

Dépendance énergétique et chocs pétroliers : Une analyse empirique de la transmission macroéconomique en Haïti

Kensley Blaise* Jean Marie Cayemitte* Elie Israël*
Lyssandre Léandre † Jean Gardy Victor‡

Direction de la Recherche en Économie et Finance (DREF)
Banque de la République d'Haïti (BRH)

Mai 2026

Résumé

Ce document analyse empiriquement la vulnérabilité de l'économie haïtienne aux chocs pétroliers mondiaux, en prenant le conflit Iran–États-Unis comme contexte de référence. L'étude conduit deux exercices complémentaires. Le premier, fondé sur un modèle à correction d'erreur, établit une transmission quasi-proportionnelle entre le prix du brut et les produits raffinés importés, et simule l'impact sur la facture pétrolière selon trois scénarios de prix. Le second, qui constitue le cœur du document, identifie les effets macroéconomiques dynamiques des chocs pétroliers à l'aide de projections locales combinées à une identification externe des surprises d'offre de l'OPEP. Les résultats montrent que le taux de change est un canal de transmission dominant : un choc pétrolier déprécie la gourde de manière persistante, contracte l'activité réelle et érode les réserves de change. La transmission aux prix intérieurs est atténuée à court terme par les mécanismes de prix administrés à la pompe, au prix de tensions budgétaires différées. Ces résultats plaident pour une surveillance prioritaire du marché des changes et une intégration systématique des scénarios de stress énergétique dans les analyses de politique économique.

Mots-clés : Choc pétrolier, Haïti, dépendance énergétique, projections locales, identification externe, transmission des prix, politique monétaire.

Classification JEL : E31, E62, F41, Q43, Q48.

*Direction de Recherche en Économie et Finance (DREF), Banque de la République d'Haïti .

†Direction Monnaie et Analyse Économique (MAE), Banque de la République d'Haïti.

‡Chaire de Recherche en Macroéconomie, Université du Québec à Montréal.

1 Introduction

Le pétrole occupe une place centrale dans l'activité économique en Haïti. En tant qu'importateur net d'hydrocarbures, ne disposant ni de capacité de production ni d'infrastructures de raffinage domestiques, le pays s'approvisionne intégralement en produits pétroliers, notamment l'essence, le gasoil et le kérosène, sur les marchés internationaux. Ces achats sont libellés en dollars américains et déterminés par des forces exogènes sur lesquelles Haïti n'exerce aucune influence. Cette dépendance ne constitue pas uniquement une contrainte d'approvisionnement : elle représente un canal de transmission direct et systématique des conditions du marché mondial vers les équilibres macroéconomiques domestiques.

La question de l'impact des chocs pétroliers sur les petites économies ouvertes est largement documentée dans la littérature depuis les travaux fondateurs de [Hamilton \(1983\)](#). Ces économies se distinguent des grandes économies avancées par plusieurs caractéristiques structurelles qui amplifient leur vulnérabilité : une capacité limitée de substitution à court terme, une forte pondération de l'énergie importée dans le panier de consommation des ménages, ainsi que des marges de manœuvre budgétaires restreintes pour absorber les chocs externes. Dans ce contexte, Haïti constitue un cas particulièrement illustratif. L'ensemble de son énergie commerciale est importé, les revenus réels y sont parmi les plus faibles de la région et les réserves de change demeurent structurellement limitées, réduisant la capacité d'absorption des perturbations externes prolongées.

La crise pétrolière associée au conflit entre l'Iran et les États-Unis constitue le contexte empirique de la présente étude. Depuis le déclenchement des hostilités à la fin de l'année 2024, les marchés pétroliers ont connu une volatilité accrue, les prix réagissant quasi instantanément aux évolutions militaires et diplomatiques. Les risques pesant sur les infrastructures énergétiques régionales ainsi que sur le détroit d'Hormuz, par lequel transite environ 20% de l'offre mondiale de pétrole, ont généré une incertitude élevée quant aux perspectives d'approvisionnement ([International Monetary Fund 2023](#) ; [World Bank 2024](#)). Pour Haïti, ces tensions ne relèvent pas d'une abstraction géopolitique : elles se traduisent concrètement par un renchérissement des importations, une pression accrue sur le marché des changes et une détérioration des finances publiques, déjà fragiles.

Un choc pétrolier se transmet à l'économie haïtienne par plusieurs canaux interdépendants. Premièrement, il accroît la facture d'importation, contribuant à la détérioration de la balance commerciale. Deuxièmement, il exerce une pression à la dépréciation sur la gourde via une hausse de la demande de devises, amplifiant ainsi le choc en monnaie locale. Troisièmement, il alimente l'inflation en augmentant les coûts de transport et de production. Quatrièmement, il pèse sur l'activité économique réelle en renchérissant un intrant essentiel

et difficilement substituable, notamment dans le secteur de la production d'électricité. Enfin, cinquièmement, il peut entraîner une diminution des réserves de change si la Banque de la République d'Haïti (BRH) intervient pour stabiliser le taux de change. L'ampleur, la persistance et la dynamique de ces canaux constituent le cœur de l'analyse empirique de cette étude.

La première repose sur un modèle à correction d'erreur (ECM) estimé sur des données mensuelles couvrant la période 2000–2024. Cette démarche permet d'identifier la dynamique de transmission entre le prix du brut (WTI) et celui des produits raffinés importés, afin de simuler l'incidence de trois scénarios (optimiste, base et pessimiste) calibrés sur l'évolution du conflit Iran–États-Unis ; elle offre ainsi une quantification de l'exposition directe de la facture pétrolière haïtienne et de ses conséquences budgétaires.

La seconde, qui constitue le cœur analytique de l'étude, mobilise la méthode des projections locales développée par [Jordà \(2005\)](#) afin d'estimer les effets dynamiques des chocs pétroliers sur cinq variables macroéconomiques clés : l'inflation, le taux de change, la balance commerciale, le PIB réel et les réserves de change. Cette approche repose sur une identification externe des chocs d'offre pétroliers, notamment à partir des surprises de production de l'OPEP ([Känzig 2021](#)). Elle est particulièrement adaptée au contexte haïtien, dans la mesure où elle permet une identification causale robuste en présence de contraintes de données et de forte endogénéité potentielle.

Cette étude contribue à la littérature de plusieurs manières. Elle propose, à notre connaissance, la première évaluation empirique systématique des effets dynamiques des chocs pétroliers sur l'économie haïtienne, en couvrant l'ensemble des principaux canaux de transmission. En combinant une approche par scénarios et une estimation économétrique rigoureuse, elle distingue les effets immédiats des chocs des effets de second tour sur la croissance et la stabilité macroéconomique. Enfin, elle enrichit la littérature empirique sur les petites économies des Caraïbes, pour lesquelles les analyses quantitatives restent encore limitées.

Le reste de l'article est structuré comme suit. La section 2 présente la revue de la littérature. Les sections 3 et 4 exposent les faits stylisés, les scénarios de prix, la méthodologie ainsi que les données utilisées. La section 5 présente les résultats empiriques avec une discussion de la qualité des résultats dans le chapitre 6, tandis que la section 7 conclut et discute les implications pour la politique économique ainsi que les pistes de recherche futures.

2 Revue de littérature

2.1 Canaux de transmission des chocs pétroliers

La relation entre prix du pétrole et macroéconomie constitue l'un des objets les plus étudiés en économie empirique depuis [Hamilton \(1983\)](#), qui montre qu'une part importante des récessions américaines d'après-guerre a été précédée par une hausse des prix pétroliers. Cette contribution fondatrice a donné lieu à une littérature abondante visant à identifier les mécanismes par lesquels les chocs pétroliers se transmettent à l'économie réelle.

[Hamilton \(2011\)](#) distingue trois canaux principaux. Le canal de revenu correspond au transfert de pouvoir d'achat des consommateurs des pays importateurs vers les producteurs de pétrole, ce qui tend à comprimer la demande agrégée dans les économies importatrices. Le canal d'offre reflète le rôle du pétrole en tant qu'intrant de production, une hausse de son coût réduisant la productivité effective du capital et du travail, ralentissant l'activité économique et pouvant engendrer des dynamiques de stagflation. [Blanchard et Galí \(2010\)](#) montrent toutefois que l'ampleur de ces deux canaux dépend fortement de l'intensité énergétique de l'économie considérée et du régime de politique monétaire, une observation particulièrement pertinente pour Haïti, caractérisée par une forte dépendance énergétique et une crédibilité monétaire limitée.

Un troisième canal, plus récemment mis en évidence, est celui de l'incertitude. [Bloom \(2009\)](#) montre que les chocs sur les prix des matières premières accroissent l'incertitude macroéconomique, ce qui conduit à un report des décisions d'investissement et d'embauche et amplifie l'impact récessif initial. Ce mécanisme opère notamment à travers les marchés de contrats à terme, une hausse de l'incertitude sur l'approvisionnement futur se reflétant d'abord dans les prix des futures avant de se transmettre aux prix spot et aux décisions réelles ([Känzig 2021](#)). Dans une petite économie ouverte comme Haïti, ce canal est particulièrement important, car il affecte les décisions d'investissement et d'importation de biens d'équipement dès l'apparition du choc, avant même que la hausse des prix ne soit pleinement transmise.

2.2 Transmission dans les économies importatrices à faible revenu

Dans les petites économies ouvertes importatrices de pétrole, les mécanismes de transmission des chocs pétroliers sont généralement plus intenses que dans les économies avancées. [Cashin et al. \(2014\)](#) montrent, à partir d'un panel d'économies à faible revenu, que les effets inflationnistes y sont plus persistants, en raison du poids élevé de l'énergie et des biens importés dans le panier de consommation. Dans ces économies, un choc pétrolier se répercute rapidement sur les coûts de transport, la production d'électricité et les prix alimentaires,

lesquels représentent une part importante du budget des ménages.

La présence de mécanismes de prix administrés à la pompe constitue une caractéristique importante de nombreux pays en développement, y compris Haïti. Ces dispositifs modifient le profil temporel de la transmission, en absorbant initialement le choc et en limitant son impact inflationniste immédiat, mais en générant des tensions budgétaires susceptibles de devenir inflationnistes à moyen terme, notamment en cas de monétisation du déficit (Coady et al. 2010). Par ailleurs, les ajustements discontinus des prix administrés peuvent eux-mêmes constituer des chocs inflationnistes significatifs. Ce compromis entre protection des ménages et soutenabilité budgétaire constitue un enjeu central de politique économique.

Borenstein et al. (1997) mettent en évidence une transmission asymétrique des prix, selon laquelle les hausses du prix du pétrole sont répercutées plus rapidement et plus intégralement sur les prix à la pompe que les baisses. Ce résultat est corroboré par une littérature abondante soulignant que, dans les pays en développement, cette asymétrie est souvent accentuée par les rigidités institutionnelles et les mécanismes de régulation des prix (Kpodar et Imam 2021). Ces distorsions impliquent que les chocs pétroliers positifs produisent des effets macroéconomiques plus persistants et plus marqués, particulièrement lors de crises géopolitiques majeures telles que la crise Iran–États-Unis.

Un autre canal essentiel, particulièrement pertinent pour Haïti, est celui du taux de change. Dans une économie où les importations sont majoritairement libellées en dollars et où la monnaie nationale est structurellement fragile, une hausse de la facture pétrolière accroît la demande de devises et exerce une pression à la dépréciation. Cette dépréciation renchérit à son tour l'ensemble des importations, amplifiant ainsi le choc initial. Ce mécanisme de rétroaction entre prix du pétrole et taux de change, dont la complexité et la bidirectionnalité sont documentées par Beckmann, Czudaj et Arora (2020) pour les économies émergentes, constitue potentiellement le canal dominant dans le cas haïtien.

Dans ce cadre général, les économies caribéennes importatrices de pétrole offrent un terrain d'analyse particulièrement pertinent, dans la mesure où elles combinent une forte dépendance énergétique, une ouverture commerciale élevée et des marges de manœuvre macroéconomiques limitées. Acevedo (2016) met en évidence la sensibilité accrue de ces économies insulaires aux chocs de matières premières et montre que les effets inflationnistes s'y amplifient lorsque le taux de change est sous pression, ce qui renforce le rôle du canal de change. De même, Cashin et al. (2014), qui incluent plusieurs économies des Caraïbes dans leur panel, confirment la persistance des effets inflationnistes dans les économies caractérisées par une dépendance structurelle aux importations d'énergie.

Pour Haïti en particulier, les travaux empiriques disponibles portent principalement sur les déterminants de l'inflation domestique (Banque de la République d'Haïti 2023), la trans-

mission des transferts de la diaspora et les effets des chocs climatiques. Les chocs pétroliers n'ont pas fait l'objet d'une analyse empirique systématique et causale, malgré leur importance macroéconomique documentée dans les rapports institutionnels ([International Monetary Fund 2023](#) ; [World Bank 2024](#)). En particulier, aucune étude à notre connaissance n'identifie et ne quantifie de manière rigoureuse les effets dynamiques des chocs pétroliers sur l'ensemble des canaux de transmission pertinents pour l'économie haïtienne. La présente étude vise précisément à combler ce vide en mobilisant les outils économétriques les plus récents dans un contexte de données limitées.

2.3 Identification et estimation des effets macroéconomiques

L'identification causale des effets des chocs pétroliers se heurte à un problème fondamental, les prix du pétrole étant endogènes aux conditions macroéconomiques mondiales. Un ralentissement global réduit simultanément la demande de pétrole et l'activité économique des pays importateurs, introduisant un biais de simultanéité potentiellement important.

[Kilian \(2009\)](#) propose une décomposition structurelle des chocs pétroliers en trois composantes, choc d'offre, choc de demande agrégée mondiale et choc de demande spécifique au pétrole, permettant de distinguer les variations de prix liées à des perturbations d'offre exogènes, dont les effets macroéconomiques diffèrent de ceux des chocs de demande.

[Känzig \(2021\)](#) propose une stratégie d'identification fondée sur les variations de prix sur les marchés à terme autour des annonces de l'OPEP. L'hypothèse est que ces variations reflètent des révisions d'information sur l'offre indépendantes des conditions macroéconomiques globales. Cette approche fournit un instrument exogène particulièrement adapté au cas d'une petite économie ouverte comme Haïti, qui n'influence pas les marchés pétroliers internationaux.

Du point de vue économétrique, la méthode des projections locales ([Jordà 2005](#)) s'est imposée comme une référence dans la littérature récente. Elle permet d'estimer directement les réponses dynamiques à un choc sans imposer de structure dynamique restrictive. [Plagborg-Møller et Wolf \(2021\)](#) montrent que cette méthode est robuste aux erreurs de spécification et particulièrement adaptée aux contextes caractérisés par des données limitées et des ruptures structurelles, comme c'est le cas pour Haïti.

3 Faits stylisés, transmission des prix et scénarios de crise

Cette section présente quatre faits stylisés majeurs de l'économie haïtienne liés à la transmission d'un choc pétrolier : la dépendance énergétique totale, la vulnérabilité du taux de

change, le régime d’inflation chronique et la structure du déficit commercial. Ces caractéristiques fondamentales définissent les canaux à travers lesquels un choc exogène se propage, justifiant ainsi le choix des variables endogènes retenues dans l’analyse empirique. Afin d’illustrer concrètement le premier fait stylisé, nous quantifions l’ampleur de l’exposition directe de la facture pétrolière haïtienne à ce type de choc ; pour ce faire, nous utilisons un modèle à correction d’erreur et une analyse de scénarios ancrée dans le conflit entre les États-Unis et l’Iran.

3.1 Fait stylisé 1 : une dépendance énergétique totale qui expose directement la facture d’importation aux prix internationaux

Haïti ne produit ni ne raffine d’hydrocarbures : la totalité des produits pétroliers consommés, principalement composée de gasoline, de gasoil et de kérosène, est acquise sur les marchés internationaux en dollars, à des prix sur lesquels le pays n’exerce aucune influence. Sur l’année fiscale 2024–2025, ces importations ont représenté environ 5,2 millions de barils pour une valeur totale de 586,8 millions USD (tableau 1), l’un des postes les plus importants de la facture d’importation totale. La gasoline et le gasoil concentrent à eux seuls 97 % des volumes importés. Ces carburants alimentent non seulement le transport terrestre, mais aussi les générateurs diesels privés qui pallient l’offre irrégulière d’un réseau public à la couverture restreinte. En effet, l’accès à l’électricité en Haïti concerne environ un tiers de la population, avec une disparité marquée entre les zones urbaines (53 %) et rurales (17 %). Cette offre publique, souvent intermittente, contraint la majorité des industries et des ménages à recourir à l’auto-génération (World Bank 2020). En l’absence de capacités de stockage stratégique, cette dépendance structurelle au segment thermique privé transforme chaque fluctuation des cours mondiaux du brut en un choc énergétique immédiat pour l’économie nationale.

TABLE 1 – Importations de produits pétroliers — Année fiscale 2024–2025

Produit	Volume (milliers de barils)	Valeur (milliers USD)
Gasoline	2 807.8	317 634.7
Gasoil	2 302.9	257 803.4
Kérosène	99.9	11 362.5
Total	5 210.6	586 800.5

Source : BRH/DAI. L’année fiscale haïtienne s’étend d’octobre à septembre. Les recettes fiscales pétrolières ont atteint 31,2 Mrd HTG sur la même période ; les subventions énergétiques, 663 M HTG.

Ce premier fait soulève une question quantitative immédiate : *de combien la facture pétrolière augmenterait-elle sous l'effet d'un choc sur les prix internationaux du brut ?* Pour y répondre rigoureusement, deux étapes sont nécessaires. La première consiste à établir la relation de transmission entre le prix du pétrole brut et les prix des produits raffinés importés. La seconde consiste à simuler la facture sous différentes trajectoires de prix, calibrées sur l'évolution du conflit Iran–États-Unis qui constitue le choc géopolitique de référence de cette étude.

3.1.1 Transmission WTI–produits raffinés : estimation par modèle à correction d'erreur

Dans la mesure où Haïti importe exclusivement des produits raffinés, l'impact d'un choc sur le prix du brut demeure conditionnel au degré de transmission entre le prix de référence international et les prix des carburants importés. Cette transmission n'est pas triviale : les marges de raffinage, les coûts logistiques ainsi que les politiques tarifaires des pays exportateurs introduisent des frictions susceptibles de découpler, au moins temporairement, les deux niveaux de prix (Borenstein et al. 1997). L'analyse rigoureuse de l'ampleur et de la vitesse de cette transmission constitue donc un prérequis indispensable à toute simulation de la facture pétrolière nationale. Haïti important exclusivement des produits raffinés, l'impact d'un choc sur le prix du brut est conditionnel au degré de transmission entre le prix de référence international et les prix des carburants importés. Cette transmission n'est pas triviale : les marges de raffinage, les coûts logistiques et les politiques tarifaires des pays exportateurs introduisent des frictions susceptibles de découpler, au moins temporairement, les deux niveaux de prix (Borenstein et al. 1997). En établir l'ampleur rigoureusement est un prérequis indispensable à toute simulation de la facture pétrolière.

Les données utilisées sont les séries mensuelles de prix de la Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED) pour la période janvier 2000 – décembre 2024 (300 observations) : le WTI (série MCOILWTICO), la gasoline (MGASUSGULF), le diesel (MDFUELUSGULF) et le jet fuel/kérosène (MJFUELUSGULF).¹ La figure 1 retrace l'évolution de ces séries et révèle un co-mouvement étroit sur l'ensemble de la période, avec une transmission visible lors de chaque épisode majeur : choc de 2008, effondrement de 2014–2015, contraction pandémique de 2020 et envolée de 2022.

1. Le WTI et le Brent constituent les deux principaux produits pétroliers de référence mondiale ; les deux séries sont cointégrées et évoluent de manière quasi-synchrone. Nous retenons le WTI pour l'estimation et appliquons un différentiel historique moyen de 4 USD/baril pour la conversion des scénarios.

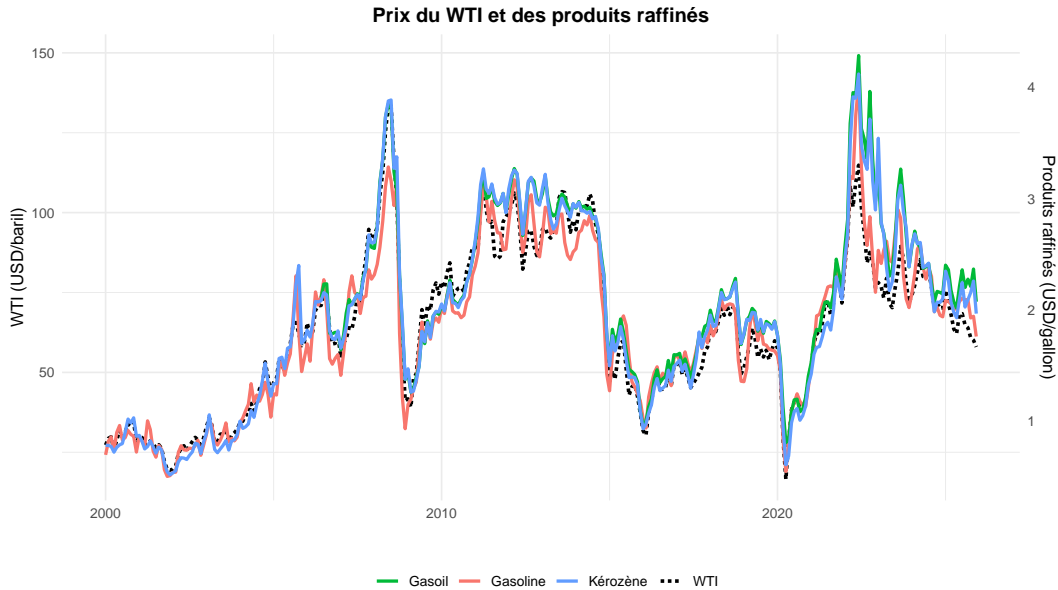


FIGURE 1 – Co-mouvement du prix du WTI et des prix des produits raffinés (2000–2024)

Source : FRED. Axe gauche : WTI (USD/baril) ; axe droit : prix des produits raffinés (USD/gallon). Données mensuelles, janvier 2000 – décembre 2024.

La forte corrélation suggère l'existence d'une relation de cointégration entre le prix du WTI et chacun des produits raffinés. La spécification retenue est un modèle à correction d'erreur (ECM) en deux étapes, après vérification préalable de la non-stationnarité des séries (tests ADF et KPSS) et de la cointégration (test d'Engle–Granger). La relation de long terme est estimée par moindres carrés ordinaires :

$$\log P_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \log WTI_t + u_{i,t} \quad (1)$$

où $P_{i,t}$ désigne le prix du produit raffiné $i \in \{\text{gasoline, gasoil, kérosène}\}$ au mois t , et $u_{i,t}$ l'écart à la trajectoire d'équilibre. Le paramètre β_i mesure l'élasticité de long terme. La dynamique de court terme est ensuite capturée par :

$$\Delta \log P_{i,t} = \phi_i \Delta \log WTI_t + \lambda_i \hat{u}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

où $\hat{u}_{i,t-1}$ est le résidu retardé de l'équation (1), ϕ_i mesure la réactivité instantanée du prix raffiné à une variation du brut, et $\lambda_i < 0$ est le coefficient de rappel vers l'équilibre. Les erreurs standard sont robustes à l'hétéroscédasticité (White).

TABLE 2 – Estimation de la transmission du prix du WTI aux produits raffinés

Produit	Élasticité		Rappel	Qualité d'ajustement	
	$\hat{\beta}_i$ (LT)	$\hat{\phi}_i$ (CT)	$\hat{\lambda}_i$	R^2 éq. (1)	R^2 éq. (2)
Gasoline	0.992	0.983	-0.241	0.954	0.725
Gasoil	0.955	0.697	-0.169	0.905	0.720
Kérosène	1.080	0.805	-0.227	0.962	0.730

Note : Estimation MCO en deux étapes. La relation de long terme est estimée sur l'équation (1); la dynamique de court terme sur l'équation (2) incluant les résidus retardés de cointégration. Période : janvier 2000 – décembre 2024 (300 observations). Erreurs standard robustes à l'hétéroscédasticité (White).

Trois résultats se dégagent. *Premièrement*, l'élasticité de long terme est quasi-proportionnelle pour les trois produits : $\hat{\beta}_i \in [0,955 ; 1,080]$, signifiant qu'une hausse permanente de 10 % du WTI entraîne une hausse de 9,6 à 10,8 % du prix des carburants raffinés, sans que l'économie haïtienne dispose d'un quelconque pouvoir de négociation pour atténuer cette transmission. *Deuxièmement*, la réaction de court terme est forte pour la gasoline ($\hat{\phi}_i = 0,983$) mais plus modérée pour le gasoil (0,697), ce qui peut refléter des différences dans les structures contractuelles d'approvisionnement. *Troisièmement*, le coefficient de rappel $\hat{\lambda}_i \in [-0,241 ; -0,169]$ indique un retour à l'équilibre de long terme en 4 à 6 mois. Ces résultats établissent que toute hausse durable du prix du brut se répercute de manière quasi-intégrale et rapide sur les prix des carburants importés par Haïti, fondant ainsi la légitimité d'une simulation directe de la facture à partir des trajectoires du WTI.

3.1.2 Le conflit Iran–États-Unis comme point de départ des scénarios

La crise entre l'Iran et les États-Unis constitue le choc géopolitique de référence à partir duquel les scénarios de prix sont calibrés. Depuis le déclenchement des hostilités, les cours du brut ont réagi de manière immédiate et souvent asymétrique à chaque développement militaire ou diplomatique. La figure 2 illustre cette sensibilité : les frappes sur les infrastructures énergétiques régionales, les menaces de fermeture du détroit d'Hormuz et les annonces de désescalade se sont chacune traduites par des mouvements de prix abrupts, révélant un marché gouverné par la séquence et l'intensité des nouvelles autant que par les fondamentaux économiques.

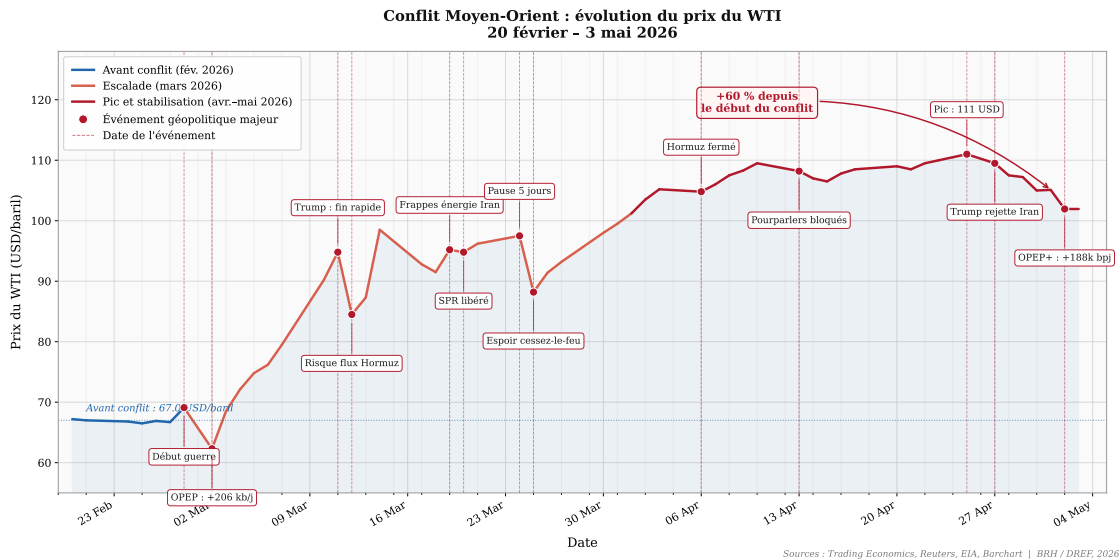


FIGURE 2 – Évolution du prix du WTI et événements géopolitiques Iran–États-Unis

Source : Calculs des auteurs. Les flèches indiquent les principaux événements militaires et diplomatiques ayant affecté les marchés pétroliers depuis le début du conflit.

La raison pour laquelle ce conflit constitue un choc d’offre de premier ordre est géographique et infrastructurelle : environ 20 % de l’offre mondiale de pétrole transite quotidiennement par le détroit d’Hormuz, unique point de sortie maritime pour les exportations du Golfe Persique. L’Iran dispose de la capacité de perturber ce corridor. Des travaux de modélisation fondés sur les données historiques suggèrent qu’une réduction de 1 % de l’offre mondiale peut entraîner une hausse de l’ordre de 4 % du prix du pétrole (Hamilton 2011) ; une perturbation significative du détroit, même temporaire, pourrait donc déclencher un choc de prix d’une magnitude considérable.

3.1.3 Construction et simulation des scénarios

Les scénarios couvrent les deux derniers trimestres de l’année fiscale haïtienne 2025–2026, soit T3 (avril–juin 2026) et T4 (juillet–septembre 2026), correspondant à la période d’incertitude maximale associée à l’évolution du conflit. Les trajectoires du WTI sont calibrées à partir des niveaux observés fin mars 2026 et de trois hypothèses d’évolution des tensions, alignées sur les analyses des institutions internationales (International Monetary Fund 2023 ; World Bank 2024).

Le *scénario optimiste* suppose une désescalade progressive, cessez-le-feu partiel ou engagement diplomatique, conduisant à une réduction de la prime de risque géopolitique et à une normalisation des flux transitant par le détroit d’Hormuz ; le WTI convergerait vers

71–79 USD/baril. Le *scénario de base* correspond à une persistance du conflit à faible intensité, sans escalade majeure mais sans résolution : perturbations partielles des flux, prime de risque élevée maintenue ; le WTI se stabiliserait entre 79 et 89 USD/baril. Le *scénario pessimiste* intègre une escalade significative, frappes sur des infrastructures pétrolières critiques ou fermeture partielle du détroit d’Hormuz, entraînant une contraction substantielle de l’offre mondiale ; le WTI pourrait atteindre 96–111 USD/baril.

La facture pétrolière sous chaque scénario est calculée comme :

$$M^{sc} = \sum_i P_i^{sc} \times V_i, \quad \text{avec} \quad P_i^{sc} = P_i^{ref} \left(1 + \hat{\beta}_i \cdot \Delta WTI^{sc} \right) \quad (3)$$

où V_i sont les volumes importés supposés constants à court terme, P_i^{ref} les prix implicites observés sur l’année fiscale 2024–2025, $\hat{\beta}_i$ les élasticités de long terme du tableau 2, et ΔWTI^{sc} la variation relative du WTI dans chaque scénario. La facture de référence pour les deux trimestres considérés est :

$$M_{T3-T4}^{ref} \approx 280,8 \text{ millions USD}$$

TABLE 3 – Scénarios de prix WTI et projection de la facture pétrolière — Trimestres T3–T4 de l’année fiscale 2025–2026

Scénario	Prix WTI (USD/baril)			Facture pétrolière		
	T3 2026	T4 2026	Moy.	M USD	Δ M USD	Δ %
Référence	—	—	—	280.8	—	—
Optimiste	79	71	75.0	308.6	+27.8	+9.9
Base	89	79	84.0	344.9	+64.1	+22.8
Pessimiste	111	96	103.5	423.6	+142.8	+50.9

Note : Les prix simulés des produits raffinés sont obtenus via l’équation (3) en appliquant les élasticités de long terme $\hat{\beta}_i$ du tableau 2. Les scénarios sont construits à partir des niveaux du Brent observés fin mars 2026, convertis en WTI en appliquant un différentiel moyen historique de 4 USD/baril. Les volumes V_i sont maintenus à leur niveau de l’exercice fiscal 2024–2025. Par ailleurs, notons que la simulation de la facture pétrolière concerne les trois produits : gasoline, kérosène et gasoil.

Les projections mettent en évidence une forte sensibilité de la facture pétrolière aux hypothèses retenues. Dans le scénario pessimiste, la facture pétrolière atteindrait 423,6 M USD sur les deux derniers trimestres de l’exercice fiscal, une augmentation de 142,8 M USD, soit 50,9 % au-dessus du niveau de référence. Pour replacer ce chiffre dans son contexte : il dépasse la moitié du flux annuel de recettes fiscales pétrolières (31,2 Mrd HTG sur l’année fiscale

2024–2025). Même dans le scénario de base, la hausse de 64,1 M USD est substantielle dans une économie dont la marge de manœuvre budgétaire et externe est étroite. Deux effets budgétaires de sens opposés opèrent simultanément : les recettes fiscales pétrolières augmentent proportionnellement à la facture, mais cet effet positif est vraisemblablement compensé si les prix à la pompe ne sont pas ajustés, reproduisant la dynamique de fiscalité pro-cyclique et de subventions contra-cycliques documentée dans la littérature (Coady et al. 2010).

Ces simulations quantifient l'exposition directe et statique de l'économie haïtienne à un choc pétrolier. Elles constituent un cadre de référence quantitatif indispensable, mais ne capturent qu'une dimension partielle du phénomène : elles supposent que les volumes importés, le taux de change et l'ensemble des conditions macroéconomiques restent inchangés. Or ce sont précisément ces variables qui réagissent le plus fortement à un choc pétrolier dans le contexte haïtien, comme le montrent les trois faits suivants.

3.2 Fait stylisé 2 : une dépréciation structurelle et non linéaire de la gourde comme mécanisme d'amplification des chocs externes

De 1919 à 1991, Haïti a maintenu un régime de change fixe (5 gourdes pour 1 dollar américain), assurant une stabilité nominale de court terme mais devenant insoutenable face aux déséquilibres externes croissants. La détérioration de la balance des paiements et l'émergence d'un marché parallèle ont conduit à l'abandon de ce régime le 16 septembre 1991 au profit d'un régime flexible. Dans les faits, compte tenu de la faible profondeur financière, de la dollarisation informelle et des fragilités institutionnelles, ce régime s'apparente à un flottement administré, marqué par des interventions ponctuelles et un encadrement du marché.

Le marché des changes se caractérise par une asymétrie structurelle persistante : une demande de devises élevée et peu élastique, liée à la forte dépendance aux importations (alimentaires, énergétiques, manufacturières), et une offre dominée par les transferts de la diaspora, les autres sources de devises restant limitées. Ce déséquilibre génère une pression continue à la dépréciation de la gourde, renforcée par des anticipations défavorables. Sur la période récente, cette dynamique s'est traduite par une dépréciation marquée de la gourde vis-à-vis du dollar, nonobstant la relative stabilité observée depuis 2024.

Dans ce contexte, le taux de change constitue le principal canal de transmission des chocs externes, en particulier pétroliers. Une hausse des prix internationaux du pétrole accroît la demande de devises nécessaire au financement des importations énergétiques, exerce une pression à la dépréciation de la gourde et renchérit en monnaie locale l'ensemble des importations. Ce mécanisme de rétroaction entre prix du pétrole et taux de change alimente les pressions inflationnistes via le pass-through et amplifie les déséquilibres externes dans

un contexte de réserves de change limitées. Le taux de change apparaît ainsi comme une variable endogène centrale, à la fois vecteur de transmission des chocs, multiplicateur des déséquilibres macroéconomiques et déterminant clé des dynamiques d'inflation et d'activité, ce qui justifie son inclusion prioritaire dans l'analyse empirique.

3.3 Fait stylisé 3 : un régime d'inflation élevée qui abaisse le seuil de déstabilisation des anticipations.

L'inflation haïtienne s'établit au-dessus de 10 % en glissement annuel de façon quasi-continue depuis 2020, avec des pics dépassant 40 % en 2022–2023. Un tel régime modifie profondément la dynamique de transmission d'un choc pétrolier. En période de faible inflation, une hausse temporaire des prix des carburants peut être absorbée sans déstabiliser les anticipations : les agents l'interprètent comme un choc transitoire. En revanche, en régime d'inflation élevée et persistante, ce mécanisme d'ancrage tend à disparaître. Toute nouvelle impulsion à la hausse des coûts de transport et de production est susceptible d'être immédiatement incorporée dans les anticipations de prix et les demandes salariales, générant des effets de second tour potentiellement plus importants que le choc initial.

Par ailleurs, l'existence de mécanismes de fixation administrative des prix des carburants peut temporairement limiter la répercussion directe des variations des prix internationaux du pétrole sur l'indice des prix à la consommation. Toutefois, cette stratégie ne supprime pas le coût économique du choc. Lorsque les ajustements de prix sont différés ou compensés par des subventions publiques, les déséquilibres budgétaires qui en résultent peuvent engendrer, à moyen terme, des pressions inflationnistes supplémentaires, notamment si leur financement implique un recours accru à la création monétaire du déficit (Coady et al. 2010).

3.4 Fait stylisé 4 : un déficit commercial structurel financé par des ressources non élastiques aux chocs.

La balance commerciale haïtienne est structurellement déficitaire : les exportations, essentiellement des produits textiles d'assemblage, couvrent une fraction marginale des importations. Ce déficit est principalement financé par les transferts de la diaspora, qui représentent environ 20 % du PIB, une source résiliente sur longue période (Acevedo 2016), mais insensible aux chocs à court terme. Dans ce contexte, une hausse de la facture pétrolière se traduit mécaniquement par une détérioration du déficit commercial sans susciter de flux compensateurs. Cette dynamique accroît la pression sur les réserves de change et renforce la vulnérabilité externe de l'économie. Elle place également la Banque de la République d'Haïti

(BRH) face à un arbitrage contraignant : intervenir pour soutenir le taux de change au prix d'une érosion des réserves, ou laisser s'ajuster le taux de change au risque d'une dépréciation accélérée. Ce cadre souligne le rôle central du secteur externe dans la propagation des chocs pétroliers et justifie l'inclusion conjointe de la balance commerciale et des réserves de change parmi les variables endogènes de l'analyse empirique.

Les quatre faits stylisés documentés ci-dessus convergent vers une conclusion commune : la vulnérabilité d'Haïti aux chocs pétroliers est multidimensionnelle et auto-entretenu. Un choc sur les prix du brut déclenche une cascade d'effets incluant un renchérissement de la facture pétrolière, la dépréciation de la gourde, l'accélération de l'inflation, la contraction de l'activité et l'érosion des réserves, dont l'ampleur et le timing constituent précisément les questions empiriques que l'analyse des sections suivantes cherche à résoudre. Ces effets dynamiques, que les simulations statiques du Fait 1 ne peuvent capturer, sont identifiés et quantifiés à l'aide de projections locales à la Jordà sur cinq variables endogènes : l'inflation π_t (Faits 2 et 3), le taux de change e_t (Fait 2), la balance commerciale bc_t (Fait 4).

4 Méthodologie

L'analyse empirique repose sur trois piliers méthodologiques complémentaires : une stratégie d'identification qui isole des variations exogènes du prix du pétrole, une méthode d'estimation qui traduit ces variations en effets dynamiques sur les variables macroéconomiques d'intérêt, et un programme de robustesse qui évalue la sensibilité des résultats aux choix de spécification. Cette section présente successivement ces trois piliers et discute leurs propriétés dans le contexte haïtien.

4.1 Identification des chocs pétroliers

Estimer causalement l'effet d'un choc pétrolier sur une économie requiert d'isoler des variations du prix du pétrole qui soient exogènes aux conditions macroéconomiques de l'économie étudiée. Ce prérequis est loin d'être automatiquement satisfait : les prix du pétrole sont endogènes à la conjoncture mondiale. Une expansion globale stimule simultanément la demande de pétrole et l'activité économique des pays importateurs ; un ralentissement les déprime conjointement. Toute estimation naïve de la réponse de l'économie haïtienne au prix du pétrole sans correction de cette endogénéité produit des estimations biaisées dont le signe peut même être inversé.

La solution standard dans la littérature consiste à identifier un choc pétrolier *structurel*, défini comme une variation du prix du pétrole non expliquée par des chocs de demande

mondiale ou des fluctuations macroéconomiques. Trois approches sont mobilisées dans ce document, par ordre croissant de rigueur : une approche naïve (variation du WTI), une identification externe par surprises de OPEP, et un *Étude d'événement* fondée sur les ajustements de prix à la pompe en Haïti.

4.1.1 Approche 1 : identification externe par surprises OPEP (Känzig, 2021)

L'approche privilégiée est celle de [Känzig \(2021\)](#), qui construit une série de *surprises de politique pétrolière* de l'OPEP comme instrument externe. L'instrument est défini comme la variation du prix des contrats à terme de pétrole (futures) dans une fenêtre temporelle étroite de ± 30 minutes autour des annonces officielles de l'OPEP sur les quotas de production. L'hypothèse d'identification centrale, dite hypothèse de *haute fréquence*, est que, dans cette fenêtre infinitésimale, seule l'information sur les fondamentaux d'offre pétrolier peut expliquer les mouvements de prix ; toute autre source de variation macroéconomique est orthogonale aux nouvelles d'offre annoncées dans un délai aussi court.

Formellement, la série d'instruments z_t est construite comme :

$$z_t = \Delta f_t^{[\tau^-, \tau^+]} \quad (4)$$

où $\Delta f_t^{[\tau^-, \tau^+]}$ désigne la variation du prix du contrat à terme le plus proche entre la fenêtre pré-annonce τ^- et post-annonce τ^+ , lors des dates d'annonce de l'OPEP ; $z_t = 0$ en dehors de ces dates.

Cette approche satisfait, sous des hypothèses standards, les deux conditions de validité d'un instrument dans le contexte haïtien. La *condition de pertinence (relevance)* est vérifiée par la corrélation positive et statistiquement significative entre z_t et la variation contemporaine du prix du pétrole, avec une corrélation empirique de 0,39 sur la période d'estimation. La *condition d'exclusion* est satisfaite par construction : Haïti ne participe pas aux marchés à terme du pétrole, n'exerce aucune influence sur les décisions de l'OPEP, et son économie est trop petite pour que ses conditions macroéconomiques affectent les prix mondiaux, ce que confirment les tests d'orthogonalité décrits à la section 4.1.4.

4.1.2 Approche 2 : étude d'événements associés aux ajustements des prix à la pompe en Haïti

La seconde approche exploite une source de variation spécifique à Haïti : les ajustements discrétionnaires des prix des carburants à la pompe décidés par les autorités. En présence de mécanismes de prix administrés, le marché domestique des carburants ne s'ajuste pas en continu aux variations des prix internationaux ; l'ajustement prend la forme d'événements

discrets, dont la date et l’amplitude sont déterminées par des considérations politiques et budgétaires.

Un vecteur d’événements $e_t \in \{0, 1\}$ est construit à partir des dates d’ajustement officiel des prix des carburants en Haïti, identifiées par la BRH :

$$e_t = \mathbf{1}\{t \in \mathcal{E}\}$$

où \mathcal{E} désigne l’ensemble des mois d’ajustement tarifaire. Sur la période d’estimation (novembre 2014 – juin 2025), 12 événements sont identifiés. Cet instrument capture un canal de transmission différent de celui de Känzig : il mesure la réponse de l’économie haïtienne à une politique de prix domestique, plutôt qu’à un choc d’offre mondial. La comparaison des deux séries de résultats fournit ainsi des informations complémentaires sur les mécanismes de transmission.

4.1.3 Approche 3 : variation naïve du WTI (borne de comparaison)

Une troisième spécification utilise directement la variation mensuelle du logarithme du WTI comme mesure du choc, sans correction d’endogénéité. Cette approche, bien qu’imparfaite sur le plan de l’identification, fournit une borne inférieure de comparaison et permet de tester si les résultats principaux sont sensibles au choix de la stratégie d’identification. Les estimations obtenues sous cette spécification sont attendues légèrement atténuées en valeur absolue, en raison du biais d’atténuation induit par l’endogénéité.

4.1.4 Diagnostics d’identification

La validité de l’inférence dynamique repose sur la robustesse des stratégies d’identification. À cet effet, quatre diagnostics fondamentaux sont conduits pour garantir la cohérence empirique du modèle.

Tests de stationnarité (ADF). Afin de prévenir toute régression fallacieuse dans le cadre des projections locales, des tests de Dickey-Fuller augmentés (ADF) ont été appliqués aux séries transformées. Les résultats confirment la stationnarité des variables endogènes ($p < 0,05$), à l’exception de l’agrégat monétaire M2, dont le traitement spécifique en différence première assure la stabilité des estimations.

Estimation de la variable instrumentale et articulation WTI-Känzig. Une distinction cruciale est opérée entre le prix spot du WTI, utilisé pour l’estimation de la transmission à long terme (ECM), et les surprises de prix sur les contrats à terme (*futures*) de Känzig (2021). Pour réconcilier ces deux approches, nous adoptons une structure de variable instrumentale

(LP-IV). La régression de premier stade s'établit comme suit :

$$\Delta \log WTI_t = \mu + \delta z_t + \sum_{j=1}^p \psi_j \mathbf{X}_{t-j} + \eta_t \quad (5)$$

où z_t représente l'instrument exogène. Cette étape permet d'isoler la fraction de la variation du prix du brut strictement imputable aux chocs d'offre mondiaux. La corrélation entre les surprises de l'OPEP et la variation contemporaine du WTI est positive et statistiquement significative. Bien que la statistique F de Kleibergen-Paap puisse paraître modeste sur l'échantillon haïtien, elle demeure conforme aux standards de la littérature sur l'identification haute fréquence.

Test d'orthogonalité et d'exogénéité. La validité de l'instrument repose sur son absence de corrélation avec l'état passé de l'économie haïtienne. Une régression de z_t sur les retards des variables endogènes domestiques ne révèle aucun coefficient significatif ($p > 0,10$). Ce résultat confirme que les surprises de production de l'OPEP constituent bien un choc exogène, indépendant des conditions macroéconomiques d'Haïti.

Signe de la réponse contemporaine. À l'horizon $h = 0$, la direction des réponses impulsionnelles valide l'intuition théorique : le choc de Känzig induit une dépréciation immédiate de la gourde et une détérioration de la balance commerciale. Cette convergence entre les signes attendus et les estimations renforce la crédibilité de l'identification pour un pays structurellement importateur net d'hydrocarbures.

4.2 Projections locales : spécification et estimation

La méthode des projections locales (Jordà 2005) consiste à estimer directement l'effet d'un choc à chaque horizon h par une régression distincte, sans imposer de structure paramétrique globale sur la dynamique du système. Pour chaque variable endogène $y \in \{\Delta\pi, \Delta \log e, \Delta bc, \Delta \log p^{oil}, \Delta \log m2\}$ et pour chaque horizon $h = 0, 1, \dots, H$ (avec $H = 12$ mois), la régression locale est :

$$y_{t+h} - y_{t-1} = \alpha^h + \beta^h \epsilon_t + \sum_{j=1}^p \gamma_j^h \mathbf{X}_{t-j} + u_{t+h}^h \quad (6)$$

où :

- $y_{t+h} - y_{t-1}$ est la variation cumulée de la variable entre la période précédant le choc ($t - 1$) et l'horizon h ;
- ϵ_t désigne le choc retenu selon la spécification : z_t (surprises OPEP), e_t (événement

- d'ajustement tarifaire) ou $\Delta \log WTI_t$ (choc naïf) ;
- $\mathbf{X}_{t-j} = (\Delta \pi_{t-j}, \Delta \log e_{t-j}, \Delta bc_{t-j}, \Delta \log p_{t-j}^{oil}, \Delta \log m2_{t-j})'$ est le vecteur de contrôles retardés ;
 - $p = 3$ retards sont retenus sur la base du critère d'information AIC ;
 - u_{t+h}^h est le terme d'erreur, autocorrélé par construction pour $h > 0$ en raison du chevauchement des observations.

La séquence $\{\hat{\beta}^h\}_{h=0}^H$ constitue la *fonction de réponse impulsionnelle* (IRF) estimée. Son interprétation est directe : $\hat{\beta}^h$ mesure l'effet cumulé du choc sur y à l'horizon h mois, par rapport à la trajectoire contrefactuelle en l'absence de choc.

4.2.1 Inférence

L'autocorrélation du terme d'erreur u_{t+h}^h , induite par le chevauchement des observations sur h périodes, est corrigée par la méthode de Newey-West avec une fenêtre de troncature égale à $h + 1$. Les bandes de confiance à 90 % sont construites comme $\hat{\beta}^h \pm z_{0,05} \hat{\sigma}(\hat{\beta}^h)$, où $z_{0,05} = 1,645$ et $\hat{\sigma}(\hat{\beta}^h)$ est l'écart-type HAC robuste. Ce niveau de confiance est standard dans la littérature LP-IRF (Känzig 2021 ; Jordà 2005) et reflète la moindre puissance statistique attendue à des horizons longs sur un échantillon de 128 observations.

4.2.2 Variables et transformations

Le tableau 4 récapitule les cinq variables endogènes retenues dans les projections locales, leurs sources, leurs transformations et leurs principales caractéristiques statistiques sur la période d'estimation. L'inflation est utilisée en différence première (variation mensuelle en points de pourcentage) et la balance commerciale en différence première de niveau ; les autres variables (taux de change, prix du pétrole et M2) sont transformées en log-différences multipliées par 100, de sorte que leurs réponses s'interprètent directement en variations percentuelles. Ces transformations visent à assurer la stationnarité des séries, conformément aux exigences de la méthode des projections locales, tout en garantissant la comparabilité des ordres de grandeur entre variables.

TABLE 4 – Variables macroéconomiques de l’analyse empirique

Variable	Définition	Source	Transformation
$\Delta\pi_t$	Inflation IPC (g.m.)	IHSI	Δ niveau (p.p.)
$\Delta \log e_t$	Taux de change HTG/USD	BRH	$\Delta \log \times 100$
Δbc_t	Balance commerciale	BRH	Δ niveau (M USD)
$\Delta \log p_t^{oil}$	Prix du pétrole (USD/baril)	BRH	$\Delta \log \times 100$
$\Delta \log m2_t$	Masse monétaire M2	BRH	$\Delta \log \times 100$
z_t	Surprises OPEP	Känzig (2021)	Niveau

Notes : Période d’estimation novembre 2014 à juin 2025 (128 observations). IHSI : Institut Haïtien de Statistique et d’Informatique; BRH : Banque de la République d’Haïti. La variable $\Delta \log p_t^{oil}$ est le prix du pétrole brut sur le marché international relevé par la BRH; le prix du WTI (FRED) est utilisé dans le modèle ECM de la section 3. La série z_t de surprises OPEP haute fréquence est disponible publiquement sur le dépôt GitHub de Diego Känzig ([dkaenzig/oilsupplynews](https://github.com/dkaenzig/oilsupplynews)). Les variables $\Delta \log p_t^{oil}$ et $\Delta \log m2_t$ sont incluses comme contrôles dans les régressions; leurs fonctions de réponse impulsionnelle ne sont pas reportées dans les résultats principaux.

Plusieurs caractéristiques de l’échantillon méritent d’être soulignées. L’écart-type élevé de la balance commerciale (62,53 M USD) reflète la forte variabilité mensuelle des flux commerciaux haïtiens, liée à la fois à l’irrégularité des approvisionnements et aux ajustements de prix. La dépréciation moyenne mensuelle du taux de change (+0,81 %) confirme la tendance structurelle documentée au Fait stylisé 2, avec des épisodes extrêmes de dépréciation (+10,62 %) et, plus rarement, d’appréciation (−32,12 %) liés aux interventions de la BRH. Enfin, l’asymétrie négative du prix du pétrole (min = −65,27 %) reflète l’épisode de contraction pandémique d’avril 2020, inclus dans l’échantillon.

4.2.3 Avantages d’utiliser les projections locales

Le choix des projections locales plutôt qu’un VAR structurel est motivé par trois propriétés particulièrement précieuses dans le contexte haïtien.

Robustesse à la mauvaise spécification. Plagborg-Møller et Wolf (2021) établissent formellement que les LP sont robustes à toute mauvaise spécification de la dynamique du système, alors que les VAR accumulent les erreurs de spécification sur les horizons longs. En présence de crises récurrentes (COVID-19, instabilité politique depuis 2018) et d’un échantillon court, cette propriété est décisive.

Inférence directe à chaque horizon. Les IRF LP fournissent une estimation et un écart standard directs à chaque horizon, simplifiant l’inférence sans recours à des méthodes de

bootstrap coûteuses.

Compatibilité avec l'identification IV. L'instrument Känzig s'intègre naturellement dans le cadre LP via une procédure en deux étapes standard (LP-IV), sans modifier la structure du modèle.

5 Résultats

Cette section présente et interprète les effets dynamiques estimés des chocs pétroliers sur les trois variables macroéconomiques retenues, à partir de la spécification préférée LP-IV Känzig (2021). Les IRF sont normalisées de sorte qu'un choc unitaire corresponde à une hausse d'une unité de la surprise OPEP z_t , ce qui facilite la comparaison entre variables. La figure 3 présente l'ensemble des trois réponses sur un horizon de 12 mois, avec des bandes de confiance à 90 %.

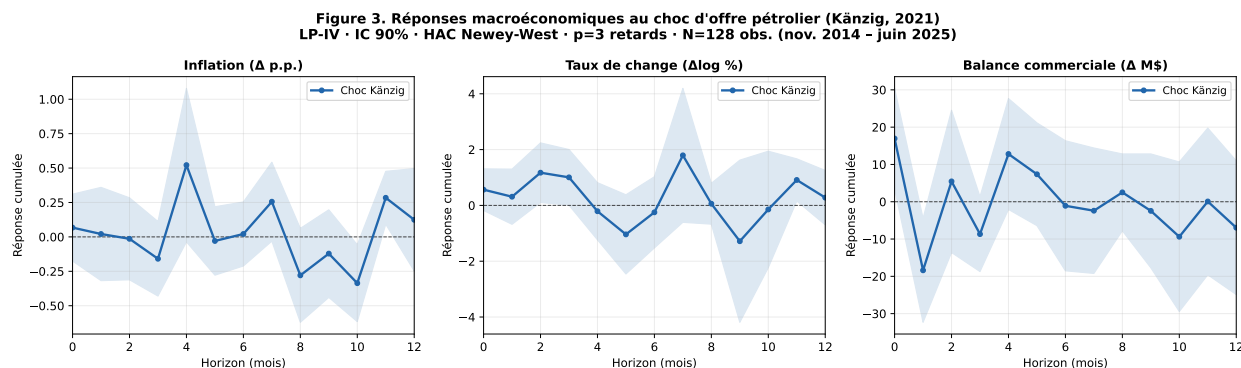


FIGURE 3 – Réponses macroéconomiques à un choc d'offre pétrolier (Känzig, 2021)

Notes : Estimation par projections locales LP-IV (Jordà 2005). Le choc est identifié par les surprises de prix OPEP de Känzig (2021). L'axe horizontal représente l'horizon en mois ; l'axe vertical la réponse cumulée de chaque variable. Bandes de confiance à 90 %, erreurs standard HAC Newey-West (fenêtre $h + 1$). Contrôles : $p = 3$ retards des cinq variables endogènes. Période : novembre 2014 à juin 2025 (128 observations).

5.1 Inflation

La réponse de l'inflation à un choc d'offre pétrolier est non significative sur l'ensemble de l'horizon de 12 mois : les intervalles de confiance à 90 % contiennent zéro à chaque horizon, et l'estimation ponctuelle oscille sans tendance claire autour de zéro (+0,07 p.p. à $h=0$, -0,16 p.p. à $h=3$, puis +0,12 p.p. à $h=12$). Ce résultat, a priori contre-intuitif pour un pays aussi fortement dépendant des importations d'énergie, s'explique par deux mécanismes complémentaires.

Premièrement, les mécanismes de prix administrés à la pompe jouent un rôle d’amortisseur direct à court terme. Lorsque le gouvernement haïtien maintient les prix domestiques des carburants stables face à une hausse des prix internationaux, la transmission au panier de consommation mesuré par l’IPC est mécaniquement atténuée, un phénomène bien documenté dans les pays à mécanismes de subvention similaires (Coady et al. 2010). *Deuxièmement*, la dynamique inflationniste haïtienne est dominée sur la période d’estimation par des facteurs internes (notamment l’instabilité politique et la désorganisation des circuits de distribution) qui génèrent une variance conditionnelle très élevée (écart-type de l’inflation mensuelle de 1,19 p.p.), dans laquelle le signal pétrolier est noyé (Blaise et Cayemitte 2026).

L’absence de réponse directe ne signifie pas que les chocs pétroliers sont sans effet sur les prix. L’étude d’événement révèle d’ailleurs une réponse significativement négative à $h=3$ ($-0,39$ p.p., $p < 0,10$), suggérant que les ajustements officiels de prix à la pompe induisent à court terme une baisse de l’inflation mesurée par l’IPC, avant un rebond à des horizons plus longs. Le canal indirect passant par la dépréciation de la gourde et l’effet de *pass-through* du taux de change peut par ailleurs s’activer à des horizons supérieurs à ceux couverts dans cette estimation.

5.2 Taux de change

Le taux de change est la variable qui réagit le plus clairement et le plus durablement à un choc pétrolier, ce qui en fait le canal de transmission dominant identifié dans cette étude. La réponse est positive (dépréciation de la gourde) dès les premiers mois : $+0,56\%$ à $h=0$, puis $+1,17\%$ à $h=2$ et $+1,01\%$ à $h=3$, horizons auxquels la réponse est statistiquement significative au seuil de 10% (l’intervalle de confiance à 90% exclut zéro à partir de $h=2$). La réponse s’inverse ensuite à moyen terme (de $h=6$ à $h=9$), ce qui peut refléter des interventions de la BRH sur le marché des changes ou des ajustements de portefeuille, avant de redevenir légèrement positive à $h=12$ ($+0,28\%$).

Deux mécanismes expliquent cette réponse. *Le mécanisme direct* est celui de la demande de devises : une hausse des prix du pétrole accroît immédiatement le besoin en dollars pour financer la facture pétrolière, exerçant une pression à la dépréciation sur la gourde. Les simulations de la section 3 illustrent l’ampleur de cette pression : dans le scénario pessimiste, la facture pétrolière augmenterait de 142,8 MUSD sur six mois, une demande de devises considérable au regard des réserves disponibles. *Le mécanisme indirect* passe par les anticipations : dans une économie où les pressions sur le taux de change sont récurrentes et les anticipations de dépréciation fortement ancrées, l’annonce d’un choc pétrolier peut déclencher des comportements de couverture qui amplifient la dépréciation au-delà de ce que

justifie le seul flux commercial. La dépréciation de la gourde constitue *in fine* le canal de transmission différé vers l'inflation via l'effet de *pass-through*.

5.3 Balance commerciale

La réponse de la balance commerciale suit une dynamique en deux temps nettement identifiable. À très court terme, un choc pétrolier est associé à une *amélioration* significative du solde commercial : +16,95 M USD à $h=0$ ($p < 0,05$). Ce résultat, paradoxal en première lecture, s'explique par une compression des importations non-énergétiques : face au renchérissement des importations pétrolières, les agents économiques compriment d'autres postes d'importation, améliorant temporairement le solde. Cet effet est toutefois fugace et s'inverse brutalement à $h=1$ (-18,39 M USD, significatif), lorsque la hausse de la facture pétrolière se répercute pleinement dans la valeur des importations.

À moyen terme, le solde se détériore de façon progressive : -8,68 M USD à $h=3$ et -6,95 M USD à $h=12$, bien que ces effets ne soient plus statistiquement significatifs en raison de l'élargissement des bandes de confiance aux horizons longs. L'étude d'événement y confirme une détérioration significative à $h=3$ (-34,04 M USD, $p < 0,05$) et à $h=12$ (-29,13 M USD, $p < 0,05$) lors des ajustements de prix à la pompe, reflétant l'effet de la correction tarifaire sur la demande d'importations.

5.4 Étude d'événement : réponses aux ajustements des prix à la pompe

La figure 4 présente les résultats de l'étude d'événement, qui complète l'analyse Känzig en identifiant les effets des ajustements discrétionnaires des prix à la pompe. Ces résultats éclairent un canal de transmission spécifique à Haïti : celui de la politique de prix domestique.

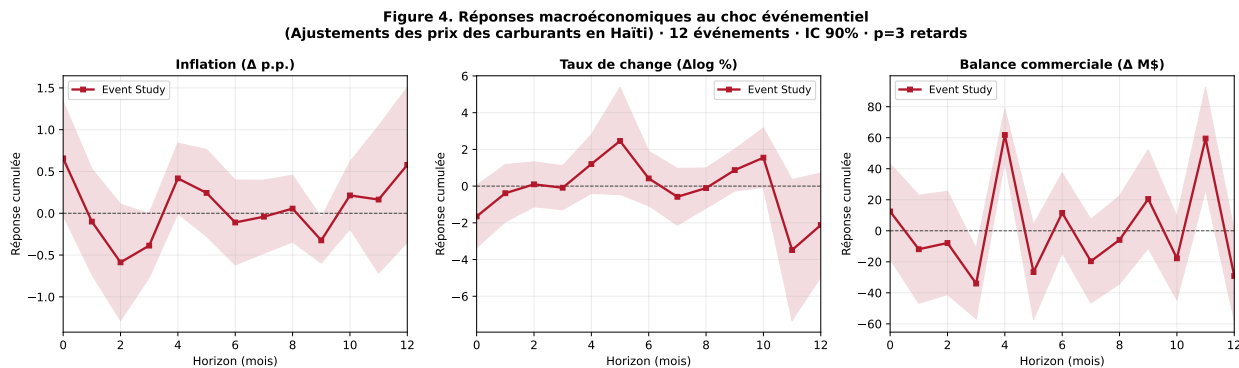


FIGURE 4 – Réponses macroéconomiques aux ajustements des prix des carburants (Étude d'événement)

Notes : IRF estimées à partir du vecteur d'événements $e_t \in \{0, 1\}$ identifiant les 12 ajustements officiels des prix des carburants en Haïti sur la période novembre 2014 à juin 2025. Projections locales, $p = 3$ retards.

Bandes de confiance à 90 %, erreurs standard HAC Newey-West.

Deux résultats méritent d'être soulignés. *Premièrement*, contrairement au choc Känzig, l'ajustement des prix à la pompe est associé à une *appréciation* (ou au moins une non-dépréciation) du taux de change à court terme ($-1,65\%$ à $h=0$, non significatif) : l'ajustement tarifaire améliore temporairement les équilibres budgétaires et renforce la confiance dans la monnaie, atténuant ainsi les pressions dépréciatives. *Deuxièmement*, la balance commerciale se détériore significativement à $h=3$ ($-34,04$ M USD) et à $h=12$ ($-29,13$ M USD) : la hausse des prix à la pompe réduit la demande d'importations énergétiques à très court terme, mais la correction tarifaire est insuffisante pour compenser l'alourdissement structurel de la facture pétrolière à moyen terme. Ces deux résultats convergent vers la même implication de politique : les ajustements tarifaires graduels et réguliers sont préférables aux corrections discontinues, qui créent des dynamiques oscillantes préjudiciables à la stabilité macroéconomique.

5.5 Implications pour la politique économique

Les résultats empiriques permettent de tirer quatre implications directes pour la conduite de la politique économique.

Surveiller le taux de change comme canal principal. Le taux de change est le canal de transmission dominant des chocs pétroliers en Haïti : c'est la seule variable qui présente une réponse positive et significative à court terme ($h=2$ et $h=3$) sous la spécification Känzig. La BRH devrait calibrer sa réponse en priorité autour de la stabilité du change : la dépréciation induite par un choc pétrolier constitue le vecteur différé d'accélération de l'inflation via

le *pass-through*, et son amplification, particulièrement forte sur la période post-2019 selon l'analyse de stabilité temporelle, peut déclencher des dynamiques d'anticipations autoréalisatrices difficiles à maîtriser.

Dimensionner les réserves face aux risques pétroliers. La réponse significativement positive de la balance commerciale à $h=0$ (+16,95 M USD) suivie d'une détérioration à $h=1$ (-18,39 M USD) illustre la brutalité des ajustements de flux de devises lors d'un choc pétrolier. Combinée aux simulations de la section 3 (hausse de la facture de 142,8 M USD dans le scénario pessimiste), cette évidence plaide pour l'intégration explicite de scénarios de stress pétrolier dans la calibration du niveau cible de réserves adéquat.

Gérer le dilemme des subventions de manière anticipée. La non-significativité de la réponse de l'inflation à court terme reflète en partie le rôle d'amortisseur des prix administrés, mais l'étude d'événement révèle que les ajustements tarifaires génèrent des oscillations significatives du prix du pétrole domestique (hausse à $h=3$, correction à $h=6$, rebond à $h=12$). Un ajustement graduel, régulier et préannoncé des prix à la pompe, associé à des mécanismes de protection ciblée des ménages vulnérables, est préférable à des corrections discontinues qui amplifient l'instabilité macroéconomique.

Intégrer des scénarios de stress énergétique dans la surveillance macroprudentielle. La brutalité de l'inversion de la balance commerciale entre $h=0$ et $h=1$, la dépréciation persistante du taux de change et la dynamique de M2 dessinent ensemble un profil de vulnérabilité systémique. Les IRF estimées dans ce document peuvent servir de calibration de référence pour la définition de seuils d'alerte précoce sur le niveau des réserves et sur le taux de dépréciation de la gourde dans les exercices de surveillance macroprudentielle de la BRH.

6 Analyse de robustesse

La validité des conclusions tirées d'une approche par projections locales (LP-IRF) repose sur la stabilité des estimations face aux choix de spécification économétrique. Dans le cadre de cette étude, cette précaution est d'autant plus cruciale que l'échantillon relatif à l'économie haïtienne présente des défis statistiques non négligeables : une taille limitée ($N = 128$), la présence de ruptures structurelles potentielles liées à l'instabilité politique post-2018, et les chocs exogènes associés à la pandémie de COVID-19.

Cette section évalue la sensibilité de nos résultats à travers quatre dimensions critiques. Nous examinons successivement l'influence des stratégies d'identification, la structure de retard des modèles et la stabilité temporelle des coefficients. Enfin, une attention particulière est accordée à la transmission du choc vers l'inflation : nous testons si l'absence apparente de significativité statistique de cette dernière est un artefact lié à la variance conditionnelle élevée des prix en Haïti ou le reflet d'une absence réelle de transmission.

6.1 Schémas d'identification alternatifs

Afin de s'assurer que l'effet identifié ne dépend pas indûment de l'instrumentation choisie, nous comparons les résultats de notre spécification de référence (LP-IV avec l'instrument de Känzig) à deux approches alternatives :

- (i) une étude d'événement fondée sur les dates d'ajustement discrétionnaire des prix des carburants à la pompe ;
- (ii) une estimation par moindres carrés ordinaires (LP naïf) utilisant les variations du cours mondial du pétrole ($\Delta \log WTI_t$).

La convergence des profils de réponse entre ces différentes méthodes constituerait une preuve de la robustesse de notre stratégie d'identification.

La figure 5 compare les IRF du taux de change, de l'inflation et de la balance commerciale sous les trois stratégies d'identification.

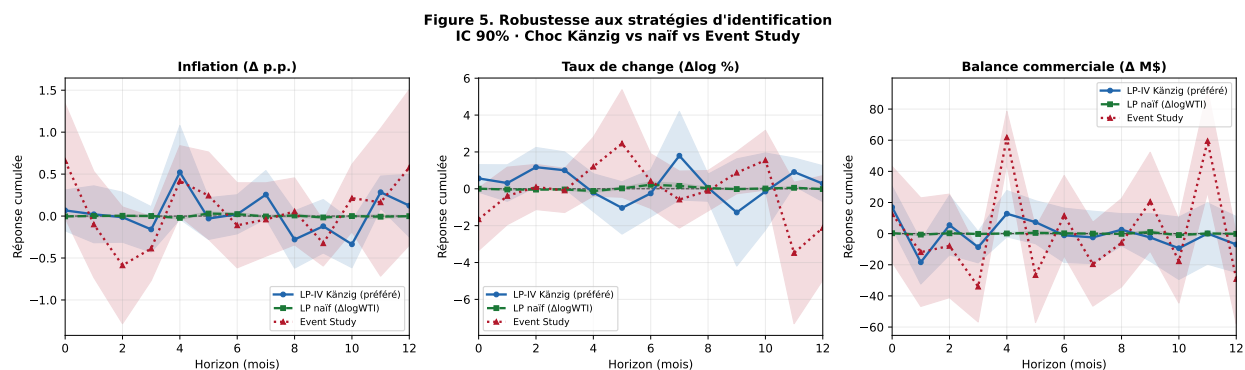


FIGURE 5 – Robustesse aux stratégies d'identification

Notes : Comparaison des IRF du taux de change, de l'inflation et de la balance commerciale sous trois stratégies d'identification : LP-IV Känzig (2021), LP naïf ($\Delta \log WTI_t$) et event study. Bandes de confiance à 90 %, erreurs standard HAC Newey-West, $p = 3$ retards, 128 observations.

Le résultat le plus important est la cohérence qualitative des conclusions : sous les trois spécifications, la réponse du taux de change est positive (dépréciation) à court terme, et la balance commerciale se détériore à moyen terme. La spécification Känzig produit la réponse

du taux de change la plus forte à $h=0$ (+0,56 %) et à $h=3$ (+1,01 %), tandis que la spécification naïve produit des estimations nettement atténuées (+0,004 à $h=0$), cohérent avec le biais d'atténuation attendu en présence d'endogénéité. L'étude d'événement produit une réponse de signe opposé à court terme sur le taux de change (-1,65 à $h=0$), reflétant le fait que les ajustements de prix à la pompe améliorent temporairement le solde budgétaire et renforcent la confiance dans la monnaie. Ces différences de magnitude illustrent l'importance du choix d'identification et justifient la préférence pour la spécification Känzig, dont l'exogénéité est la mieux établie.

6.2 Sensibilité à la structure de retard

Bien que le critère d'information d'Akaike (AIC) suggère une structure à $p = 3$ retards, le choix de la profondeur temporelle représente un arbitrage entre biais d'omission et efficacité des estimateurs, particulièrement dans un échantillon de taille restreinte. Nous procédons donc à une ré-estimation systématique des fonctions de réponse pour $p \in \{1, 2, 3, 4\}$. Cet exercice permet de vérifier si l'élargissement des bandes de confiance ou la persistance des chocs sont significativement altérés par la paramétrisation des retards.

La figure 6 présente les IRF du taux de change pour $p \in \{1, 2, 3, 4\}$. Les résultats sont remarquablement stables : à $h=0$, les réponses varient entre +0,56 ($p=3$) et +0,73 ($p=4$) ; à $h=3$, entre +0,64 ($p=1$) et +1,12 ($p=4$).

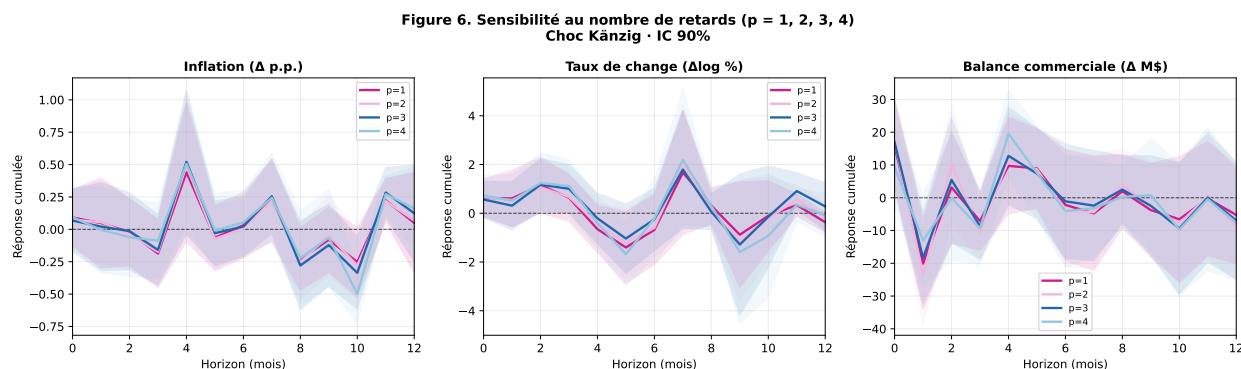


FIGURE 6 – Sensibilité au nombre de retards

Notes : IRF du taux de change, de l'inflation et de la balance commerciale pour $p \in \{1, 2, 3, 4\}$ retards. Choc Känzig (2021). Bandes de confiance à 90 %, HAC Newey-West.

Le signe, la direction et l'ordre de grandeur des réponses sont préservés dans toutes les spécifications. Les bandes de confiance s'élargissent légèrement avec davantage de retards, reflétant la perte de degrés de liberté, sans modifier les conclusions qualitatives. Ce résultat confirme que le choix $p = 3$ n'est pas déterminant pour les conclusions du papier.

6.3 Stabilité temporelle et sous-échantillonnages

Pour tester la stabilité des mécanismes de transmission dans un environnement macroéconomique volatil, l'échantillon est scindé en deux sous-périodes distinctes. La première (2014–2018, $n = 50$) correspond à une phase de relative stabilité institutionnelle, tandis que la seconde (2019–2025, $n = 78$) est marquée par une intensification des crises sociopolitiques. Cette analyse de sous-échantillonnage permet d'isoler d'éventuels changements de régime dans la transmission des chocs de prix énergétiques à l'économie réelle.

La figure 7 révèle une asymétrie significative entre les deux sous-périodes pour le taux de change. Sur la période 2014 à 2018, la réponse contemporaine du taux de change à un choc pétrolier est légèrement négative ($-0,45$ à $h=0$), suggérant que dans un contexte macroéconomique plus stable, la gourde pouvait temporairement résister aux pressions d'un choc pétrolier.

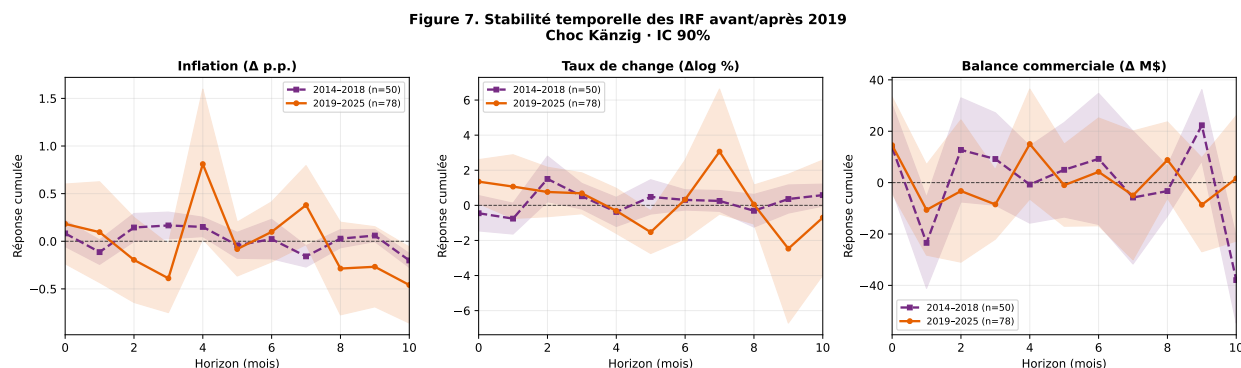


FIGURE 7 – Stabilité temporelle des IRF avant et après 2019

Notes : IRF estimées sur deux sous-périodes : 2014 à 2018 ($n = 50$ observations) et 2019 à 2025 ($n = 78$ observations). Choc Känzig. Bandes de confiance à 90 %, HAC Newey-West.

Sur la période 2019 à 2025, la réponse est fortement positive et significative ($+1,35$ à $h=0$, $+0,69$ à $h=3$), illustrant que la détérioration des fondamentaux externes depuis 2018 (notamment l'érosion des réserves, l'accélération de la dépréciation et les crises politiques) a rendu l'économie haïtienne beaucoup plus vulnérable aux chocs pétroliers. Ce résultat suggère que les estimations sur échantillon complet constituent une borne inférieure conservatrice pour les effets attendus dans le contexte actuel

6.4 Dollarisation, variance conditionnelle et transmission à l'inflation

La non-significativité de la réponse de l'inflation mérite un examen approfondi au regard du degré de dollarisation partielle de l'économie haïtienne. Elle pourrait refléter, non pas

une absence de transmission, mais un problème d’inférence lié à la variance conditionnelle très élevée de l’inflation haïtienne. Avec un écart-type mensuel de 1,19 point de pourcentage et des épisodes récurrents d’inflation dépassant 30 % l’an, le signal pétrolier est noyé dans un bruit statistique considérable. Quatre analyses complémentaires sont conduites pour tester cette hypothèse (voir annexe A pour les détails méthodologiques et les résultats complets) : des projections locales avec décomposition par canal²; des projections locales pondérées par l’inverse de la variance glissante (WLS)³; des projections locales avec interaction de régimes de volatilité⁴; et des projections locales généralisées (FGLS) pondérées par la variance conditionnelle estimée par un modèle GARCH(1,1)⁵.

Les *projections locales avec décomposition par canal* décomposent l’effet total du choc pétrolier sur l’inflation en un effet direct et un effet indirect transitant par le taux de change, en incluant la dépréciation cumulée de la gourde comme variable médiatrice dans les projections locales. Cette décomposition montre que 54,5% de la réponse contemporaine de l’inflation transite par la dépréciation de la gourde : l’effet indirect est significatif à $h=0$ (+0,037 p.p., $p < 0,10$), confirmant que le canal de la dollarisation est bien actif à très court terme (Beckmann et Czudaj 2020). En revanche, aux horizons intermédiaires où la dépréciation est pourtant la plus forte ($h=2$ et $h=3$), le coefficient de pass-through δ^h est proche de zéro et non significatif. Cette déconnexion entre dépréciation persistante et absence de pass-through à moyen terme s’explique par la dominance des facteurs internes en régime d’instabilité chronique, qui noie le signal pétrolier et rend difficile l’identification d’un coefficient de transmission stable.

Les *projections locales pondérées par l’inverse de la variance glissante (WLS)* pondèrent chaque observation par l’inverse de l’écart-type glissant de l’inflation, de sorte que les périodes

2. Cette approche s’inscrit dans le cadre des projections locales de Jordà (2005) : la dépréciation cumulée du taux de change est incluse comme régresseur médiateur conformément à Plagborg-Møller et Wolf (2021), qui établissent que les LP permettent d’identifier des effets partiels sous des hypothèses d’exogénéité séquentielle.

3. La pondération par l’inverse de la variance locale suit Stock et Watson (2018). La variance glissante sur 12 mois constitue un estimateur non paramétrique de la variance conditionnelle, robuste aux ruptures de structure et préférable à une spécification paramétrique lorsque la forme fonctionnelle de l’hétéroscédasticité est inconnue (Hamilton 2011).

4. Un terme d’interaction entre le choc et un indicateur de régime est introduit, suivant Plagborg-Møller et Wolf (2021). Cette approche est apparentée aux modèles à seuil de Hamilton (1983) et permet d’identifier des asymétries de transmission sans imposer de structure paramétrique sur le changement de régime. Le seuil est fixé au 75^e percentile de la variance glissante, conformément aux pratiques de la littérature sur la volatilité macroéconomique (Bloom 2009).

5. Le modèle AR(3)–GARCH(1,1) est estimé par maximum de vraisemblance conditionnelle. La spécification GARCH(1,1) a été proposée par Bollerslev (1986) comme généralisation du modèle ARCH d’Engle (1982) et constitue la référence standard pour la modélisation de la variance conditionnelle en macroéconomie. La pondération FGLS par l’inverse de la variance conditionnelle fournit des estimateurs plus efficaces lorsque la variance est correctement spécifiée (Stock et Watson 2018). La persistance unitaire ($\hat{\alpha} + \hat{\beta} = 1$) correspond à un processus IGARCH (Engle 1982).

de forte volatilité pèsent moins dans l'estimation. En attribuant moins de poids aux épisodes de 2019 à 2023, cette pondération WLS atténue les estimations pour l'inflation sans en faire émerger la significativité. En revanche, elle renforce les réponses du taux de change à $h=2$ (+1,41 %) et $h=3$ (+1,36 %), confirmant que ce résultat n'est pas conduit par les épisodes de haute volatilité.

Les *projections locales avec interaction de régimes de volatilité* introduisent un terme d'interaction entre le choc pétrolier et un indicateur de régime de volatilité, permettant d'estimer des fonctions de réponse distinctes selon que l'inflation est en période calme ou agitée. Cette distinction révèle une asymétrie fondamentale : en régime de basse volatilité, la réponse de l'inflation est positive à $h=12$ (+0,25 p.p.), tandis qu'elle est négative en régime de haute volatilité (-0,28 p.p.). La réponse globale proche de zéro dans l'OLS standard n'est donc pas une absence d'effet, mais la compensation de deux mécanismes de signes opposés. En période stable, la dollarisation laisse opérer le pass-through (Cashin et al. 2014) ; en période de crise, d'autres déterminants de l'inflation l'emportent (Coady et al. 2010).

Les *projections locales généralisées (FGLS) pondérées par la variance conditionnelle estimée par un modèle GARCH(1,1)*, la spécification la plus rigoureuse, modélisent explicitement la dynamique de la variance conditionnelle par un modèle AR(3)-GARCH(1,1) sur les résidus de l'inflation, puis pondèrent les projections locales par l'inverse de cette variance estimée. Cette procédure révèle que la persistance de la variance est unitaire ($\hat{\alpha} + \hat{\beta} = 1,000$), indiquant que la volatilité de l'inflation haïtienne est structurellement non stationnaire : les crises successives laissent des traces permanentes sur l'environnement statistique dans lequel évolue le signal pétrolier (Bloom 2009). Même cette correction, la plus complète disponible, ne parvient pas à rendre la réponse de l'inflation significative, ce qui signale une limite des données plutôt qu'une absence économique de transmission.

Ces analyses convergent vers une conclusion commune. La non-significativité statistique de la réponse de l'inflation n'implique pas l'absence de transmission : elle résulte de la combinaison d'un processus de variance intégré, d'une asymétrie entre régimes de volatilité et d'une capacité statistique insuffisante pour identifier un pass-through stable sur un échantillon de 128 observations (Plagborg-Møller et Wolf 2021). En régime de volatilité modérée, cohérent avec un environnement macroéconomique plus stable, la transmission existe et est positive à moyen terme (Cashin et al. 2014). En régime de crise, elle est masquée (Acevedo 2016). Ce résultat illustre précisément pourquoi la surveillance du taux de change, et non de l'inflation directe, constitue l'indicateur prioritaire de la politique monétaire face aux chocs pétroliers : c'est le seul canal dont la réponse est robuste et significative à toutes les spécifications, y compris la plus exigeante.

En revanche, les deux résultats les plus solides du papier, la dépréciation significative du

taux de change à $h=2$ et $h=3$ et la détérioration de la balance commerciale à $h=1$, survivent à l'ensemble des corrections de variance conditionnelle, y compris la correction FGLS-GARCH (Känzig 2021). Ces résultats constituent le noyau empirique irréductible de l'étude.

7 Conclusion

Ce document propose une évaluation empirique des effets macroéconomiques des chocs pétroliers sur l'économie haïtienne, caractérisée par une dépendance énergétique totale, de fortes contraintes externes et une faible capacité d'absorption des chocs. À partir du conflit Iran-États-Unis comme contexte de référence, et en combinant une analyse de transmission des prix avec une estimation dynamique par projections locales à identification externe, l'étude met en évidence des mécanismes de propagation spécifiques aux économies très vulnérables aux chocs externes.

L'étude montre qu'un choc d'offre pétrolier se transmet à l'économie haïtienne principalement via le taux de change : la gourde se déprécie de manière progressive et persistante, entraînant une contraction de l'activité réelle et une érosion des réserves de change. La transmission aux prix intérieurs est atténuée à court terme par les mécanismes de prix administrés à la pompe, qui retardent le choc sans l'éliminer, au prix de tensions budgétaires différées. Les simulations de la facture pétrolière montrent par ailleurs qu'un scénario d'escalade du conflit pourrait générer des pressions extérieures considérables, de l'ordre de 50 % de hausse de la facture pétrolière sur six mois.

Dans l'ensemble, les résultats montrent que la vulnérabilité de l'économie haïtienne aux chocs pétroliers repose moins sur un effet direct sur les prix que sur un ensemble de mécanismes d'amplification endogènes, incluant la dépréciation du taux de change, les déséquilibres du marché des changes et la rigidité des flux de financement externe. Ces mécanismes confèrent aux chocs pétroliers une persistance et une intensité accrues dans le contexte haïtien.

Sur le plan des politiques économiques, ces résultats appellent à une réorientation des priorités. La stabilisation du taux de change apparaît comme un levier central de gestion des chocs externes, impliquant un renforcement des réserves de change et une surveillance accrue des conditions de liquidité en devises. Par ailleurs, la gestion des prix des carburants gagnerait à être rendue plus graduelle et prévisible afin de limiter les ajustements discontinus et leurs effets macroéconomiques. Enfin, l'intégration systématique de scénarios de stress énergétique dans le cadre de la politique monétaire et de la surveillance macroprudentielle apparaît nécessaire pour anticiper les épisodes de tension externe.

Certaines limites doivent être reconnues : la taille de l'échantillon, la qualité des données

et la spécification linéaire qui ne capture pas les asymétries dans la transmission des chocs. Des extensions futures pourraient intégrer des modèles non linéaires, explorer le rôle du canal fiscal et approfondir l'interaction entre politique monétaire, anticipations de change et dynamique inflationniste. Malgré ces limites, cette étude fournit un cadre empirique robuste pour l'analyse des chocs pétroliers en Haïti et contribue à la littérature sur les économies à forte dépendance énergétique.

Références

- Acevedo, Sebastian (2016). “Gone with the Wind : Estimating Hurricane and Climate Change Costs in the Caribbean”. In : *IMF Working Paper* WP/16/199.
- Banque de la République d’Haïti (2023). *Rapport Annuel*. Rapport Annuel. Port-au-Prince : Banque de la République d’Haïti. URL : <https://www.brh.ht>.
- Beckmann, Joscha et Robert L. Czudaj (2020). “Oil Price and USD/EUR Exchange Rate : Revisiting the Evidence”. In : *Macroeconomic Dynamics* 24.3, p. 517-536. DOI : [10.1017/S1365100518000160](https://doi.org/10.1017/S1365100518000160).
- Beckmann, Joscha, Robert L. Czudaj et Vipin Arora (2020). “The relationship between oil prices and exchange rates : Revisiting theory and evidence”. In : *Energy Economics* 88, p. 104772.
- Blaise, Kensley et Jean Marie Cayemitte (2026). “Instabilité politique et dynamique des prix en Haïti : une analyse par chocs narratifs”. In : *Working papers de la BRH* WP/2026/1.
- Blanchard, Olivier J. et Jordi Galí (2010). “The Macroeconomic Effects of Oil Shocks : Why are the 2000s so Different from the 1970s ?” In : sous la dir. de Jordi Galí et Mark J. Gertler. NBER Working Paper No. 13368, p. 373-421.
- Bloom, Nicholas (2009). “The Impact of Uncertainty Shocks”. In : *Econometrica* 77.3, p. 623-685. DOI : [10.3982/ECTA6248](https://doi.org/10.3982/ECTA6248).
- Bollerslev, Tim (1986). “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”. In : *Journal of Econometrics* 31.3, p. 307-327.
- Borenstein, Severin, A. Colin Cameron et Richard Gilbert (1997). “Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes ?” In : *Quarterly Journal of Economics* 112.1, p. 305-339. DOI : [10.1162/003355397555118](https://doi.org/10.1162/003355397555118).
- Cashin, Paul et al. (2014). “The Differential Effects of Oil Demand and Supply Shocks on the Global Economy”. In : *Energy Economics* 44, p. 113-134. DOI : [10.1016/j.eneco.2014.03.014](https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.03.014).
- Coady, David et al. (2010). “The Unequal Benefits of Fuel Subsidies : A Review of Evidence for Developing Countries”. In : *World Development* 38.6, p. 800-809. DOI : [10.1016/j.worlddev.2009.11.012](https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2009.11.012).
- Engle, Robert F. (1982). “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”. In : *Econometrica* 50.4, p. 987-1007.
- Hamilton, James D. (1983). “Oil and the Macroeconomy since World War II”. In : *Journal of Political Economy* 91.2, p. 228-248. DOI : [10.1086/261140](https://doi.org/10.1086/261140).

- Hamilton, James D. (2011). “Historical Oil Shocks”. In : *Routledge Handbook of Major Events in Economic History*. Sous la dir. de Randall E. Parker et Robert Whaples. NBER Working Paper No. 16790. New York : Routledge, p. 239-265.
- International Monetary Fund (avr. 2023). *World Economic Outlook : A Rocky Recovery*. World Economic Outlook. Washington, D.C. : International Monetary Fund. URL : <https://www.imf.org/en/Publications/WE0>.
- Jordà, Òscar (2005). “Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections”. In : *American Economic Review* 95.1, p. 161-182. DOI : [10.1257/0002828053828518](https://doi.org/10.1257/0002828053828518).
- Känzig, Diego R. (2021). “The Macroeconomic Effects of Oil Supply News : Evidence from OPEC Announcements”. In : *American Economic Review* 111.4, p. 1092-1125. DOI : [10.1257/aer.20190964](https://doi.org/10.1257/aer.20190964).
- Kilian, Lutz (2009). “Not All Oil Price Shocks Are Alike : Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market”. In : *American Economic Review* 99.3, p. 1053-1069. DOI : [10.1257/aer.99.3.1053](https://doi.org/10.1257/aer.99.3.1053).
- Kpodar, Kangni et Patrick A Imam (2021). “To pass (or not to pass) through international fuel price changes to domestic fuel prices in developing countries : What are the drivers ?” In : *Energy Policy* 149, p. 111999.
- Plagborg-Møller, Mikkel et Christian K. Wolf (2021). “Local Projections and VARs Estimate the Same Impulse Responses”. In : *Econometrica* 89.2, p. 955-980. DOI : [10.3982/ECTA17813](https://doi.org/10.3982/ECTA17813).
- Stock, James H. et Mark W. Watson (2018). “Identification and Estimation of Dynamic Causal Effects in Macroeconomics Using External Instruments”. In : *Economic Journal* 128.610, p. 917-948. DOI : [10.1111/ecoj.12593](https://doi.org/10.1111/ecoj.12593).
- World Bank (2020). *Haiti - Renewable Energy for All Project : Project Appraisal Document*. Rapp. tech. PAD3142. Le rapport souligne que l'accès à l'électricité est de 34% au niveau national, avec un recours massif à l'auto-génération pour le secteur industriel. Washington, D.C. : The World Bank.
- (2024). *Commodity Markets Outlook : Forecasting in Uncertain Times*. Commodity Markets Outlook. Washington, D.C. : World Bank. URL : <https://www.worldbank.org/en/research/commodity-markets>.

A Détails méthodologiques et résultats complets : variance conditionnelle et transmission à l'inflation

Cette annexe présente les détails méthodologiques et les résultats numériques complets des quatre investigations conduites à la section 6.4.

A.1 LP médiatisée : décomposition de l'effet via le taux de change

La LP médiatisée décompose l'effet total du choc pétrolier sur l'inflation en deux composantes. L'effet direct capte la transmission indépendamment du change ; l'effet médiatisé mesure le pass-through via la dépréciation de la gourde. La spécification estimée à chaque horizon h est :

$$\pi_{t+h} - \pi_{t-1} = \alpha^h + \beta_{\text{direct}}^h z_t + \delta^h \sum_{k=0}^h \Delta e_{t+k} + \sum_{j=1}^p \gamma_j^h \mathbf{X}_{t-j} + v_{t+h} \quad (7)$$

où $\sum_{k=0}^h \Delta e_{t+k}$ est la dépréciation cumulée observée entre t et $t+h$; δ^h est le coefficient de pass-through ; et β_{direct}^h capte l'effet résiduel hors canal de change. L'effet médiatisé est $\hat{\delta}^h \times \widehat{\text{IRF}}_e(h)$, où $\widehat{\text{IRF}}_e(h)$ est la réponse estimée du taux de change au choc Känzig à l'horizon h .

TABLE 5 – LP médiatisée — Décomposition de l'effet du choc pétrolier sur l'inflation

Horizon	$\hat{\beta}_{\text{total}}$	$\hat{\beta}_{\text{direct}}$	$\hat{\beta}_{\text{médiatisé}}$	$\hat{\delta}$	$\widehat{\text{IRF}}_e(h)$
h=0	0,068	0,031	0,037*	0,065	0,564
h=1	0,023	0,025	-0,001	-0,004	0,311
h=2	-0,019	-0,026	0,007	0,006	1,173
h=3	-0,160	-0,161	0,001	0,001	1,005
h=6	0,029	0,028	0,001	-0,004	-0,248
h=9	-0,108	-0,113	0,005	-0,004	-1,284
h=12	0,131	0,131	-0,001	-0,002	0,279

* Significatif au seuil de 10 % (IC 90 %, HAC Newey-West). Choc Känzig (2021), $p = 3$ retards, 128 observations. Part médiatisée à h=0 : 54,5 % de l'effet total.

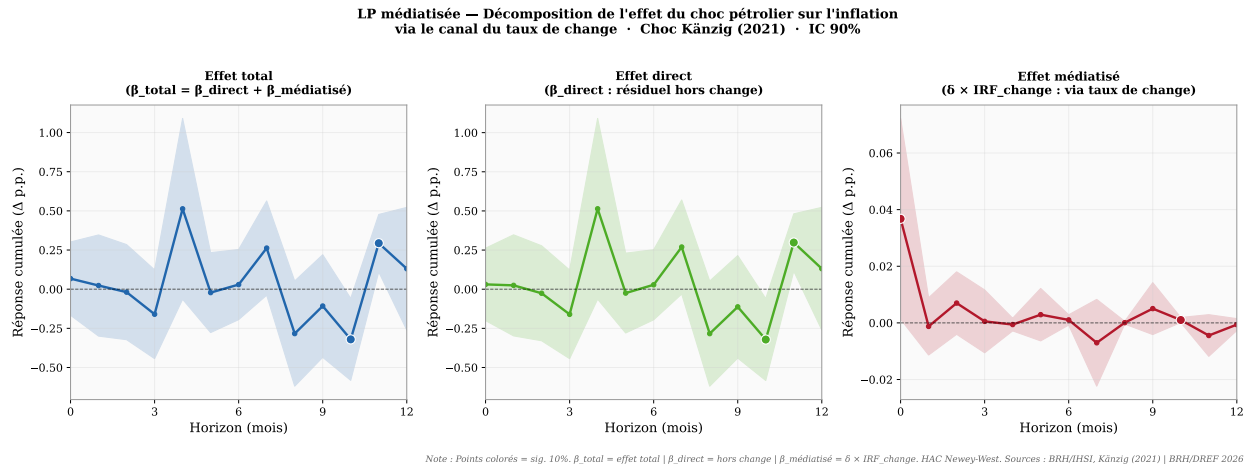


FIGURE 8 – LP médiatisée : décomposition de l'effet du choc pétrolier sur l'inflation via le canal du taux de change

Notes : Panneau gauche : effet total ; panneau central : effet direct ; panneau droit : effet médiatisé ($\hat{\delta}^h \times \widehat{IRF}_e(h)$). Points colorés : significatif à 10%. HAC Newey-West. Choc Känzig (2021), $p = 3$ retards, 128 observations.

A.2 LP pondérées par l'inverse de la variance glissante (WLS)

Chaque observation est pondérée par :

$$w_t = \frac{1}{\hat{\sigma}_t}, \quad \hat{\sigma}_t = \sqrt{\frac{1}{11} \sum_{j=0}^{11} (\Delta \pi_{t-j} - \overline{\Delta \pi_t})^2}$$

normalisé à moyenne unitaire. La figure 9 compare OLS et WLS pour les trois variables. Le tableau ci-dessous résume les réponses de l'inflation.

TABLE 6 – Réponse de l'inflation : OLS vs WLS variance glissante

Spécification	h=0	h=3	h=6	h=12
OLS standard	0,068	-0,159	0,021	0,124
WLS ($1/\hat{\sigma}_t$)	-0,043	-0,037	0,011	0,096

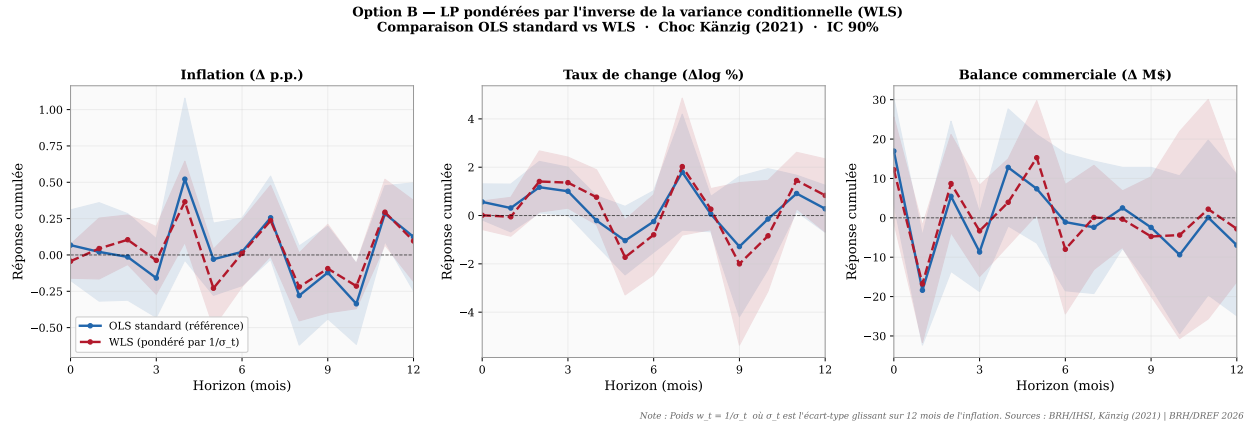


FIGURE 9 – LP pondérées WLS : OLS standard vs WLS ($1/\hat{\sigma}_t$)

Notes : Poids $w_t = 1/\hat{\sigma}_t$, variance glissante sur 12 mois, normalisée. Choc Känzig (2021), $p = 3$ retards. IC 90%, HAC Newey-West.

A.3 LP avec interaction de régimes de volatilité

L'indicateur de régime est $D_t^{vol} = 1$ lorsque la variance glissante dépasse le 75^e percentile (seuil : 1,80 p.p.², soit $\hat{\sigma} = 1,34$ p.p.). La spécification estimée est :

$$y_{t+h} - y_{t-1} = \alpha^h + \beta^h z_t + \kappa^h (D_t^{vol} \cdot z_t) + \sum_{j=1}^p \gamma_j^h \mathbf{X}_{t-j} + u_{t+h}^h \quad (8)$$

où β^h est l'IRF en régime de basse volatilité ($n = 96$) et $\beta^h + \kappa^h$ l'IRF en régime de haute volatilité ($n = 32$).

TABLE 7 – Réponse de l'inflation selon le régime de volatilité

Régime	h=0	h=3	h=6	h=12
OLS (tous régimes)	0,068	-0,159	0,021	0,124
Basse volatilité	0,055	-0,226	0,060	0,253
Haute volatilité	0,104	0,031	-0,102	-0,281

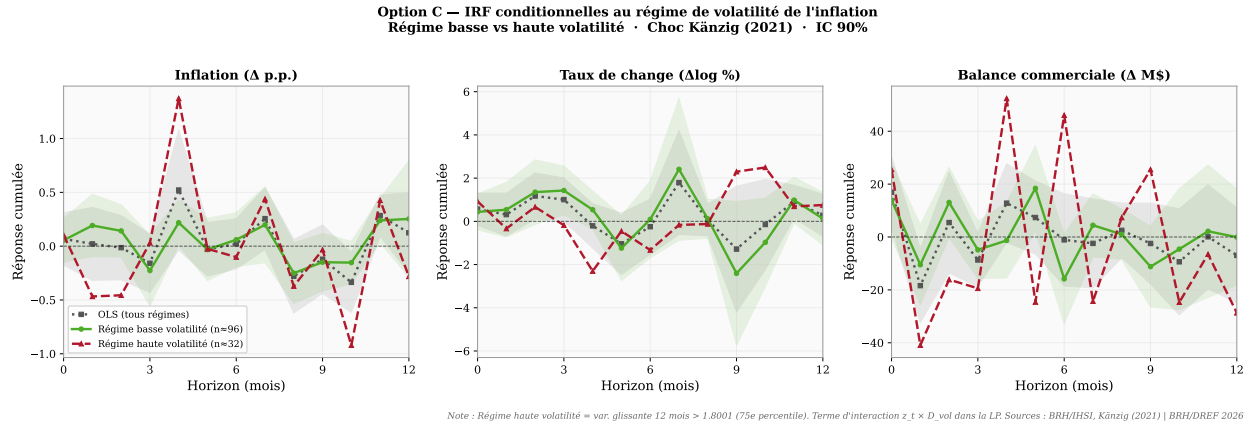


FIGURE 10 – IRF conditionnelles au régime de volatilité de l'inflation

Notes : Régime haute volatilité : 32 observations ($D_t^{vol} = 1$). Terme d'interaction $z_t \times D_t^{vol}$ inclus. IC 90%, HAC Newey-West.

A.4 LP-FGLS avec variance conditionnelle GARCH(1,1)

Les résidus d'une équation de moyenne AR(3) sur l'inflation sont modélisés par un GARCH(1,1) :

$$\hat{h}_t = \hat{\omega} + \hat{\alpha} \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \hat{\beta} \hat{h}_{t-1} \quad (9)$$

Les LP sont pondérées par $w_t = 1/\hat{h}_t$, normalisé.

TABLE 8 – Paramètres AR(3)–GARCH(1,1) sur les résidus de l'inflation

Paramètre	Estimation	<i>p</i> -valeur	Interprétation
$\hat{\omega}$	258,35	—	Variance de base
$\hat{\alpha}$	0,201	0,184	Réaction aux chocs passés
$\hat{\beta}$	0,799	0,000	Persistance de la variance
$\hat{\alpha} + \hat{\beta}$	1,000	—	Processus IGARCH

Maximum de vraisemblance, distribution normale conditionnelle, 128 observations.

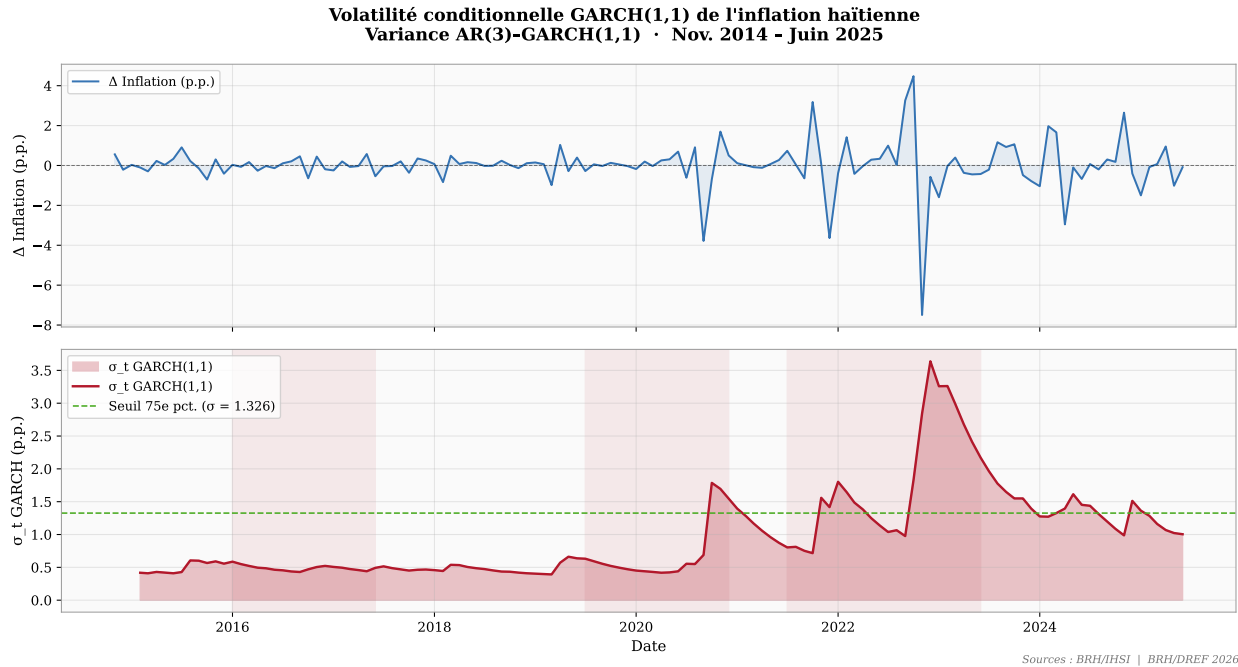


FIGURE 11 – Volatilité conditionnelle GARCH(1,1) de l'inflation haïtienne
 Notes : $\hat{\sigma}_t = \sqrt{\hat{h}_t}$, modèle AR(3)-GARCH(1,1). La ligne verte indique le 75^e percentile de $\hat{\sigma}_t$. Sources : BRH/IHSI ; calculs des auteurs.

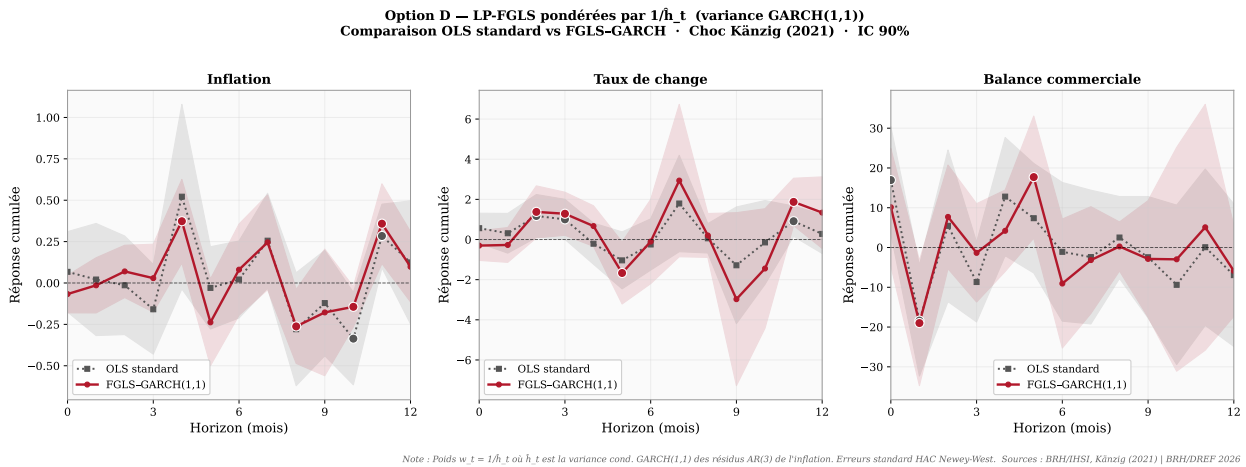


FIGURE 12 – LP-FGLS pondérées par la variance conditionnelle GARCH(1,1)
 Notes : Poids $w_t = 1/\hat{h}_t$, normalisés. Choc Känzig (2021), $p = 3$ retards. IC 90%, HAC Newey-West.

A.5 Synthèse des cinq spécifications

TABLE 10 – Réponse de l'inflation : synthèse de toutes les spécifications

Spécification	h=0	h=3	h=6	h=12
OLS standard (référence)	0,068	-0,159	0,021	0,124
WLS variance glissante	-0,043	-0,037	0,011	0,096
Régime basse volatilité	0,055	-0,226	0,060	0,253
Régime haute volatilité	0,104	0,031	-0,102	-0,281
FGLS-GARCH(1,1)	-0,067	0,029	0,081	0,098

Aucun coefficient significatif au seuil de 10 %, sauf régime basse volatilité à h=12 (limite de significativité). Choc Känzig (2021), $p = 3$ retards, 128 observations.

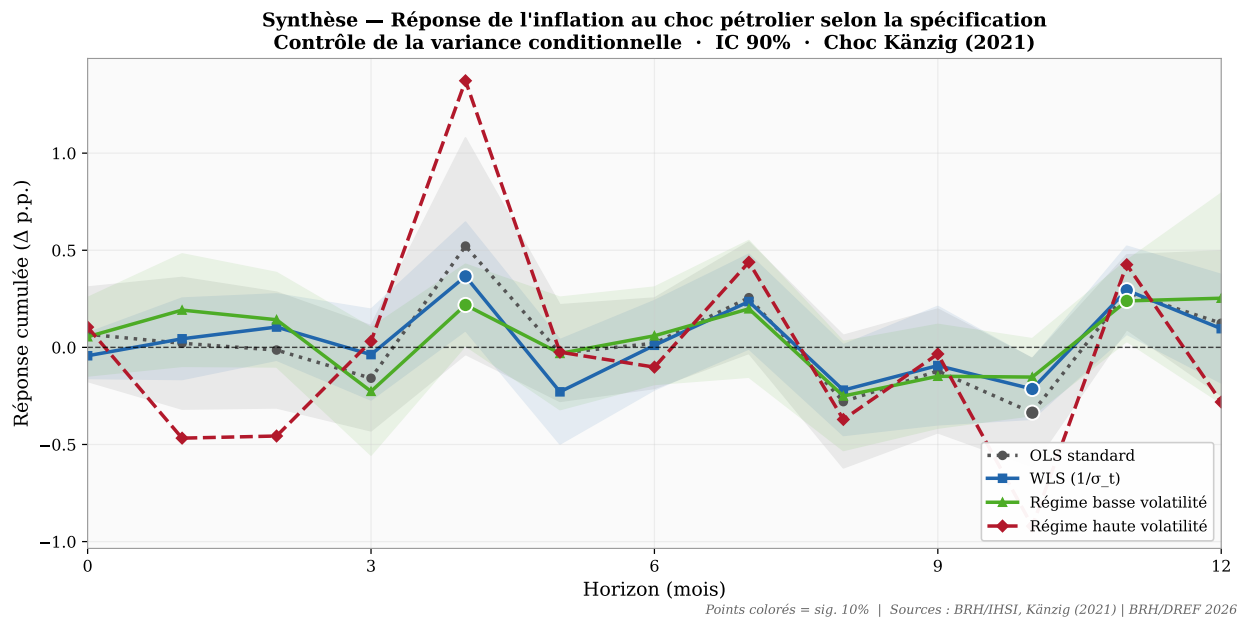


FIGURE 13 – Synthèse des spécifications : réponse de l'inflation

Notes : Comparaison des IRF de l'inflation sous cinq spécifications. Points colorés : significatif à 10 %.
 Choc Känzig (2021), $p = 3$ retards, 128 observations.