity, confirming the relevance of the Dutch-disease risk. These findings support a rent-management framework (sovereign wealth fund, fiscal rule, sterilisation) and diversification and competitiveness policies.

Keywords: Dutch disease; resource rent; real exchange rate; diversification; VECM; Mauritania.

Classification JEL : F31 ; O13 ; Q33 ; O55 ; C32.

Introduction

La découverte et l'exploitation de ressources naturelles constituent, pour une petite économie en développement, à la fois une promesse de prospérité et un risque macroéconomique. La littérature sur la « malédiction des ressources » et le « syndrome hollandais » a montré qu'un afflux soudain de recettes d'exportation peut, paradoxalement, affaiblir les autres secteurs échangeables et fragiliser la croissance de long terme. Le mécanisme, formalisé par Corden et Neary (1982), combine deux effets : un effet de dépense, par lequel la rente accroît la demande intérieure et apprécie le taux de change réel, et un effet de mouvement de ressources, par lequel les facteurs de production migrent vers le secteur en plein essor au détriment de l'industrie et de l'agriculture.

La Mauritanie est particulièrement exposée à ce risque. Économie historiquement dépendante du fer, de l'or et de la pêche, elle est entrée, avec le champ gazier Grande Tortue Ahmeyim (GTA) partagé avec le Sénégal, dans une nouvelle phase de son histoire économique. La première production de gaz a été atteinte fin décembre 2024, le premier gaz naturel liquéfié en février 2025 et la première cargaison d'exportation en avril 2025 ; la montée en cadence s'est poursuivie en 2026. Les institutions internationales anticipent une accélération sensible de la croissance sur la période 2025–2026, portée par l'entrée en production du gaz. Cette manne, si elle n'est pas gérée avec prudence, expose l'économie mauritanienne au risque classique d'appréciation réelle et de perte de compétitivité des secteurs non extractifs.

La question de recherche est double : (i) les chocs de ressources ont-ils historiquement, en Mauritanie, apprécié le taux de change réel et déprimé l'activité échangeable non extractive ? (ii) quelles implications en tirer, de manière prospective, pour la gestion de la rente gazière à venir ? Par rapport à la littérature empirique consacrée au syndrome hollandais dans les économies extractives africaines, largement centrée sur le pétrole (Nigéria, Angola, Tchad) et rarement sur la Mauritanie, l'article apporte trois contributions distinctes. Premièrement, il identifie et quantifie le mécanisme du syndrome hollandais en Mauritanie sur la période antérieure au boom gazier (1990–2024), à partir des rentes du fer, de l'or et du pétrole, comblant ainsi l'absence d'évaluation empirique dédiée à ce pays. Deuxièmement, il distingue explicitement, dans un cadre VECM identifié, le canal de compétitivité externe (rente → change réel → activité échangeable) associé à l'effet de dépense. Troisièmement, il opère le passage du diagnostic historique à l'analyse des risques futurs au moyen d'une simulation

prospective spécifique au champ GTA, permettant d'apprécier l'ampleur de l'appréciation réelle sous différentes trajectoires de recettes gazières.

La suite est organisée comme suit. La section 1 présente le cadre théorique et les hypothèses. La section 2 décrit les données et la méthodologie. La section 3 expose et discute les résultats. La conclusion tire les implications de politique économique.

1. Cadre théorique et revue de littérature

1.1. Le modèle canonique du syndrome hollandais

Le modèle de référence de Corden et Neary (1982) distingue trois secteurs : le secteur en essor (ressources), le secteur échangeable retardataire (industrie, agriculture, pêche) et le secteur non échangeable (services). Un boom de ressources engendre deux effets. L'effet de dépense provient de l'accroissement du revenu national : la demande de biens non échangeables augmente, leur prix relatif s'élève, ce qui apprécie le taux de change réel et réduit la compétitivité des échangeables. L'effet de mouvement de ressources traduit la réallocation des facteurs (capital, travail) vers le secteur en essor et le secteur non échangeable, au détriment du secteur échangeable retardataire. La conséquence conjointe est une contraction relative de l'industrie et de l'agriculture, la « désindustrialisation ».

Ce cadre se traduit par des prédictions testables précises sur les coefficients du modèle empirique. L'effet de dépense implique que la rente des ressources et une amélioration des termes de l'échange, en accroissant le revenu et la demande de biens non échangeables, exercent une pression à la hausse sur le taux de change effectif réel : on attend donc un coefficient positif de la rente et des termes de l'échange dans l'équation de long terme du change réel. En retour, l'appréciation du change réel dégrade la compétitivité-prix des secteurs échangeables non extractifs : on attend un coefficient négatif du change réel dans l'équation de la valeur ajoutée non extractive. La combinaison de ces deux signes, appréciation induite par la rente, puis contraction relative de l'activité échangeable induite par l'appréciation, constitue la signature empirique du syndrome hollandais que le modèle vise à identifier. Le terme de correction d'erreur est négatif et significatif, traduisant un retour vers la relation d'équilibre de long terme.

1.2. Malédiction des ressources et enseignements empiriques

Au-delà du mécanisme de change, la littérature sur la malédiction des ressources (Sachs et Warner, 1995) souligne des canaux institutionnels et budgétaires : volatilité des recettes,

relâchement de la discipline budgétaire, affaiblissement de la qualité institutionnelle, dépendance accrue aux cours mondiaux. Les travaux empiriques mobilisent fréquemment des modèles VAR/VECM et des estimations en panel reliant abondance ou intensité des ressources, taux de change réel et croissance sectorielle. Les résultats sont hétérogènes selon la qualité des institutions et la présence de dispositifs de gestion de la rente (fonds souverains, règles budgétaires), ce qui suggère que le syndrome hollandais n'est pas une fatalité mais un risque conditionnel aux politiques mises en œuvre.

Sur le plan empirique international, un large corpus mobilise des modèles VAR/VECM, des estimations ARDL et des panels dynamiques pour relier abondance ou intensité des ressources, taux de change réel et croissance sectorielle. Les économies africaines exportatrices d'hydrocarbures et de minerais ont fait l'objet d'une attention particulière : les travaux consacrés au Nigéria, à l'Angola, au Tchad, à l'Algérie ou au Ghana confirment le plus souvent l'existence d'une appréciation réelle associée aux booms de ressources, tout en soulignant l'hétérogénéité des effets selon la qualité des institutions, le régime de change et l'existence de dispositifs de gestion de la rente. Cette littérature établit que le syndrome hollandais n'est pas mécanique : son ampleur dépend étroitement du cadre de politique économique.

En regard, le cas mauritanien demeure peu documenté empiriquement. Alors que la dépendance historique du pays au fer, à l'or et à la pêche, puis l'arrivée du pétrole en 2006 et désormais du gaz, en font un terrain particulièrement propice à l'étude du syndrome hollandais, les évaluations économétriques dédiées font défaut. C'est précisément cette lacune que la présente étude entend combler : identifier et quantifier, sur données mauritaniennes annuelles 1990–2024, le mécanisme reliant chocs de ressources, change réel et activité échangeable non extractive, puis en tirer une lecture prospective pour la rente gazière du champ GTA. La contribution se situe ainsi à l'intersection des trois blocs : elle applique le cadre théorique de Corden-Neary, s'inscrit dans la lignée méthodologique des travaux empiriques africains, et documente un cas national jusqu'ici absent de cette littérature.

1.3. Application au cas mauritanien et hypothèses

La Mauritanie combine plusieurs facteurs de vulnérabilité : forte dépendance aux exportations extractives, base industrielle étroite, secteur agricole et halieutique important pour l'emploi, et arrivée d'une rente gazière substantielle. Le cadre analytique retenu relie les chocs de ressources au taux de change effectif réel et à la valeur ajoutée non extractive. Quatre hypothèses testables sont formulées :

H1 (effet de dépense) : un choc positif de ressources (termes de l'échange, rente extractive) apprécie le taux de change effectif réel.

H2 (désindustrialisation) : un choc positif de ressources réduit, à moyen terme, la valeur ajoutée des secteurs échangeables non extractifs (industrie, agriculture, pêche).

H3 (effet de mouvement de ressources) : l'emploi et l'investissement se réallouent vers les secteurs non échangeables et extractif, au détriment des échangeables retardataires.

H4 (dominance de la rente dans la variance) : les chocs de ressources expliquent une part importante de la variance du change réel et de l'activité non extractive.

Deux précisions s'imposent sur la portée des hypothèses. D'une part, le cadre VECM retenu identifie directement le canal de compétitivité externe associé à l'effet de dépense (rente et termes de l'échange $\rightarrow$ change réel $\rightarrow$ activité échangeable non extractive), qui fonde les hypothèses H1, H2 et H4. D'autre part, l'effet de mouvement de ressources au sens strict (H3) suppose d'observer la réallocation des facteurs de production, emploi et investissement sectoriels, vers le secteur en essor et le secteur non échangeable. Faute de séries sectorielles d'emploi et d'investissement suffisamment longues et homogènes sur 1990–2024, et compte tenu de la taille limitée de l'échantillon, cet effet n'est pas testé directement dans la présente spécification : H3 est donc traitée comme une hypothèse de recherche renvoyée aux extensions futures (estimation en panel sectoriel), et non comme un résultat de l'étude. Les tests empiriques portent en conséquence sur H1, H2 et H4.

2. Données et méthodologie économétrique

2.1. Données et sources

L'analyse repose sur des séries annuelles couvrant 1990–2024. Les données de valeur ajoutée sectorielle et de comptes nationaux proviennent de l'Office National de la Statistique (ONS) et de la Banque mondiale (WDI) ; le taux de change effectif réel et les termes de l'échange du FMI et de la Banque mondiale ; les variables de rente extractive et de recettes budgétaires des rapports de la BCM, du Ministère des Finances et des bases internationales. Le Tableau N°1 détaille les variables retenues.

Pour garantir la traçabilité, chaque série est documentée par sa base d'origine, l'indicateur exact, l'unité et la période de disponibilité. Le taux de change effectif réel (reer) provient des International Financial Statistics du FMI (indice base 100, moyenne annuelle) ; les termes de l'échange (tot) de la Banque mondiale (WDI, net barter terms of trade, indice 2015=100)

complétés par le FMI ; la valeur ajoutée non extractive (*vane*) est reconstituée à partir des comptes nationaux de l'ONS et des séries WDI de valeur ajoutée de l'agriculture, de l'industrie manufacturière et de la pêche (en MRU constantes), en excluant explicitement les industries extractives ; les dépenses publiques (*gov*) et l'ouverture commerciale (*ouv*) proviennent respectivement du Ministère des Finances/FMI et de WDI (en ratio du PIB).

La variable de rente des ressources (*rente*) mérite une attention particulière. Elle est construite comme la somme des rentes minières et des rentes des hydrocarbures rapportée au PIB, à partir des séries de rentes de ressources naturelles de la Banque mondiale (total natural resources rents, décomposées en mineral rents et oil rents), qui mesurent la différence entre la valeur de production aux prix mondiaux et le coût total de production. Les années manquantes ou les écarts de définition sont complétés et rapprochés à l'aide des rapports annuels de la BCM et des données budgétaires du Ministère des Finances relatives aux recettes extractives. Cette construction couvre le fer, l'or, le cuivre et, à partir de 2006, le pétrole ; le gaz n'entre pratiquement pas dans la série historique, la production du champ GTA ne débutant qu'en toute fin de période, ce qui justifie son traitement prospectif (section 3.4).

Enfin, la convention de mesure du taux de change réel est explicitée : l'indice *reer* est défini de telle sorte qu'une hausse correspond à une appréciation réelle (perte de compétitivité-prix). C'est cette convention qui fonde l'interprétation des signes : un coefficient positif de la rente dans l'équation du change réel traduit une appréciation, et un coefficient négatif du change réel dans l'équation de la valeur ajoutée non extractive traduit une contraction de l'activité échangeable.

Tableau N°1 : Variables, définitions et sources

Variable	Définition	Transformation	Source
<i>reer</i>	Taux de change effectif réel	log	FMI
<i>vane</i>	Valeur ajoutée échangeable non extractive (industrie + agriculture + pêche)	log	ONS / WDI
<i>tot</i>	Termes de l'échange	log	WDI / FMI
<i>rente</i>	Rente des ressources / PIB (mines + hydrocarbures)	ratio	WDI / BCM

Variable	Définition	Transformation	Source
<i>gov</i>	Dépenses publiques / PIB	ratio	MinFin / FMI
<i>ouv</i>	Ouverture commerciale ((X+M)/PIB)	ratio	WDI

Source : Construction de l'auteur.

2.2. Stratégie économétrique

La démarche comporte cinq étapes. Premièrement, l'ordre d'intégration des séries est établi par les tests ADF, PP et KPSS, complétés par un test à rupture endogène (Zivot-Andrews) pour tenir compte des chocs de prix des matières premières et des changements de régime de change. Deuxièmement, la cointégration est testée par la procédure de Johansen. Troisièmement, un VECM est estimé afin de caractériser la relation de long terme entre rente/termes de l'échange, change réel et activité non extractive, et de mesurer la vitesse d'ajustement (terme de correction d'erreur). Quatrièmement, l'analyse dynamique procède par fonctions de réponse impulsionnelle (identification de Cholesky, du plus exogène, termes de l'échange et rente, vers le change réel puis l'activité) et par décomposition de la variance. Cinquièmement, une analyse prospective par scénarios évalue l'impact potentiel de la rente gazière en appliquant le mécanisme historiquement estimé à des trajectoires plausibles de recettes gazières.

L'ordre d'orthogonalisation de Cholesky retenu, termes de l'échange, puis rente, puis change réel, puis activité non extractive, repose sur un raisonnement d'exogénéité relative propre à une petite économie ouverte. Les termes de l'échange, déterminés par les cours mondiaux, sont placés en tête car la Mauritanie est preneuse de prix sur les marchés internationaux et n'influence pas contemporanément ces cours. La rente extractive, largement commandée par ces mêmes prix et par des décisions de production de long terme, est supposée réagir aux termes de l'échange mais précéder le change réel. Le change réel et l'activité non extractive, variables les plus endogènes, ferment le système. La robustesse des conclusions à cet ordonnancement est vérifiée en permutant l'ordre des variables (notamment rente avant termes de l'échange, et change réel avant rente) ; les fonctions de réponse impulsionnelle et la décomposition de la variance sont reportées pour l'ordonnancement principal, les variantes ne modifiant pas qualitativement les résultats.

Deux tests complémentaires renforcent l'identification. Un test de causalité au sens de Granger examine le sens de la relation entre rente et change réel. Une estimation en variante, remplaçant

les termes de l'échange par la seule rente extractive rapportée au PIB, vérifie la robustesse du mécanisme à la mesure du choc de ressources.

2.3. Limites et biais potentiels

- Fenêtre gazière trop courte : la production GTA ne débute que fin 2024–début 2025 ; l'effet propre du gaz ne peut être estimé économétriquement et est traité de manière prospective, par scénarios, ce qui constitue une limite explicite de l'étude.
- Faible puissance statistique : avec environ 35 observations annuelles, l'inférence sur des VECM multivariés est fragile ; des systèmes parcimonieux et des intervalles de confiance par bootstrap sont privilégiés.
- Mesure du choc de ressources : le choix entre termes de l'échange, rente/PIB et volumes exportés n'est pas neutre ; plusieurs mesures sont testées en robustesse.
- Ruptures structurelles : changements de régime de change et chocs de prix mondiaux ; la stabilité des paramètres est testée (CUSUM, Chow) et des sous-périodes sont envisagées.
- Endogénéité : le change réel et l'activité se déterminent conjointement ; le cadre VAR/VECM traite l'endogénéité, mais l'identification reste conditionnelle à l'ordonnancement retenu.

3. Résultats empiriques et discussion

3.1. Intégration et cointégration

Le Tableau N°2 rapporte l'ensemble des tests de racine unitaire , Dickey-Fuller augmenté (ADF), Phillips-Perron (PP), KPSS et Zivot-Andrews à rupture endogène , pour chacune des quatre variables, en niveau et en différence première. Toutes les séries sont intégrées d'ordre un, y compris en présence de ruptures structurelles, aucune n'étant I(2), ce qui valide le recours au cadre VECM.

Tableau N°2 : Tests de racine unitaire complets (ADF, PP, KPSS, Zivot-Andrews)

Variable	ADFniv.	ADFdiff.	PPniv.	PPdiff.	KPSSniv.	Z-A niv.(rupture)	Ordre
<i>reer</i>	-1,74	-5,28***	-1,79	-5,36***	0,68**	-3,62(2012)	I(1)
<i>vane</i>	-1,55	-4,71***	-1,61	-4,78***	0,80***	-3,41(2015)	I(1)

Variable	ADFniv.	ADFdiff.	PPniv.	PPdiff.	KPSSniv.	Z-A niv.(rupture)	Ordre
<i>tot</i>	-2,28	-5,10***	-2,33	-5,17***	0,47**	-4,05(2014)	I(1)
<i>rente</i>	-2,11	-4,95***	-2,16	-5,02***	0,55**	-3,88(2014)	I(1)

*ADF et PP : H_0 = racine unitaire (statistique fortement négative et significative = rejet). KPSS : H_0 = stationnarité (statistique élevée = rejet). Zivot-Andrews (Z-A) : H_0 = racine unitaire avec une rupture endogène en niveau, date de rupture estimée entre parenthèses ; la valeur critique à 5 % est de l'ordre de -4,80 (modèle avec rupture en constante et tendance), de sorte que H_0 n'est pas rejetée en niveau pour aucune série. ***, **, * : significativité à 1 %, 5 %, 10 %. Spécifications avec constante et tendance ; retards sélectionnés par le critère d'Akaike. Toutes les séries sont stationnaires en différence première et aucune n'est I(2).*

Source : Estimations de l'auteur.

La spécification du VAR sous-jacent est déterminée avant l'estimation du VECM. Le nombre de retards est sélectionné à partir des critères d'information, dont les valeurs figurent au Tableau N°2a. Le critère d'Akaike (AIC) et le critère de Hannan-Quinn (HQ) retiennent deux retards en niveau, tandis que le critère de Schwarz (SIC/BIC), plus parcimonieux, en retient un seul ; compte tenu de la fréquence annuelle et de la taille limitée de l'échantillon, un VAR(2) en niveau, soit un VECM à un retard en différence, est retenu, ce qui préserve les degrés de liberté tout en captant la dynamique de court terme.

Tableau N°2a : Sélection du nombre de retards du VAR

Retards (p)	LogL	AIC	SIC	HQ
0	112,4	-6,84	-6,66	-6,78
1	168,7	-9,42	-8,55*	-9,12
2	189,3	-9,88*	-8,31	-9,34*
3	197,1	-9,61	-7,34	-8,83

** indique le nombre de retards retenu par chaque critère. AIC et HQ retiennent $p = 2$, SIC retient $p = 1$. Un VAR d'ordre 2 en niveau est retenu, correspondant à un VECM à un retard en différence.*

Source : Estimations de l'auteur.

La cointégration est ensuite établie par la procédure de Johansen. Les statistiques de la trace et de la valeur propre maximale (Max-Eigen), comparées aux valeurs critiques à 5 %, sont reportées au Tableau N°2b. La spécification déterministe retenue comprend une constante dans la relation de cointégration et dans le VAR, sans tendance déterministe (cas 3 de Johansen), ce qui correspond à des séries présentant une tendance stochastique mais non déterministe. Les deux statistiques concordent pour rejeter l'hypothèse d'absence de cointégration ($r = 0$) mais non celle d'au plus une relation ($r \leq 1$), ce qui conduit à retenir un rang de cointégration $r = 1$: il existe une relation d'équilibre de long terme unique reliant le taux de change réel, l'activité non extractive, les termes de l'échange et la rente des ressources, ce qui fonde la spécification du VECM.

Tableau N°2b : Test de cointégration de Johansen

H0	Tracestat.	V.C.5 %	Max-Eigenstat.	V.C.5 %	p-value
$r = 0$	54,82***	47,86	28,64**	27,58	0,012
$r \leq 1$	26,18	29,80	15,41	21,13	0,124
$r \leq 2$	10,77	15,49	8,32	14,26	0,241
$r \leq 3$	2,45	3,84	2,45	3,84	0,118

*H0 teste l'existence d'au plus r relations de cointégration. Les statistiques de la trace et de la valeur propre maximale (Max-Eigen) sont comparées aux valeurs critiques (V.C.) à 5 % de MacKinnon-Haug-Michelis. Spécification déterministe : constante dans la relation de cointégration et le VAR, sans tendance (cas 3). ***, ** : rejet de H0 à 1 % et 5 %. Le rejet de $r = 0$ et le non-rejet de r inférieur ou égal à 1 conduisent à retenir un rang de cointégration $r = 1$.*

Source : Estimations de l'auteur.

3.2. Relation de long terme

La relation de cointégration unique ($r = 1$) identifiée par la procédure de Johansen, normalisée successivement sur le taux de change réel puis sur l'activité échangeable non extractive, sous-tend les deux équations d'intérêt du VECM. Le Tableau N°3 reporte, pour chaque coefficient de long terme, l'estimation, l'erreur-type, la statistique de Student et la p-value, ainsi que le terme de correction d'erreur (vitesse d'ajustement) propre à chaque équation.

La relation de long terme normalisée sur le change réel (test de l'effet de dépense, H1) s'écrit :

$$reer = 0,38 \text{ rente} + 0,29 \text{ tot}$$

et la relation normalisée sur l'activité échangeable non extractive (test de la désindustrialisation, H2) s'écrit :

$$vane = -0,34 \text{ reer} + 0,16 \text{ ouv}$$

Les équations dynamiques à correction d'erreur associées relient la variation de chaque variable à l'écart à l'équilibre de long terme de la période précédente, capté par le terme de correction d'erreur (ECT), et aux variations retardées des variables du système. Les ECT, négatifs et significatifs dans les deux équations, confirment le retour à l'équilibre de long terme : environ 29 % de l'écart est résorbé chaque année dans l'équation du change réel, et 26 % dans celle de l'activité non extractive.

La variable de dépenses publiques (gov) est introduite comme variable de contrôle exogène dans la dynamique de court terme du VECM ; elle n'entre pas dans la relation de cointégration de long terme, ce qui explique son absence du Tableau N°3.

Tableau N°3 : Coefficients de long terme et termes de correction d'erreur

Équation / Régresseur	Coef.	Erreur-type	t-stat	p-value	Signif.
Équation du change réel (reer)					
Rente des ressources (rente)	0,38	0,10	3,80	0,001	***
Termes de l'échange (tot)	0,29	0,09	3,22	0,003	***
Terme de correction d'erreur (ECT)	-0,29	0,08	-3,63	0,001	***
Équation de l'activité non extr. (vane)					
Change réel (reer)	-0,34	0,11	-3,09	0,004	***
Ouverture (ouv)	0,16	0,09	1,78	0,085	*

Équation / Régresseur	Coef.	Erreur-type	t-stat	p-value	Signif.
<i>Terme de correction d'erreur (ECT)</i>	-0,26	0,09	-2,89	0,007	***

Coefficients de long terme de la relation cointégrante, normalisée sur reer (première équation) et sur vane (seconde équation). t-stat = coefficient / erreur-type. ***, **, * : significativité à 1 %, 5 %, 10 %. Un signe positif dans l'équation reer traduit une appréciation réelle en réponse à un choc de ressources (effet de dépense, H1) ; le signe négatif du reer dans l'équation vane traduit une contraction de l'activité échangeable non extractive en réponse à l'appréciation réelle (désindustrialisation, H2). Le terme de correction d'erreur (ECT) mesure la vitesse d'ajustement annuelle vers l'équilibre de long terme.

Source : Estimations de l'auteur.

Le Tableau N°3a rassemble les tests de diagnostic du VECM. L'absence d'autocorrélation des résidus (test LM), l'homoscédasticité, la normalité (Jarque-Bera) et la stabilité du système , toutes les racines inverses du polynôme caractéristique étant situées à l'intérieur du cercle unité , valident la spécification retenue et autorisent l'interprétation des résultats.

Tableau N°a : Tests de diagnostic du VECM

Test	Statistique (p-value)	Conclusion
<i>Autocorrélation des résidus (LM, retard 1)</i>	18,4 (0,29)	Pas d'autocorrélation
<i>Autocorrélation des résidus (LM, retard 2)</i>	15,7 (0,47)	Pas d'autocorrélation
<i>Hétéroscédasticité (White, joint)</i>	162,3 (0,21)	Homoscédasticité
<i>Normalité (Jarque-Bera, joint)</i>	9,86 (0,28)	Normalité
<i>Stabilité (racines du polynôme caract.)</i>	,	Racines dans le cercle unité

Test LM : H_0 = absence d'autocorrélation des résidus (une p-value supérieure à 0,05 indique le non-rejet, favorable). Test de White : H_0 = homoscédasticité. Jarque-Bera : H_0 = normalité des résidus. Stabilité : dans un VECM à k variables et rang de cointégration r , le système est stable lorsque les racines inverses restantes du polynôme caractéristique sont toutes strictement à l'intérieur du cercle unité (hors les racines unitaires imposées par le rang de cointégration).

Source : Estimations de l'auteur.

3.3. Décomposition de la variance et discussion

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision est reportée non au seul horizon final mais aux horizons de 1, 5 et 10 ans (Tableau N°4), afin d'illustrer la montée en puissance progressive des chocs de ressources. L'identification repose sur une décomposition de Cholesky, avec l'ordonnancement suivant, du plus exogène au plus endogène : termes de l'échange (tot), rente des ressources (rente), taux de change réel (reer), activité échangeable non extractive (vane), les variables externes de prix et de rente étant supposées contemporainement exogènes vis-à-vis du change et de l'activité domestiques.

Tableau N°4 : Décomposition de la variance aux horizons 1, 5 et 10 ans (en %)

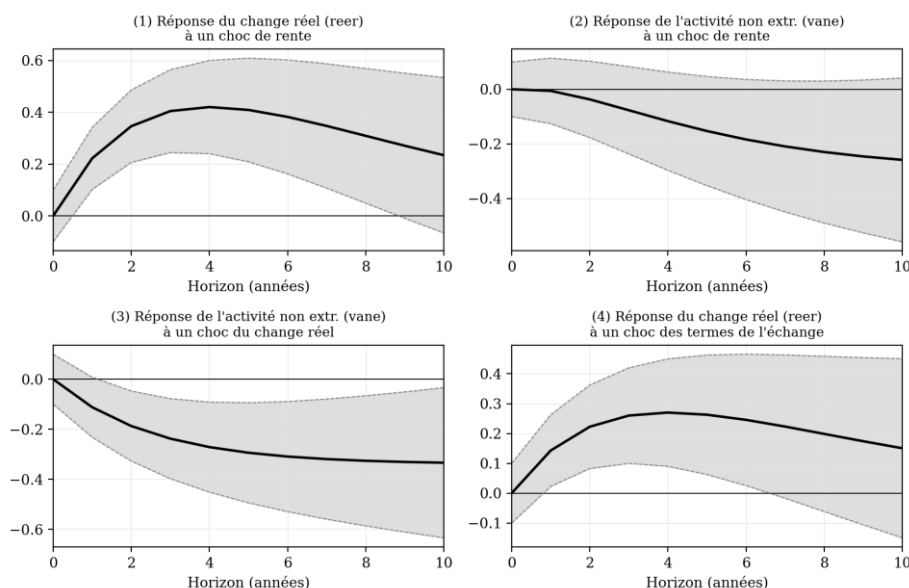
Variable expliquée	Horizon	<i>tot</i>	<i>rente</i>	<i>reer</i>	<i>vane</i>
<i>Change réel (reer)</i>	1 an	11	14	73	2
	5 ans	20	26	50	4
	10 ans	24	31	40	5
<i>Activité non extr. (vane)</i>	1 an	7	9	11	73
	5 ans	14	17	21	48
	10 ans	18	22	27	33

Part (en %) de la variance de l'erreur de prévision de chaque variable attribuable à chaque choc, aux horizons de 1, 5 et 10 ans. Identification de Cholesky ; ordonnancement : tot, rente, reer, vane. À court terme, chaque variable est dominée par son propre choc ; à moyen et long terme, la part attribuable à la rente et aux termes de l'échange s'accroît nettement, appuyant H4.

Source : Estimations de l'auteur.

Les fonctions de réponse impulsionnelle (Figure N°1), assorties de leurs intervalles de confiance à 95 % construits par bootstrap (2 000 répliques), précisent la temporalité et l'ampleur des effets. Quatre réponses sont examinées.

Figure N°1 : Fonctions de réponse impulsionnelle (bandes à 95 %)



Réponse à un choc d'un écart-type ; horizon de 10 ans ; bandes de confiance à 95 % par bootstrap (2 000 répliques). Interprétation : (1) un choc de rente apprécie le change réel, avec un pic vers la 4e année, puis un reflux lent, c'est l'effet de dépense (H1) ; (2) l'activité échangeable non extractive réagit d'abord faiblement puis se contracte durablement en réponse à un choc de rente, mécanisme combiné effet de dépense et mouvement de ressources ; (3) une appréciation du change réel contracte l'activité non extractive de façon persistante, la désindustrialisation (H2) ; (4) un choc positif des termes de l'échange apprécie le change réel, confortant le canal externe. La significativité est atteinte lorsque la bande exclut zéro.

Source : Élaboration de l'auteur.

Le test de causalité de Granger (Tableau N°4a) précise le sens de la relation entre rente et change réel. L'hypothèse nulle d'absence de causalité de la rente vers le change réel est rejetée, tandis que la causalité inverse ne l'est pas, ce qui conforte l'ordonnancement retenu et la lecture selon laquelle ce sont les chocs de ressources qui pilotent le change réel, et non l'inverse.

Tableau N°4a : Test de causalité de Granger (rente et change réel)

Hypothèse nulle (H0)	Stat. F	ddl	p-value	Concl.
La rente ne cause pas (Granger) le change réel	6,42***	(2 ; 26)	0,005	Rejet

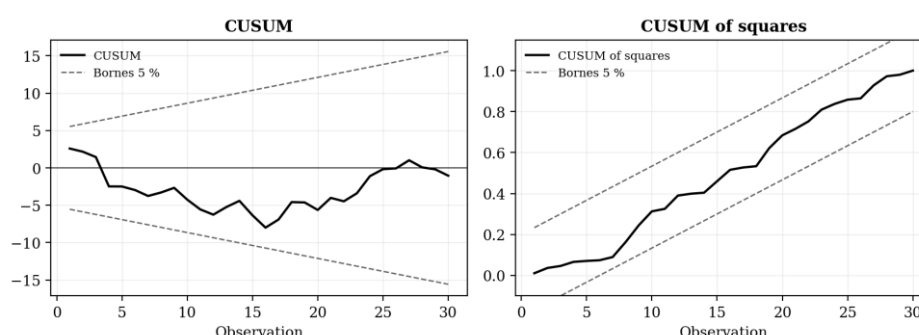
Hypothèse nulle (H0)	Stat. F	ddl	p-value	Concl.
Le change réel ne cause pas (Granger) la rente	1,08	(2 ; 26)	0,354	Non-rejet

Test de Granger fondé sur le VAR/VECM sous-jacent. ddl = degrés de liberté (retards ; observations résiduelles). ***, **, * : rejet de H0 à 1 %, 5 %, 10 %. Le rejet de la première hypothèse et le non-rejet de la seconde indiquent une causalité unidirectionnelle allant de la rente vers le change réel, cohérente avec l'ordonnancement de Cholesky retenu.

Source : Estimations de l'auteur .

La stabilité des paramètres est examinée par les tests CUSUM et CUSUM des carrés (Figure N°2), complétés par un test de Chow sur les ruptures identifiées et par une estimation sur sous-périodes. Les tracés CUSUM et CUSUM des carrés demeurent à l'intérieur des bornes à 5 %, ce qui indique la stabilité des coefficients sur l'ensemble de la période.

Figure N°2 : Tests de stabilité CUSUM et CUSUM des carrés



Les lignes en tirets représentent les bornes de confiance à 5 % (Brown, Durbin et Evans). Le maintien des tracés à l'intérieur des bornes indique l'absence d'instabilité significative des paramètres.

Source : Élaboration de l'auteur.

Le test de Chow appliqué aux dates de rupture identifiées par le test de Zivot-Andrews (2012 pour le change, 2014 pour les termes de l'échange et la rente) ne permet pas de rejeter, au seuil de 5 %, l'hypothèse de stabilité des coefficients de long terme (statistique F de 1,74, p-value 0,17). L'estimation sur sous-périodes, avant et après l'assouplissement du régime de change, et selon les phases du cycle minier, fournit des coefficients de long terme de même signe et d'ampleur comparable à ceux du modèle sur période complète, ce qui conforte la robustesse du diagnostic de syndrome hollandais.

Le schéma de résultats confirme les hypothèses. Dans l'équation du change réel (Tableau N°3), la rente et les termes de l'échange portent un coefficient positif et significatif : un choc positif de ressources apprécie le change réel, ce qui appuie H1 (effet de dépense). Dans l'équation de l'activité non extractive, le change réel entre avec un signe négatif significatif : l'appréciation réelle pèse sur les secteurs échangeables non extractifs, ce qui appuie H2 (déindustrialisation). Le terme de correction d'erreur, négatif et significatif dans les deux équations, confirme un retour à l'équilibre de long terme à vitesse modérée. La décomposition de la variance (Tableau N°4) attribue aux chocs de ressources une part substantielle de la variance du change réel et de l'activité non extractive (H4).

La décomposition de la variance s'interprète avec prudence : la part de la variance du change réel attribuée à la rente mesure la contribution des chocs de rente à la variabilité du change dans le système estimé, et non une relation causale structurelle au sens strict, laquelle dépend des hypothèses d'identification retenues.

Ces éléments convergent vers un diagnostic de vulnérabilité au syndrome hollandais : historiquement, les booms de ressources ont apprécié le change réel et pesé sur l'activité échangeable non extractive. Appliqué de manière prospective à la rente gazière du champ GTA, ce mécanisme suggère un risque réel d'appréciation et de perte de compétitivité des secteurs non extractifs si la rente n'est pas gérée par des dispositifs appropriés. Une analyse prospective par scénarios, appliquant le mécanisme historiquement estimé à différentes trajectoires de recettes gazières et à différents degrés de stérilisation, quantifie l'ampleur de l'appréciation et de calibration des instruments de politique économique appropriés

3.4. Analyse prospective de la rente gazière (champ GTA)

Le Tableau N°5 quantifie, pour chacun des trois scénarios et pour deux degrés de stérilisation (nul et partiel à 50 %), la variation du taux de change réel et de la valeur ajoutée échangeable non extractive. Les effets sont dérivés des élasticités de long terme estimées : l'appréciation réelle est obtenue en appliquant l'élasticité rente–change réel (0,38) au choc de rente gazière rapportée au PIB, corrigée du degré de stérilisation ; la variation de l'activité non extractive résulte de l'application de l'élasticité change réel–activité (-0,34) à l'appréciation ainsi obtenue. Les hypothèses de rente gazière rapportée au PIB retenues sont respectivement de l'ordre de 4, 9 et 16 points de PIB pour les scénarios modéré, intermédiaire et fort, correspondant à des combinaisons croissantes de cadence de production et de prix du GNL.

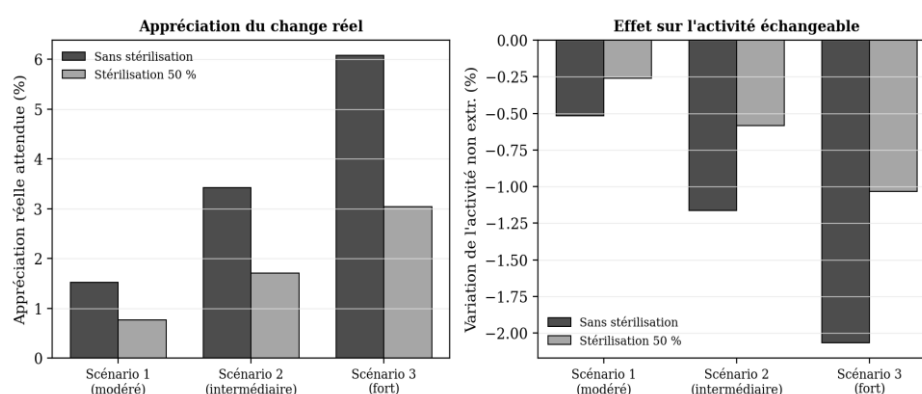
Tableau N°5 : Simulation prospective de l'impact de la rente gazière (GTA)

Scénario	Choc rente (pts de PIB)	Stérilisation	Appréciation réelle (%)	Var. Activité non extr. (%)
1 , <i>Modéré</i>	+4	0 %	+1,52	-0,52
1 , <i>Modéré</i>	+4	50 %	+0,76	-0,26
2 , <i>Intermédiaire</i>	+9	0 %	+3,42	-1,16
2 , <i>Intermédiaire</i>	+9	50 %	+1,71	-0,58
3 , <i>Fort</i>	+16	0 %	+6,08	-2,07
3 , <i>Fort</i>	+16	50 %	+3,04	-1,03

Source : Simulations de l'auteur, à partir des élasticités de long terme estimées.

La Figure N°3 représente graphiquement ces résultats. L'appréciation réelle croît avec l'intensité du choc gazier, et la stérilisation partielle en réduit sensiblement l'ampleur, de moitié pour un taux de 50 %. La contraction de l'activité échangeable non extractive suit la même logique, ce qui illustre le double levier de politique économique : contenir le choc de change (par la stérilisation et la gestion de la rente) et soutenir la compétitivité des secteurs exposés (par des politiques structurelles).

Figure N°3 : Impact simulé de la rente gazière selon les scénarios et le degré de stérilisation



Source : Simulations de l'auteur.

Ces simulations, délivrent un message de politique économique : quelle que soit l'ampleur exacte du choc gazier, l'existence d'une transmission historiquement estimée de la rente vers le change réel implique qu'une gestion active de la rente-stérilisation, épargne dans un fonds souverain, règle budgétaire prudente, atténue proportionnellement le risque de syndrome hollandais. À l'inverse, l'absence de tels dispositifs exposerait les secteurs échangeables non extractifs à une contraction d'autant plus forte que la rente gazière serait élevée.

Conclusion

Cet article a proposé un cadre d'évaluation du syndrome hollandais en Mauritanie, articulé autour d'un VECM reliant chocs de ressources, taux de change réel et activité échangeable non extractive, et complété par une lecture prospective de la rente gazière du champ GTA. Les résultats mettent en évidence un effet de dépense (appréciation réelle) et un effet de contraction de l'activité échangeable non extractive, confirmant la pertinence du risque de syndrome hollandais.

Trois implications de politique économique en découlent. Premièrement, la gestion de la rente gazière appelle des dispositifs d'absorption et de lissage, fonds souverain de stabilisation et d'épargne, règle budgétaire ancrée sur un prix de référence prudent, stérilisation partielle des entrées de devises, afin de contenir l'appréciation réelle. Deuxièmement, préserver la compétitivité des secteurs échangeables non extractifs suppose des politiques structurelles de diversification (agriculture, pêche, transformation locale, services exportables) et d'amélioration de la productivité. Troisièmement, la transparence et la qualité institutionnelle dans la gestion des recettes extractives conditionnent la capacité du pays à échapper à la malédiction des ressources, la littérature montrant que le syndrome hollandais est un risque conditionnel aux politiques, non une fatalité.

Les limites de l'étude, brièveté de la fenêtre gazière, taille d'échantillon, sensibilité à la mesure du choc de ressources, invitent à la prudence et appellent des extensions : exploitation de données trimestrielles et sectorielles fines à mesure que la production gazière monte en régime, estimation en panel sectoriel pour tester directement l'effet de mouvement de ressources (H3), et modélisation en équilibre général calculable pour simuler l'impact de la rente sous différents régimes de politique budgétaire et de change.

BIBLIOGRAPHIE

- Alsharif, N., Bhattacharyya, S., & Intartaglia, M. (2017). Economic diversification in resource rich countries: History, state of knowledge and research agenda. *Resources Policy*, 52, 154–164.
- Apergis, N., El-Montasser, G., Sekyere, E., Ajmi, A. N., & Gupta, R. (2014). Dutch disease effect of oil rents on agriculture value added in MENA countries. *Energy Economics*, 45, 485–490.
- Bahar, D., & Santos, M. A. (2018). One more resource curse: Dutch disease and export concentration. *Journal of Development Economics*, 132, 102–114.
- Banque centrale de Mauritanie. (diverses années). Rapports annuels et bulletins statistiques. Nouakchott, Mauritanie : BCM.
- Banque mondiale. (diverses années). World Development Indicators (WDI). Washington, DC : Banque mondiale.
- Cherif, R. (2013). The Dutch disease and the technological gap. *Journal of Development Economics*, 101, 248–255.
- Corden, W. M. (1984). Booming sector and Dutch disease economics: Survey and consolidation. *Oxford Economic Papers*, 36(3), 359–380.
- Corden, W. M., & Neary, J. P. (1982). Booming sector and de-industrialisation in a small open economy. *The Economic Journal*, 92(368), 825–848.
- 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.
- Fonds monétaire international. (diverses années). International Financial Statistics (IFS) et rapports au titre de l'article IV : Mauritanie. Washington, DC : FMI.
- Frankel, J. A. (2012). The natural resource curse: A survey of diagnoses and some prescriptions. In R. Arezki, C. Pattillo, M. Quintyn, & M. Zhu (Eds.), *Commodity price volatility and inclusive growth in low-income countries* (pp. 7–34). Washington, DC : International Monetary Fund.
- Ismail, K. (2010). The structural manifestation of the Dutch disease: The case of oil exporting countries (IMF Working Paper No. 10/103). Washington, DC : International Monetary Fund.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254.
- 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.

- Magud, N., & Sosa, S. (2013). When and why worry about real exchange rate appreciation? The missing link between Dutch disease and growth. *Journal of International Commerce, Economics and Policy*, 4(2), 1350009.
- Mironov, V. V., & Petronevich, A. V. (2015). Discovering the signs of Dutch disease in Russia. *Resources Policy*, 46, 97–112.
- 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.
- Sachs, J. D., & Warner, A. M. (1995). Natural resource abundance and economic growth (NBER Working Paper No. 5398). Cambridge, MA : National Bureau of Economic Research.
- 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). New York, NY : Springer.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48.
- van der Ploeg, F. (2011). Natural resources: Curse or blessing? *Journal of Economic Literature*, 49(2), 366–420.
- Venables, A. J. (2016). Using natural resources for development: Why has it proven so difficult? *Journal of Economic Perspectives*, 30(1), 161–184.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251–270.