

Chocs de conflit et dynamique des prix : évidences micro-marchés en RDC (Bukavu–Goma)

Conflict Shocks and Price Dynamics: Micro-Market Evidence from the DRC (Bukavu–Goma)

KASONGO Mbelenge Christian

Chercheur indépendant

Licencié en Sciences Economiques et de Gestion, Option Economie Monétaire

Université de Lubumbashi

République Démocratique du Congo.

MUKUBAGANYI David

Assistant à l'institut Supérieur Pédagogique de Kolwezi

Doctorant à la faculté de Science Économique et de Gestion

Université de Lubumbashi

République Démocratique Du Congo

Date de soumission : 21/07/2025

Date d'acceptation : 15/09/2025

Pour citer cet article :

Kasongo. M. C & MUKUBAGANYI. D. (2025) « Chocs de conflit et dynamique des prix : évidences micro marchés en RDC (Bukavu–Goma) », Revue Internationale du chercheur «Volume 6 : Numéro 3» pp : 1169 – 1201

Résumé

Cet article traite de la question des chocs de conflit et de la dynamique des prix des biens de première nécessité en RDC, en se focalisant sur les villes de Bukavu et Goma, deux zones directement affectées par l'occupation du mouvement rebelle M23. L'objet de l'étude est d'évaluer dans quelle mesure l'insécurité et la dépréciation du franc congolais ont influencé les niveaux et la dynamique des prix sur les marchés locaux, en comparaison temporelle « avant » et « pendant » l'occupation.

Sur le plan méthodologique, la recherche s'appuie sur des données mensuelles (juin 2024 – août 2025) relatives aux prix de douze produits regroupés en trois catégories : alimentaires, énergétiques et hygiène. Après une standardisation des unités de mesure et la construction d'indices composites (selon l'approche des IPC pondérés), les données ont été soumises à des analyses de statistiques descriptives, de tests de normalité et de stationnarité (LLC pour panel). La spécification économétrique a mobilisé un modèle de panel à effets fixes, reliant la variation logarithmique de l'indice global des prix (en USD) aux fluctuations du taux de change CDF/USD, ainsi qu'aux dimensions spatiale (ville) et temporelle (période).

Les résultats révèlent plusieurs faits stylisés :

- Une dépréciation significative du franc congolais ($\approx 15,8\%$) sur la période étudiée,
- Une hausse différenciée des prix des biens essentiels, plus prononcée pour les produits alimentaires et énergétiques,
- Une élasticité négative de l'indice global des prix par rapport au taux de change, suggérant une forte transmission des variations monétaires aux prix domestiques,
- Des effets fixes temporels marqués en janvier et avril 2025, correspondant à des épisodes d'instabilité sécuritaire,
- Des écarts inter-villes limités mais significatifs, reflétant une vulnérabilité commune des marchés de Bukavu et Goma aux chocs monétaires et sécuritaires.

En définitive, l'article met en lumière l'impact conjugué du conflit armé et de la dépréciation monétaire sur les marchés urbains fragiles, et plaide pour un renforcement des politiques de stabilisation macroéconomique et de sécurité alimentaire dans les zones de conflit.

Mots-clés : Inflation, conflit armé, pouvoir d'achat, taux de change, indice des prix à la consommation

Abstract

This article addresses the issue of conflict shocks and the price dynamics of basic goods in the DRC, focusing on the cities of Bukavu and Goma, two areas directly affected by the occupation by the M23 rebel movement. The aim of the study is to assess the extent to which insecurity, and the depreciation of the Congolese franc influenced price levels and dynamics in local markets, comparing them "before" and "during" the occupation.

Methodologically, the research is based on monthly data (June 2024–August 2025) on the prices of twelve products grouped into three categories: food, energy, and hygiene. After standardizing the units of measurement and constructing composite indices (using the weighted CPI approach), the data were subjected to descriptive statistics analyses, normality tests, and stationarity tests (LLC for panel). The econometric specification used a fixed-effects panel model, linking the logarithmic variation of the overall price index (in USD) to fluctuations in the CDF/USD exchange rate, as well as to the spatial (city) and temporal (period) dimensions.

The results reveal several stylized facts:

- A significant depreciation of the Congolese franc ($\approx 15.8\%$) over the period studied,
- A differentiated increase in the prices of essential goods, more pronounced for food and energy products,
- A negative elasticity of the overall price index with respect to the exchange rate, suggesting a strong transmission of currency fluctuations to domestic prices,
- Significant time fixed effects in January and April 2025, corresponding to episodes of security instability,
- Limited but significant inter-city differences, reflecting a common vulnerability of the Bukavu and Goma markets to monetary and security shocks. Ultimately, the article highlights the combined impact of armed conflict and currency depreciation on fragile urban markets and argues for strengthening macroeconomic stabilization and food security policies in conflict zones.



Keywords: Inflation, armed conflict, purchasing power, exchange rate, Consumer Price Index.

INTRODUCTION

Depuis le début de l'instabilité persistante dans l'est de la République Démocratique du Congo, les zones sous influence du mouvement rebelle M23 connaissent une dégradation rapide de leurs fondements économiques. Au-delà des conséquences humaines et sécuritaires largement documentées, ce conflit engendre une désorganisation profonde des circuits économiques et une instabilité monétaire aiguë.

Dans les villes telles que Goma et Bukavu, les taux de change du Franc Congolais face au dollar américain connaissent une volatilité extrême, oscillant entre 2 850 FC et 3 400 FC selon les jours. Cette instabilité monétaire, exacerbée par l'effondrement partiel des institutions financières classiques ; banques, caisses d'épargne, et systèmes communautaires de crédit ; plonge les populations et affecte également l'ensemble des petits opérateurs économiques qui constituent le socle de l'économie locale.

Dans un tel contexte, il est impérieux de savoir : *dans quelle mesure le conflit armé et la variation du taux de change affectent-ils le pouvoir d'achat des ménages et la dynamique des prix locaux ?*

Afin d'analyser rigoureusement l'effet de l'inflation en temps de guerre dans les zones sous influence du M23, le présent article est structuré en quatre sections comme suite :

- La première section est consacrée au cadre théorique, dans lequel sont définis les fondements théoriques liant instabilité sécuritaire et déséquilibres économiques.
- La deuxième section présente une revue critique des études empiriques antérieures, permettant de situer l'étude dans la littérature existante.
- La troisième section détaille la méthodologie de recherche, en mettant l'accent sur la nature des données collectées, les outils d'analyse statistique utilisés ainsi que les limites associées à cette démarche.
- La quatrième section expose et interprète les résultats empiriques obtenus, allant des statistiques descriptives aux résultats des analyses préliminaires jusqu'à l'estimation économétrique de la relation taux de change et les prix alimentaires.
- Enfin, la cinquième section repose quant à elle à la discussion des résultats à la lumière des études empiriques.

1. CADRE THÉORIQUE

Cet examen s'appuie sur un cadre pluridisciplinaire qui combine trois axes fondamentaux : l'économie de guerre, les théories monétaires de l'inflation, et la résilience économique locale. Ce cadre permet de comprendre de manière systémique l'effondrement monétaire et les stratégies de survie socio-économique dans les zones affectées par les conflits armés à l'Est de la RDC.

1.1. Économie de guerre : fragmentation, prédation et privatisation du pouvoir

L'économie de guerre est définie comme un système dans lequel les ressources économiques sont réorientées pour soutenir la guerre, souvent à travers des circuits informels, criminels ou extralégaux.

Selon Kaldor, les « nouvelles guerres » se caractérisent par une fragmentation du pouvoir, où les conflits sont menés non pas pour le contrôle de l'État central mais pour maintenir des économies de prédation territoriale (Kaldor M. , 1999). Elle décrit ces conflits comme impliquant « des acteurs étatiques et non étatiques, où la violence devient une stratégie économique en soi ».

Bayart, Ellis et Hibou, introduisent le concept de « criminalisation de l'État », en montrant que l'appareil étatique devient un outil d'enrichissement personnel et de contrôle mafieux du territoire (Bayart, 1997). Dans la région des Grands Lacs, ces dynamiques se traduisent par la mainmise de groupes armés sur les ressources minières (coltan, or, cassitérite), renforçant un mode de gouvernance parallèle. Berdal et Malone, soulignent que les logiques économiques ; notamment le commerce illicite des ressources ; alimentent et prolongent les conflits contemporains (Berdal, 2000).

Le Billon parle d'une « géopolitique de la ressource » où la localisation des richesses naturelles et leur accessibilité façonnent la nature et la durée des conflits (Le Billon, 2001). Duffield, ajoute que les zones de conflit développent une gouvernance parallèle, souvent soutenue par des ONG ou des bailleurs internationaux, dans une logique de « sécurisation néolibérale » (Duffield, 2001).

Reno quant à lui, démontre que les États faibles ne s'effondrent pas toujours ; au contraire, ils se recomposent autour de réseaux clientélistes qui utilisent la violence comme mode de gouvernance (Reno, 1998). Ces observations s'appliquent directement aux territoires occupés par le M23 ou les FDLR, où l'État central est absent, remplacé par des autorités armées informelles.

1.2. Théories monétaires de l'inflation : entre excès de monnaie et déséquilibres structurels

Milton Friedman soutient que « l'inflation est toujours et partout un phénomène monétaire », résultant d'un excès de création monétaire par rapport à la production (Friedman M. &, 1963). Son analyse est approfondie dans l'ouvrage fondamental *A Monetary History of the United States* qui montre que les déséquilibres monétaires prolongés conduisent à une perte de confiance généralisée dans la monnaie.

Dans les zones de conflit congolaises, l'État perd le contrôle sur les instruments monétaires, tandis que les populations se tournent vers des monnaies alternatives comme le dollar ou l'euro. Ce phénomène de substitution monétaire s'explique par l'effondrement de la crédibilité institutionnelle et la rareté des liquidités, éléments décrits aussi par Cagan, dans son étude sur l'hyperinflation (Cagan, 1956).

John Maynard Keynes, dans *The General Theory of Employment, Interest and Money*, met l'accent sur le rôle de la demande globale et des rigidités de l'offre (Keynes J. M., 1936). En situation de guerre, les destructions d'infrastructures et la peur paralysent l'offre, tandis que la demande ; notamment pour les biens de base ; se maintient, voire augmente, entraînant une inflation « par les coûts ».

Tobin, ajoute que de telles situations peuvent générer une spirale stagflationniste : inflation élevée conjuguée à stagnation de la production et montée du chômage (Tobin J. , 1972). Lucas et Woodford complètent cette analyse en montrant que la désorganisation des anticipations monétaires ; comme c'est le cas dans les zones de guerre ; amplifie les effets de l'inflation (Woodford & M, 2003).

Mankiw et Blanchard & Johnson, démontrent que dans des économies peu diversifiées comme celle de la RDC, l'instabilité monétaire aggrave les inégalités et freine les investissements productifs, en particulier lorsque les circuits bancaires sont désorganisés ou absents (Mankiw, 2016).

1.3. Résilience économique locale et économie informelle : formes d'adaptation en contexte d'effondrement institutionnel

Elinor Ostrom, montre que les communautés locales peuvent, en l'absence de l'État, mettre en place des mécanismes robustes d'autogestion des ressources à travers des institutions endogènes (Ostrom E. , 1990). Ces institutions sont souvent informelles, mais capables d'assurer la survie collective.

Sen, dans sa théorie des capacités, insiste sur la faculté des individus à adapter leurs stratégies de vie dans des contextes contraints (Sen A. , 1999). Le développement, selon lui, n'est pas qu'une question de revenu mais de liberté de choix. Dans les zones de conflit, cette liberté se manifeste dans la diversification des activités économiques, la migration temporaire, le troc, ou l'accès à des réseaux de solidarité.

Barrett & Constan, définissent la résilience comme « la capacité à anticiper, absorber et se remettre d'un choc tout en adaptant les structures socio-économiques » (Barrett, 2014). Cette résilience est également observée dans l'émergence d'organisations communautaires, de coopératives ou de systèmes d'épargne informels.

De Soto, décrit l'économie informelle comme une réponse rationnelle à l'exclusion juridique (De Soto H. , 2000). Ce secteur, loin d'être marginal, devient fondamental lorsque les structures formelles échouent. Hart, fut le premier à conceptualiser l'économie informelle comme mode d'adaptation urbaine en Afrique (Hart K. , 1973).

Portes, Castells et Benton, démontrent que l'informel est un système productif en soi, articulé autour de réseaux sociaux, souvent plus efficaces que l'appareil bureaucratique (Portes A. C., 1989). Meagher et La Porta & Shleifer, soulignent la complexité de ces réseaux, qui combinent normes sociales, innovation locale et insertion transfrontalière (La Porta, 2014).

Roever & Skinner, insistent sur l'importance des marchés informels comme vecteurs de survie collective (Roever, 2016). Enfin, Nordstrom et Lubkemann, montrent que les économies de guerre favorisent l'émergence de circuits souterrains dynamiques, où la frontière entre légal et illégal devient floue, mais indispensable à la survie (Lubkemann, 2008).

2. LITTÉRATURE EMPIRIQUE

Les conflits armés produisent des effets économiques multidimensionnels, souvent déstabilisateurs, qui affectent les structures monétaires, les dynamiques entrepreneuriales, ainsi que les comportements financiers des populations. De nombreux travaux empiriques ont exploré ces conséquences, notamment en Afrique subsaharienne, avec une attention particulière portée à des pays tels que la RDC, le Soudan, le Liberia ou encore la Sierra Leone.

2.1. Conflits armés et instabilité macro-monnaire

La littérature économique s'accorde à dire que les conflits civils perturbent les institutions économiques en affaiblissant les politiques publiques, les systèmes fiscaux et les régulateurs monétaires. Collier, dans *Breaking the Conflict Trap*, note que les guerres civiles réduisent la capacité des États à gérer leur économie, entraînant souvent une baisse sévère du PIB, une inflation incontrôlée, et une perte de légitimité de la monnaie nationale (Collier P. , 2003). Cette observation est corroborée par Reinhart et Rogoff, qui documentent comment les crises politiques conduisent à une « dollarisation de facto », dans laquelle les populations abandonnent leur monnaie nationale au profit de devises perçues comme plus stables, principalement le dollar américain (Reinhart, 2004).

Dans le cas spécifique de la RDC, Kabeya et Bisimwa ont démontré que les conflits récurrents à l'Est du pays ont entraîné une explosion des taux de change et une hyperinflation, accentuée par l'effondrement des infrastructures bancaires (Kabeya J. &, 2017). Elbadawi et Sambanis relient ce phénomène à une fuite des capitaux et à une perte de confiance structurelle dans l'économie locale (Elbadawi, 2002). Addison et Murshed, montrent quant à eux que la guerre réduit l'efficacité des politiques monétaires et budgétaires, aggravant la volatilité macroéconomique (Addison, 2001).

Arezki et Brückner ont aussi mis en évidence la corrélation négative entre l'intensité du conflit et les flux d'investissements directs étrangers (IDE), ce qui contribue à la raréfaction des devises fortes et à la surchauffe des marchés locaux (Arezki, 2011). Ciccone et Jarociński, démontrent par ailleurs que même des épisodes de violence modérée peuvent générer des effets négatifs durables sur la stabilité monétaire (Ciccone, 2010).

2.2. PME et résilience économique dans les zones de guerre

Dans les contextes fragiles, les petites et moyennes entreprises (PME) jouent un rôle central dans la résilience des économies locales. Naudé, avance que les PME, bien qu'exposées à une forte vulnérabilité en raison de leur taille et de leur faible capitalisation, démontrent une agilité particulière dans les environnements instables. Elles deviennent ainsi les principales pourvoyeuses d'emplois, de revenus et de services essentiels, là où l'État est défaillant (Naudé W. , 2010).

Justino, observe que dans les zones de conflit, les ménages et les PME réagissent souvent par des stratégies de survie, comme le commerce informel, la diversification des sources de revenus, le troc ou encore la migration temporaire (Justino P. , 2012). Cette rationalité économique en temps de guerre rejoint les analyses de Brück, Naudé et Verwimp, qui décrivent des formes hybrides d'entrepreneuriat mêlant activités formelles et informelles dans les zones post-conflit (Brück, 2013).

Barron, Diprose et Woolcock, soulignent que les conflits renforcent la dépendance des communautés envers l'entrepreneuriat local, vu comme une forme de "sécurité économique informelle" (Barron, 2011). Toutefois, Demirgüç-Kunt et al., montrent que l'accès au crédit devient quasi inexistant dans ces contextes, limitant les perspectives de croissance et de formalisation (Demirgüç-Kunt, 2007). Schoofs, dans une étude sur la RDC, insiste sur le fait que l'entrepreneuriat devient un acte de résistance économique et politique dans des contextes de souveraineté étatique affaiblie (Schoofs, 2015). Desai et Gompers, ajoutent que la violence politique affecte également le climat des affaires à travers des mécanismes indirects comme la corruption, l'insécurité juridique ou l'absence de protection des investissements (Desai, 2010).

2.3. Substitution monétaire, informalité et montée du mobile money

Face à la destruction des systèmes financiers classiques, les populations en zone de conflit adoptent des systèmes alternatifs de transaction. L'usage des monnaies étrangères, l'essor du troc, ou encore les plateformes de mobile money constituent des formes d'adaptation monétaire.

Jack et Suri, dans leur étude sur le Kenya, montrent comment M-Pesa est devenu une solution de rechange vitale dans les régions rurales, servant à la fois de portefeuille électronique, de

mécanisme d'épargne et de canal de transfert d'urgence (Jack W. &., 2014). En RDC, Mususa (2020) illustre comment le mobile money, combiné à une dollarisation informelle, a créé une « économie monétaire duale » dans l'Est du pays. Cette double économie repose sur une hiérarchie implicite des monnaies selon la perception locale du risque et de la fiabilité des institutions (Mususa P. , 2020). D'autres travaux confortent cette lecture :

Mbiti et Weil, démontrent que les technologies de paiement mobile permettent une inclusion financière significative, même dans les régions non bancarisées (Mbiti, 2011). Aker et Blumenstock, soulignent que le mobile money soutient la résilience économique des ménages en réduisant les coûts de transaction et en facilitant la circulation monétaire dans les zones isolées (Aker, 2015). Aron et Maurer, insistent sur les dimensions socio-symboliques de ces nouvelles formes monétaires, qui réorganisent les rapports de pouvoir local et les formes de confiance économique (Aron, 2018). Bateman, Duvendack et Loubere, tout en reconnaissant les bénéfices de ces systèmes, alertent sur les effets pervers du mobile money, notamment son intégration croissante dans des logiques extractives non régulées (Bateman, 2019). La substitution monétaire est également documentée par Feige et al., qui analysent comment les monnaies alternatives remplissent des fonctions de réserve de valeur et de moyen d'échange lorsque la monnaie nationale est perçue comme instable (Feige, 2002). Saviano et Ivanovic, vont plus loin en décrivant la structuration de véritables écosystèmes monétaires parallèles dans les États faillis (Saviano, 2021). Guyer (2004) apporte enfin une perspective anthropologique, décrivant la pluralité des systèmes de valeur dans les économies africaines en guerre (Guyer, 2004).

L'ensemble de cette littérature montre que les conflits armés affectent l'économie non seulement par des destructions physiques, mais aussi à travers des transformations institutionnelles, monétaires et comportementales. Les PME, bien que vulnérables, jouent un rôle essentiel dans la résilience locale, tandis que l'essor du mobile money et la dollarisation reflètent une adaptation pragmatique aux déficiences structurelles de l'État et du secteur bancaire. Ces dynamiques soulignent la capacité d'innovation économique des populations affectées par la guerre, tout en posant des défis en termes de régulation, d'inclusion et de souveraineté monétaire.

3. MÉTHODOLOGIE

3.1. Données utilisées

Les données utilisées dans cette étude proviennent des relevés de prix effectués dans les marchés de Bukavu et Goma, sur un panier de 12 produits essentiels (alimentaires, énergétiques et d'hygiène) entre juin 2024 et août 2025, couvrant six mois avant et six mois pendant l'occupation du M23. Les prix ont été collectés en USD par conditionnement (sac, litre, carton, etc.) et convertis en unités de référence homogènes (kg, litre, pièce), conformément aux recommandations méthodologiques de la (FAO, 2011) et (INS, 2020).

La nature des données est quantitative, temporelle et comparative, permettant une analyse spatiale (Bukavu vs Goma) et temporelle (avant vs pendant). Les taux de change CDF/USD proviennent de la Banque Centrale du Congo et de certaines institutions financières locales, servent à la conversion et à l'évaluation de la dépréciation monétaire sur le pouvoir d'achat. Comme le souligne (Deaton, 2000), la conversion en monnaie locale est indispensable pour analyser l'incidence réelle de l'inflation sur les ménages.

3.2. Techniques et outils d'analyse

La qualité des analyses sur les prix et la pauvreté dépend fortement de l'uniformisation des unités de mesure (Deaton A. &, 2020). La standardisation des prix consiste à ramener des données collectées sous différents conditionnements (sac, carton, bidon, etc.) à une unité de référence homogène (kg, litre, pièce). De ce fait, un sac de 25 kg de riz a été ramené à un prix par kg, un bidon de 20 litres d'huile à un prix par litre, et un carton de savon de 20 pièces à un prix par pièce.

Cette étape a été cruciale pour assurer la comparabilité inter-temporelle et inter-spatiale des données. La standardisation a permis par conséquent, à une homogénéité entre produits, à une comparabilité inter-villes et à la construction d'indices agrégés.

Toutefois, la construction d'indices de prix s'appuie sur la méthodologie de l'Indice des Prix à la Consommation (IPC) développée par l'ILO (2004) et reprise par la BCC (2023). Elle consiste à agréger les prix normalisés selon des pondérations reflétant la structure de consommation des ménages. Ainsi, dans notre cas :

- Alimentation : (poids 0,75) soit 9/12 produits ;
- Énergie : (poids 0,17) soit 2/12 produits ;
- Hygiène : (poids 0,08) soit 1/12 produits.

Ce type d'approche est recommandé par la Banque mondiale (2010) et par l'INS pour suivre l'évolution du coût de la vie et mesurer l'inflation. Des travaux appliqués (Silver, 2010) insistent sur la nécessité de distinguer les sous-indices sectoriels afin d'analyser les chocs spécifiques (alimentaire, énergétique, etc.) (Silver, 2010).

Ensuite, les statistiques descriptives (moyenne, médiane, variance, écart-type) permettent de résumer la distribution des prix et d'identifier les produits les plus affectés. Ces indicateurs constituent une première étape indispensable dans toute analyse empirique (Montgomery, 2014). Dans des contextes de crise, plusieurs études (Abbott, 2011) montrent que les statistiques descriptives sur les prix alimentaires permettent de détecter rapidement les produits "sentinelles" qui reflètent la vulnérabilité des ménages.

Cependant, pour capter l'effet du taux de change sur le pouvoir d'achat, la conversion des prix en monnaie locale (CDF) est indispensable pour évaluer l'effet de la dépréciation du franc congolais sur le pouvoir d'achat. Deaton & Muellbauer (1980) expliquent que le passage des prix en devise étrangère vers la monnaie nationale reflète la contrainte réelle des ménages (Deaton A. &, 1980). Dans le cas de la RDC, (INS., 2020) et (BCC, 2023) soulignent que la hausse des prix en CDF résulte à la fois de l'évolution des prix mondiaux et de la dépréciation du taux de change. Ce double effet doit être distingué dans l'analyse pour comprendre si l'inflation est d'origine externe (importée) ou interne (monétaire).

Enfin, la régression linéaire simple est mobilisée pour estimer la sensibilité des prix alimentaires au taux de change. Gujarati & Porter (2009) rappellent que ce modèle permet de mesurer l'élasticité-prix et d'identifier la part de la variation des prix attribuable à la dépréciation monétaire (Gujarati D. &, 2009). Dans des études empiriques similaires, Rapsomanikis (2015, FAO) montre que les prix agricoles dans les pays en développement réagissent fortement aux fluctuations du taux de change, amplifiant l'impact des chocs économiques ou sécuritaires sur la sécurité alimentaire (Rapsomanikis, 2015).

4. RÉSULTATS DES ANALYSES

Après avoir défini le cadre méthodologique et exposé les outils d'analyse retenus, il importe à présent de présenter les principaux résultats issus de l'analyse. Cette partie constitue le noyau empirique du travail, dans la mesure où elle met en évidence les relations existantes entre l'évolution des prix, les fluctuations du taux de change ainsi que les effets liés à l'espace géographique (Goma et Bukavu) et à la dimension temporelle marquée par l'incursion du M23.

Cette présentation s'articule autour de plusieurs étapes. Nous commençons par une description statistique générale des données afin de dégager les tendances majeures observées au cours de la période étudiée. Ensuite, nous exposons les résultats des estimations économétriques, en mettant l'accent sur l'effet du taux de change, de la localisation géographique (différences entre villes) et des périodes marquées par le conflit. Enfin, ces résultats sont interprétés et confrontés à ceux des études empiriques antérieures, de manière à situer leur portée et leurs limites.

L'analyse qui suit est structurée autour de quatre volets : (i) statistiques préliminaires, (ii) l'effet du taux de change (CDF/USD) sur l'évolution des prix, (iii) les disparités spatiales observées entre les deux villes considérées, et (iv) l'impact temporel des périodes avant, pendant et après l'intensification du conflit.

➤ *Statistiques préliminaires*

Avant de procéder aux estimations économétriques, il est indispensable d'examiner certaines caractéristiques fondamentales des données utilisées. Cette étape permet d'assurer la fiabilité et la validité des résultats ultérieurs. Trois volets principaux sont ici pris en compte.

D'abord, les statistiques descriptives offrent une première lecture des variables étudiées en mettant en évidence leurs tendances centrales (moyenne, médiane), leur dispersion (variance, écart-type, coefficient de variation) ainsi que leur forme de distribution (asymétrie et aplatissement). Ces indicateurs constituent une base de compréhension générale des phénomènes observés.

Ensuite, des tests de normalité sont réalisés afin de vérifier si les séries suivent une loi normale, condition souvent requise pour l'application de certains modèles économétriques. Plusieurs tests

complémentaires (Shapiro-Wilk, Anderson-Darling, Lilliefors et Jarque-Bera) permettent de conforter les conclusions à cet égard.

Enfin, nous procédons aux tests de stationnarité, en appliquant le test de Levin, Lin & Chu adapté aux données de panel. La stationnarité des séries est une exigence méthodologique essentielle, car elle garantit l'absence de racines unitaires et évite les régressions fallacieuses.

L'analyse de ces statistiques préliminaires constitue donc une étape incontournable pour asseoir les estimations sur des bases solides et fiables.

Tableau N°1 : Statistiques descriptives

Statistique	Taux de change CDF/USD	Indice Global USD
Moyenne	3092,921	1,317
Variance (n-1)	65650,354	0,023
Ecart-type (n-1)	256,223	0,151
Coefficient de variation (n)	0,081	0,113
Asymétrie (Fisher)	0,034	1,344
Aplatissement (Fisher)	-2,090	0,554

Source : Analyse des données avec XLSTAT

Les statistiques descriptives révèlent que :

Taux de change, en moyenne de 3092,92 CDF/USD. Cette moyenne correspond sur la période étudiée, le franc congolais s'échangeait à environ 3093 CDF pour 1 USD. Taux de change ($\sigma = 256,22$) : l'écart-type élevé montre une variabilité notable du taux de change autour de sa moyenne (± 256 CDF/USD). Cela reflète une volatilité monétaire significative. Taux de change ($0,081 = 8,1\%$) : la dispersion relative est faible/modérée. Le taux de change, bien que volatil en valeur absolue, reste relativement stable autour de sa moyenne. Taux de change ($0,034 \approx 0$) : distribution quasi symétrique. Les hausses et baisses du taux de change sont équilibrées autour de la moyenne. Taux de change ($-2,09 < 0$) : distribution platikurtique ; aplatie, avec peu d'événements extrêmes. Les variations du change restent modérées. Le taux de change est relativement stable, avec peu de valeurs extrêmes et une distribution équilibrée.

Indice global USD (1,317) : la moyenne de l'indice composite en USD est supérieure à 1, ce qui traduit une hausse générale des prix par rapport à la période de base (si l'indice est normalisé à 1 = période de référence). Indice global ($\sigma = 0,151$) : les prix varient modérément autour de leur moyenne, avec une dispersion de $\pm 0,15$ en valeur d'indice. Indice global (0,113 = 11,3%) : la variabilité relative des prix est plus élevée que celle du taux de change. Cela suggère que les prix réagissent de manière hétérogène aux chocs, possiblement liés à l'offre/demande locale, en plus du change. Indice global (1,344 > 0) : distribution asymétrique à droite → la plupart des observations sont concentrées autour de niveaux bas/moyens, mais avec quelques pics de prix élevés (inflation ponctuelle de certains produits). Indice global (0,554 > 0 mais < 3) : distribution légèrement leptocurtique mais proche de la normale ; quelques valeurs extrêmes (périodes de forte hausse de prix), mais pas de concentration excessive. L'indice des prix est plus instable : il présente une variabilité relative plus forte ($CV > CV$ du change), une asymétrie positive (pics de prix), et quelques valeurs extrêmes qui traduisent un effet de chocs ponctuels (M23, approvisionnement, etc.).

En résumé, la dépréciation du CDF s'est produite mais reste modérée en variabilité. Les prix alimentaires et énergétiques (via l'indice global) ont été beaucoup plus sensibles aux chocs, avec des hausses ponctuelles accentuées ($Skewness > 1$). L'inflation des produits de base n'est pas due uniquement au taux de change, mais aussi à des facteurs structurels et conjoncturels (offre, transport, sécurité).

Ces résultats descriptifs appellent une vérification complémentaire portant sur la forme de la distribution des séries à travers des tests de normalité.

Tableau N°2 : Tests de normalité des variables

Variable\Test	Shapiro-Wilk	Anderson-Darling	Lilliefors	Jarque-Bera
Taux de change CDF/USD	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	0,092
Indice Global USD	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	0,016

Source : Analyse des données avec XLSTAT

Partant des résultats inclus dans le tableau 2, il ressort que les conditions des tests paramétriques (t-test, ANOVA) ne sont pas respectées. Il est préférable d'utiliser :

- Des tests non paramétriques (Wilcoxon, Mann-Whitney, Kruskal-Wallis),
- Ou des transformations logarithmiques et/ou de différentiation.

Afin de stabiliser la variance et de réduire l'asymétrie observées dans les distributions du taux de change et de l'indice global des prix, nous avons appliqué une transformation logarithmique. Comme le soulignent Gujarati & Porter (2009) et Wooldridge (2016), le passage en logarithme naturel présente un double avantage :

- i) Rendre les séries plus proches d'une distribution normale et
- ii) Permettre une interprétation économique intuitive des coefficients sous forme d'élasticités. Ainsi, les coefficients de la régression traduisent directement la variation en pourcentage de l'indice des prix pour une variation de 1 % du taux de change.

Par ailleurs, l'analyse économétrique des séries temporelles impose de travailler sur des séries stationnaires. La stationnarité des séries en panel a été testée à l'aide du test de Levin, Lin & Chu (2002), qui constitue une extension du test de racine unitaire aux données de panel (Levin, 2002).

Tableau 3 : Résultats de stationnarité tests de Levin, Lin & Chu

Variable	En niveau		En différence première		Conclusion
	Statistique	p-value	Statistique	p-value	
LNIPC	1,338	0,909	-4,934	0,000	Présence d'une racine
LNTX	1,584	0,943	-3,160	0,001	Présence d'une racine

Source : Elaboré sur base des résultats obtenus avec Eviews 13

Les résultats montrent que les séries en niveaux sont non stationnaires ($p > 0,05$). Les séries de prix et de taux de change présentent des tendances stochastiques (non-stationnarité). Pour y remédier, nous avons appliqué une différenciation en logarithme naturel, soit :

$$\Delta \ln(X_t) = \ln(X_t) - \ln(X_{t-1}) \quad (1)$$

Où : $\Delta \ln(X_t)$ représente la variation relative de X entre deux périodes consécutives. Cette transformation revient à calculer les taux de croissance mensuels des indices de prix et du taux de change. Cependant, après la différenciation logarithmique les séries deviennent stationnaires ($p < 0,05$), confirmant la pertinence du traitement appliqué.

En résumé, l'utilisation combinée du logarithme naturel et de la différenciation, validée par le test LLC, permet de garantir la stationnarité et de respecter les exigences méthodologiques de l'économétrie en panel.

Forts de ces résultats, il est désormais possible de procéder à la spécification du modèle économétrique. Cette étape consiste à traduire, sous forme d'équations, la relation supposée entre la variation de l'indice des prix et les principaux déterminants retenus, notamment le taux de change, l'effet ville et l'effet période. La présentation du modèle de base sera suivie de ses sous-équations, permettant de distinguer l'influence spécifique de chaque facteur.

Le modèle de base peut être formulé comme suit :

$$\Delta \ln(IPC_{i,t}) = a + \beta \Delta \ln(TX_{i,t}) + \gamma_i D_{ville_i} + \sum_{s=1}^{T-1} \delta_t D_{periode_t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Où :

- ✓ $\Delta \ln(IPC_{i,t})$ = variation en différence première du log de l'indice des prix global en USD (proxy de l'inflation) ;
- ✓ $\Delta \ln(TX_{i,t})$ = variation en différence première du log du taux de change (élasticité-prix attendue) ;
- ✓ D_{ville_i} = dummy pour les villes (effets fixes cross-section).
- ✓ $D_{periode_t}$ = dummy pour les périodes (effets fixes temporels).
- ✓ $\varepsilon_{i,t}$ = terme d'erreur.

De ce fait, pour estimer en panel (différences premières des ln) :

$$\Delta \ln(IPC_{i,t}) = a + \beta \Delta \ln(TX_{i,t}) + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

- ✓ i = ville (cross-section), t = mois.
- ✓ $\Delta \ln(IPC_{i,t})$ = variation (approximation du taux de croissance) de l'indice global en USD.
- ✓ $\Delta \ln(TX_{i,t})$ = variation du log du taux CDF/USD (même pour toutes les villes au mois t).
- ✓ γ_i = effet fixe de la ville i (cross-section fixed effect).
- ✓ δ_t = effet fixe de la période t (time fixed effect).
- ✓ a = constante de référence (intercept).

À partir de l'équation générale (3), trois sous-équations peuvent être distinguées afin d'isoler l'impact de chaque facteur. On peut écrire la prédiction $\widehat{y}_{i,t} = \Delta \ln(\widehat{IPC}_{i,t})$ comme somme de trois composantes (plus erreur) :

Sous-équation (1) : Effet taux de change (composante « change »)

$$\hat{c}_{i,t}^{(change)} = \beta \Delta \ln(TX_{i,t}) \quad (3.1)$$

Cette formulation vise à estimer l'élasticité-prix par rapport au taux de change. En d'autres termes, une variation de 1 % du taux de change permet d'évaluer l'effet proportionnel sur le niveau général des prix.

Sous-équation (2) : Effet ville (composante « ville »)

$$\hat{c}_i^{(ville)} = a + \gamma_i \quad (3.2)$$

(C'est le niveau moyen propre à la ville i , constant dans le temps)

Cette équation mesure l'effet différentiel entre Bukavu et Goma, en tenant compte des différences structurelles et conjoncturelles qui caractérisent les deux espaces.

Sous-équation (3) : Effet période (composante « période »)

$$\hat{c}_t^{(periode)} = \delta_t \quad (3.3)$$

(C'est l'effet spécifique au mois t , commun à toutes les villes)

Cette relation capture l'impact de la période d'occupation par rapport à la période d'avant conflit, en montrant si le contexte de perturbation politique et sécuritaire a amplifié les pressions inflationnistes locales.

La prédiction totale est donc :

$$\Delta \ln(\widehat{IPC}_{i,t}) = a + \hat{c}_{i,t}^{(change)} + \hat{c}_i^{(ville)} + \hat{c}_t^{(periode)} \quad (4)$$

La spécification du modèle repose sur la littérature économique relative à la transmission du taux de change aux prix intérieurs (exchange rate pass-through). Plusieurs travaux (Goldberg & Knetter, 1997 ; Taylor, 2000 ; Campa & Goldberg, 2005) montrent que la dépréciation de la monnaie nationale exerce une pression significative sur le niveau général des prix, en particulier dans les économies importatrices nettes comme la RDC.

De plus, la prise en compte des effets fixes spatiaux et temporels est recommandée par les études sur les marchés fragmentés et en contexte de crise (Baltagi, 2005 ; Wooldridge, 2010). Cela permet de contrôler les facteurs structurels propres aux villes (infrastructures, coûts de transport, structure des marchés) ainsi que les chocs spécifiques aux périodes (crise sécuritaire, variation de l'offre).

Ainsi, cette spécification économétrique permet d'articuler les dimensions macroéconomiques (taux de change), spatiales (ville) et temporelles (période) dans l'explication de l'évolution du pouvoir d'achat local.

Après avoir spécifié le modèle global intégrant simultanément l'effet du taux de change, de la localisation et de la période, il convient à présent d'examiner les résultats empiriques de cette équation de base, lesquels fourniront une première indication sur la robustesse des relations étudiées.

➤ *Effet du taux de change*

Afin d'isoler l'effet du taux de change sur l'évolution de l'indice des prix, une estimation spécifique a été réalisée à partir de la sous-équation correspondante. Cette démarche permet

d'évaluer directement l'élasticité de l'IPC par rapport aux fluctuations du CDF face au dollar américain.

$$\Delta \ln(\widehat{IPC}_{i,t}) = 0,029 - 1,1555 \Delta \ln(TX_{i,t})$$

Constante ($\alpha=0,029$ et $p = 0,051$) en différence de log $\approx +2,9$ % de variation mensuelle « de base » de l'indice des prix globaux, même si le taux de change reste constant. Avec la p-value est 0,051, soit légèrement au-dessus du seuil conventionnel de 5 %. Cela veut dire que l'effet est marginalement significatif (au seuil de 10 %, oui ; au seuil strict de 5 %, non). On peut dire que, toutes choses égales par ailleurs, l'indice des prix augmente d'environ 3 % par mois en tendance « structurelle » (inflation de fond, coûts locaux, marges, etc.).

Coefficient du taux de change ($\beta=-1,1555$ et $p = 0,022$). Ce coefficient s'interprète comme une élasticité, car il s'agit d'une régression en différences de logarithmes. Une augmentation de 1 % de la dépréciation du CDF ($\Delta \ln TX > 0$) entraîne une baisse d'environ 1,16 % de l'indice global en USD. Signe négatif ; c'est logique puisque l'indice est exprimé en USD. Si le CDF se déprécie, les prix en CDF augmentent mécaniquement. Mais convertis en USD, ils apparaissent moins chers, donc l'indice en USD baisse. Avec $p = 0,022$ ($< 0,05$). L'effet est donc statistiquement significatif au seuil de 5 %.

L'inflation exprimée en USD est fortement dépendante du taux de change : une variation de change a un impact direct et significatif. La constante positive indique qu'il existe une inertie inflationniste (hausse des prix indépendamment du taux de change). Comme les prix sont exprimés en USD, une dépréciation du CDF (hausse de $\Delta \ln TX$) se traduit par une baisse de l'IPC en USD ; ce qui ne veut pas dire que les prix baissent localement, mais qu'en termes de pouvoir d'achat en dollar, les biens deviennent relativement moins chers.

➤ *Effets fixes cross-section (villes)*

Dans un second temps, l'analyse se concentre sur l'effet spatial à travers la variable ville. L'estimation de cette sous-équation vise à comparer les dynamiques différentielles entre Bukavu et Goma, en mettant en lumière l'importance des facteurs locaux.

Bukavu : +0,0076. Cela signifie que, toutes choses égales par ailleurs, l’inflation ($\Delta \ln \text{IPC}$) à Bukavu est 0,76 % plus élevée que la moyenne de référence. Effet faible mais positif : Bukavu présente une légère pression inflationniste supplémentaire par rapport à Goma.

Goma : -0,0076. À l’inverse, Goma enregistre une inflation 0,76 % plus faible que la moyenne. Cela traduit un effet compensatoire, normal puisque les effets fixes cross-section sont centrés (la somme est nulle).

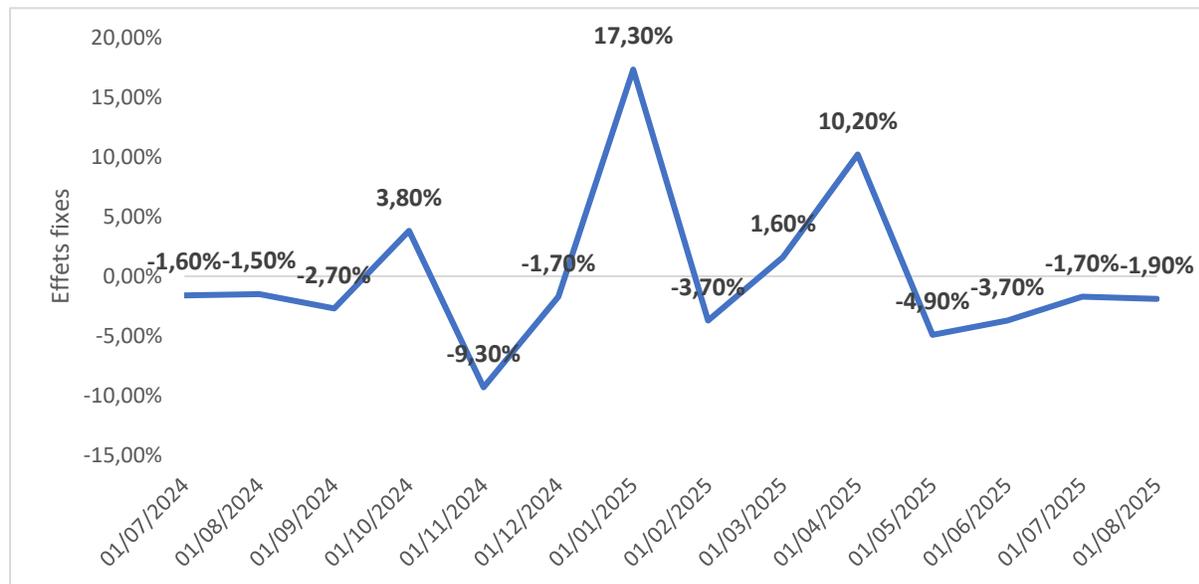
La différence entre les deux villes est donc d’environ 1,5 % sur l’évolution mensuelle de l’indice global des prix en USD. Cela confirme une hétérogénéité spatiale, même si elle reste limitée.

➤ *Effets fixes temporels (mois)*

Enfin, la dernière sous-équation porte sur l’effet temporel lié à la période d’avant et de pendant l’occupation. Cette estimation permet de déterminer dans quelle mesure le contexte conflictuel a exacerbé la dynamique inflationniste au-delà des seules variations monétaires.

Ces coefficients mesurent les écarts mensuels spécifiques de l’évolution de l’IPC, par rapport à une période de référence (exclue pour éviter la colinéarité) comme l’illustre la figure N°1 ci-après.

Figure N°1 : Dynamique des effets fixes au cours du temps



Source : Elaboré avec Microsoft Excel

Avant l'incursion (mi-2024) : Juil 2024 (-0,016), Août 2024 (-0,015), Sept 2024 (-0,027), Déc 2024 (-0,017) ; effet négatif, suggérant une pression désinflationniste en USD, cohérente avec une relative stabilité ou une légère appréciation du CDF.

Novembre 2024 : -0,093 forte chute de l'IPC en USD ($\approx -9,3\%$), qui pourrait refléter une dépréciation temporaire plus faible du CDF ou une baisse ponctuelle des prix importés.

Janvier 2025 : +0,173 ; pic d'inflation en USD ($\approx +17,3\%$). Cela correspond au choc d'entrée du M23 (incursion du 26 janvier 2025), marquant un déséquilibre brutal des marchés.

Mars 2025 : +0,016 et avril 2025 : +0,102 ; légère reprise inflationniste, puis un choc secondaire ($\approx +10\%$) en avril, probablement lié à la consolidation de l'occupation et aux perturbations d'approvisionnement.

Mai-Août 2025 : effets négatifs (-0,049 à -0,019). Correction progressive, peut-être liée à une stabilisation partielle du change ou à des ajustements des circuits d'approvisionnement.

Phase pré-conflit (Juil-Déc 2024) : stabilité relative, tendance légèrement désinflationniste en USD.

Choc du conflit (Janv-avr 2025) : forte volatilité, avec un pic inédit en janvier et avril.

Phase d'ajustement (Mai-Août 2025) : retour progressif à des écarts modérés, mais toujours sous tension.

Ville : Bukavu a connu une inflation structurellement un peu plus forte que Goma (+0,76 % par mois).

Temps : les effets fixes montrent une rupture nette après l'incursion du M23, avec un choc inflationniste en janvier et avril 2025.

Ensemble : ces résultats confirment que la dynamique des prix n'est pas seulement due au taux de change, mais aussi à des facteurs spécifiques d'espace (ville) et de temps (conflit M23).

Élasticité au taux de change : le coefficient (-1,1555) montre qu'une dépréciation de 1 % du CDF entraîne une baisse d'environ 1,16 % de l'indice global en USD, reflétant la forte dollarisation de l'économie.

Effet spatial (villes) : Bukavu connaît une inflation structurellement plus élevée (+0,76 %) que Goma, traduisant sa plus grande vulnérabilité logistique et commerciale.

Effet temporel (périodes) : l'incursion du M23 (janvier 2025) a généré un choc inflationniste brutal (+17,3 % en USD), suivi d'un second pic en avril (+10,2 %), puis d'une correction progressive.

Lecture globale : les prix alimentaires et énergétiques en RDC-Est dépendent à la fois des fluctuations monétaires (CDF/USD) et des chocs sécuritaires (M23), confirmant l'interaction entre facteurs économiques et contextes géopolitiques.

L'examen séquentiel de ces résultats — du modèle global aux équations partielles — offre ainsi une vision détaillée de la formation des prix dans les deux villes étudiées. Les résultats obtenus sont présentés et discutés dans les sections qui suivent.

5. DISCUSSION

Les résultats économétriques indiquent que Bukavu présente une inflation mensuelle légèrement plus élevée (+0,76 %) que Goma, ce qui traduit des spécificités locales. Cette différence, bien que faible, peut être attribuée à la dépendance plus marquée de Bukavu vis-à-vis des importations transitant par le Rwanda et le Burundi, où les perturbations logistiques se répercutent directement sur les prix. Des travaux antérieurs de Baltagi et Wooldridge ont montrés que les chocs exogènes ont souvent un effet différencié selon les zones géographiques (Wooldridge J. M., 2010) (Baltagi, 2005). Par exemple, Akitoby et al. Soulignent que les marchés frontaliers et enclavés sont plus vulnérables aux crises sécuritaires (Akitoby, 2011).

L'analyse temporelle révèle trois phases :

- Pré-conflit (Juil.–Déc. 2024) : tendance modérément désinflationniste en USD, cohérente avec une relative stabilité du taux de change et confirmant les observations de Ravallion sur la transmission différée des chocs monétaires aux prix (Ravallion, 1990).

- Choc du conflit (Janv.–Avr. 2025) : une hausse brutale de l'indice des prix en USD (+17,3 % en janvier, +10,2 % en avril), traduisant l'effet immédiat du conflit sur la rareté des biens et l'augmentation des coûts d'approvisionnement. Ceci rejoint les résultats de Collier et Blattman & Miguel, qui montrent que les conflits armés entraînent généralement des flambées de prix alimentaires (Collier & P, 1999) (C & E, 2010).
- Phase d'ajustement (Mai–Août 2025) : une correction progressive des prix, mais sans retour complet à la stabilité, confirmant les thèses de Arezki & Brückner sur les effets persistants des conflits armés sur l'inflation et la vulnérabilité monétaire (Arezki R. &., 2011).

Un résultat intéressant est la relation négative entre l'IPC en USD et la dépréciation du CDF (coefficient $-1,1555$, significatif à 5 %). Ce signe inversé est cohérent, car l'indice est exprimé en USD : une dépréciation du CDF augmente les prix en monnaie locale, mais ceux-ci apparaissent relativement plus bas en USD. Ce constat rejoint les travaux de Obstfeld & Rogoff sur la transmission asymétrique des chocs de change dans les économies à forte dollarisation (Obstfeld, 1996).

Ainsi, vos résultats confirment que le conflit du M23 agit comme un choc externe majeur perturbant les prix alimentaires et énergétiques, mais que son effet se combine à la dépréciation du CDF, rendant difficile l'attribution exclusive de la hausse des prix au seul facteur sécuritaire.

CONCLUSION

Ce travail s'est intéressé à l'analyse de l'impact de l'occupation du M23 sur l'évolution des prix des produits de première nécessité dans les villes de Bukavu et de Goma, en mettant en évidence la double influence de la dépréciation monétaire et du contexte sécuritaire. La problématique initiale posait la question suivante : *dans quelle mesure le conflit armé et la variation du taux de change affectent-ils le pouvoir d'achat des ménages et la dynamique des prix locaux ?*

Sur le plan méthodologique, les données collectées ont été standardisées afin de rendre comparables les produits exprimés dans des unités de mesure hétérogènes. L'élaboration d'indices de prix, inspirée des approches de Laspeyres et de Paasche, a permis de suivre la dynamique des sous-groupes alimentaires, énergétiques et d'hygiène, pondérés selon leur poids relatif dans la

consommation des ménages. L'échantillon a ensuite été structuré en données de panel couvrant une fenêtre temporelle de six mois avant et six mois pendant l'occupation, et analysé à travers des statistiques descriptives, des tests de normalité, de stationnarité (Levin, Lin & Chu), puis des estimations économétriques par effets fixes.

Les principaux résultats montrent que :

- Le taux de change CDF/USD a connu une dépréciation moyenne de 15,8 % sur la période étudiée, exerçant une pression inflationniste notable sur les prix exprimés en monnaie locale ;
- L'indice global des prix a réagi de manière significative aux variations du taux de change, confirmant une élasticité négative dans la relation estimée ;
- Les effets fixes temporels mettent en évidence une rupture nette à partir de janvier 2025, marquant le début de l'incursion du M23 et accentuant les tensions inflationnistes ;
- La comparaison entre Bukavu et Goma souligne des différences d'amplitude, suggérant que la vulnérabilité locale est modulée par les structures d'approvisionnement et la proximité géographique avec les zones de conflit.

D'un point de vue scientifique, ce travail confirme les conclusions de la littérature sur l'importance de la stabilité monétaire et du contexte sécuritaire comme déterminants de l'inflation dans les économies fragiles (Dornbusch & Fischer, 1993 ; Collier, 2007). Il illustre également la pertinence des modèles de panel avec effets fixes pour isoler l'impact des chocs spécifiques.

Sur le plan pratique, les résultats appellent à un double effort : d'une part, le renforcement des mécanismes de stabilisation monétaire pour limiter la transmission des fluctuations du taux de change aux prix ; d'autre part, l'amélioration de la résilience des circuits d'approvisionnement alimentaire et énergétique face aux chocs sécuritaires.

Enfin, ce travail présente certaines limites, notamment la courte fenêtre temporelle et l'absence d'informations détaillées sur les variétés de produits ou les points de collecte. Des recherches futures pourraient élargir l'horizon temporel, intégrer des données microéconomiques de

consommation des ménages et appliquer des modèles dynamiques (GMM, VAR panel) afin de mieux capter la transmission des chocs dans le temps.

En définitive, l'étude met en lumière la vulnérabilité des villes de l'Est congolais face au double choc monétaire et sécuritaire, et souligne la nécessité de politiques coordonnées visant à stabiliser les prix, protéger le pouvoir d'achat des ménages et renforcer la sécurité alimentaire en période de crise.

ANNEXE

1. Standardisation des mesures

Produit	Mesure/Unité	Conversion appliquée	Unité de référence
RIZ	25 kg	25	1 kg
FARINE	25 kg	25	1 kg
HUILE VEGETAL	20 litres	20	1 litres
SEL	50 kg	50	1 kg
SUCRE	50 kg	50	1 kg
LAIT	1 Kg	1	1 Kg
CARBURANT	1 litre	1	1 litre
SAVON	Carton 20 pièces	20	1 pièce
HARICOT	100 kg	100	1 kg
POMME DE TERRE	10 kg	10	1 kg
FRETEIN	10 kg	10	1 kg
BRAISE	25 kg	25	1 kg

2. Regroupement des produits

- Produits alimentaires : Riz, Farine, Huile végétal, Sel, Sucre, Lait, Haricot, Pomme de terre et Fretin
- Produits énergétiques : Carburant et Braise
- Produit hygiénique : Savon



Dependent Variable: DLNIPC
 Method: Panel Least Squares
 Date: 09/12/25 Time: 19:23
 Sample (adjusted): 2024M07 2025M08
 Periods included: 14
 Cross-sections included: 2
 Total panel (balanced) observations: 28

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.029197	0.013610	2.145220	0.0514
DLNTX	-1.155527	0.444864	-2.597485	0.0221

Effects Specification

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.697988	Mean dependent var	0.014544
Adjusted R-squared	0.372745	S.D. dependent var	0.082756
S.E. of regression	0.065542	Akaike info criterion	-2.308073
Sum squared resid	0.055845	Schwarz criterion	-1.594392
Log likelihood	47.31303	Hannan-Quinn criter.	-2.089894
F-statistic	2.146051	Durbin-Watson stat	2.185986
Prob(F-statistic)	0.088922		

	NOM_VILLE	Effect
1	Bukavu	0.007585
2	Goma	-0.007585

	MOIS	Effect
1	2024M07	-0.016323
2	2024M08	-0.015406
3	2024M09	-0.026656
4	2024M10	0.037658
5	2024M11	-0.093101
6	2024M12	-0.016656
7	2025M01	0.172606
8	2025M02	-0.037691
9	2025M03	0.016066
10	2025M04	0.102402
11	2025M05	-0.048989
12	2025M06	-0.037030
13	2025M07	-0.017416
14	2025M08	-0.019465

BIBLIOGRAPHIE

- Abbott, P. &. (2011). Recent Global Food Price Shocks: Causes, Consequences and Lessons for African Governments and Donors. *Journal of African Economies*, 20(suppl_1), i12–i62.
- Addison, T. &. (2001). (2001). From conflict to reconstruction: Reviving the social contract. *economics of Peace and Security Journal*, 5–12.
- Agresti, A. &. (2009). *Statistical Methods for the Social Sciences (4th ed.)*. . Pearson.
- Aker, J. C. (2015). The economics of mobile phone access and usage in Sub-Saharan Africa. . *Annual Review of Economics*,, 393–425.
- Akitoby, B. K. (2011). *Inflation and public debt reversals in the G7 countries (IMF Working Paper WP/14/96)*. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Arezki, R. &. (2011). Oil rents, corruption, and state stability: Evidence from panel data regressions. *European Economic Review*, 955–963. .
- Aron, J. (2018). Mobile money and the economy: A review of the evidence. *The World Bank Research Observer*, 135–188. .
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data (3e éd.)*. . Chichester : John Wiley & Sons.
- Barrett, C. B. (2014). Toward a theory of resilience for international development applications. *PNAS*, 14625–14630.
- Barron, P. D. (2011). *Contesting development: Participatory projects and local conflict dynamics in Indonesia*. New Haven: Yale University Press.
- Bateman, M. D. (2019). Is fintech the new panacea for poverty alleviation and local development? *Review of African Political Economy*, 480–495. .
- Bayart, J.-F. E. (1997). *La criminalisation de l'État en Afrique*. . Bruxelles: Éditions Complexe.
- BCC. (2023). *Rapport Annuel*. Kinshasa.

- Berdal, M. &. (2000). *Greed and Grievance: Economic Agendas in Civil Wars*. Boulder: : Lynne Rienner Publishers.
- Blattman, C. &. (2010). Civil War. *Journal of Economic Literature*, 48(1), 3–57.
- Brück, T. N. (2013). Business under fire: Entrepreneurship and violent conflict in developing countries. *Journal of Conflict Resolution*,, 3–19. .
- C, B., & E, M. (2010). Civil war. *Journal of Economic Literature*, 3-57.
- Cagan, P. (1956). *The monetary dynamics of hyperinflation*. In M. Friedman (Ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money* . Chicago: University of Chicago Press.
- Ciccone, A. &. (2010). Determinants of economic growth: Will data tell. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 222–246. .
- Collier, & P. (1999). On the economic consequences of civil war. *Oxford Economic Papers*, 168-183.
- Collier, P. (2003). *Breaking the Conflict Trap: Civil War and Development Policy*. . Washington, DC:: World Bank/Oxford University Press.
- De Soto, H. (2000). *2000. The Mystery of Capital: Why Capitalism Triumphs in the West and Fails Everywhere Else*. . New York:: Basic Books.
- Deaton, A. &. (1980). *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press.
- Deaton, A. &. (2020). *Designing Household Survey Questionnaires for Developing Countries*. World Bank.
- Demirgüç-Kunt, A. B. (2007). *Finance for All? Policies and Pitfalls in Expanding Access*. . Washington, DC: World Bank.
- Desai, M. A. (2010). *The impact of institutional instability on entrepreneurial activity: Evidence from Zimbabwe*. Cambridge,: Harvard Business School. .
- Duffield, M. (2001). *Global Governance and the New Wars*. London: Zed Books.
- Elbadawi, I. &. (2002). How much war will we see. *Journal of Conflict Resolution*,, 307–334.

- FAO. (2011). *Guidelines for Data Collection for Food Price Monitoring*.
- Feige, E. L. (2002). Unofficial dollarization in Latin America. In D. Salvatore, J. W. Dean, & T. Willett (Eds.). *The Dollarization Debate*, 46-65.
- Friedman, M. &. (1963). *A Monetary History of the United States*. Princeton University Press, 1867–1960.
- Friedman, M. (1963). *Inflation: Causes and Consequences*. . Bombay: Asia Publishing House.
- Gujarati, D. &. (2009). *Basic Econometrics*. McGraw-Hill.
- Gujarati, D. N. (2010). *Basic Econometrics (5th ed.)*. . McGraw-Hill Education.
- Guyer, J. I. (2004). *Marginal Gains: Monetary Transactions in Atlantic Africa*. Chicago: University of Chicago Press.
- Hart, K. (1973). Informal Income Opportunities and Urban Employment in Ghana. *The Journal of Modern African Studies*,, 61-89.
- INS. (2020). *Méthodologie de calcul de l'Indice des Prix à la Consommation en RDC*. Kinshasa.
- Jack, W. a. (2014). Risk Sharing and Transactions Costs: Evidence from Kenya's Mobile Money Revolution. *American Economic Review*,, 183-223.
- Jamovi. (2024). *Jamovi (Version 2.6) [Computer software]*. Retrieved from Jamovi: www.jamovi.org
- Justino, P. (2012). War and Poverty. In: Michel, B. and Justino, P. (eds), *Conflict, Violence and Development*. Oxford: Oxford University Press, 39-58.
- Kabeya, J. &. (2017). Instabilité monétaire en zone de conflit à l'Est de la RDC : cas du Sud-Kivu. . *Revue Congolaise d'Économie*, 77–92.
- Kaldor, M. (1999). *New and Old Wars: Organized Violence in a Global Era*. Stanford: : Stanford University Press.
- Keynes, J. (1936). 1936. *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan.

- Kouakou, K. G. (2015). Conflits armés et sécurité alimentaire en Afrique subsaharienne : Étude de cas de la RDC. *Revue Tiers Monde*, 221(1), 75–92.
- La Porta, R. &. (2014). Informality and development. *Journal of Economic Perspectives*, 109–126.
- Le Billon, P. (2001). *The political ecology of war*. 561-584: Political Geography,.
- Levin, A. L. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24.
- Lubkemann, S. (2008). *Culture in Chaos*. Chicago: University of Chicago Press.
- Mankiw, N. G. (2016). *Macroeconomics (9e éd.)*. . New York: Worth Publishers.
- Mbiti, I. M. (2011). (2011). *Mobile banking: The impact of M-Pesa in Kenya*. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Montgomery, D. &. (2014). *Applied Statistics and Probability for Engineers*. Wiley.
- Mususa, P. (2020). Dollarization and Survival in the Kivu: Money, Crisis and Trust in the Eastern DRC. *African Affairs*, 505-525.
- Mususa, P. (2020). Monetary pluralism in the Congo. *Review of African Political Economy*, 251-268.
- Naudé, W. (2010). 2010. Promoting Entrepreneurship in Fragile States. *Small Business Economics*, 331-347.
- Obstfeld, M. &. (1996). *Foundations of international macroeconomics*. , . Cambridge: MA: MIT Press.
- Ostrom, E. (1990). 1990. *Governing the Commons: The Evolution of Institutions for Collective Action*. Cambridge:: Cambridge University Press.
- Portes, A. C. (1989). *The Informal Economy: Studies in Advanced and Less Developed Countries*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.

- Rapsomanikis, G. (2015). *The economic lives of smallholder farmers: An analysis based on household data from nine countries*. FAO.
- Ravallion, M. (1990). Income effects on undernutrition. *Economic Development and Cultural Change*, 489-515. .
- Reinhart, C. M. (2004). The modern history of exchange rate arrangements. *Quarterly Journal of Economics*, 1–48.
- Reno, W. (1998). *Warlord Politics and African States*. Boulder: Lynne Rienner.
- Roever, S. &. (2016). Street vendors and cities. . *Environment and Urbanization*,, 359–374.
- Saviano, P. &. (2021). Currency substitution and parallel currencies. *Journal of Monetary Alternatives*, 99-117.
- Schoofs, S. (2015). Making sense of informal economies in fragile states. *International Affairs*, 457–475.
- Sen, A. (1999). ., 1999. *Development as Freedom*. . Oxford: Oxford University Press.
- Silver, M. (2010). An Elementary Introduction to Price Index Theory. *IMF Working Paper*.
- Tobin, J. (1972). Inflation and unemployment. *American Economic Review*, 1–18.
- Tobin, J. (1972). Inflation and Unemployment. *American Economic Review*,, 1-18.
- Verwimp, P. J. (2009). The Analysis of Conflict: A Micro-Level Perspective. *Journal of Peace Research*, 46(3), 307–314.
- Woodford, & M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton: Princeton University Press.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data (2e éd.)*. Cambridge, MA: MIT Press.: MA: MIT Press.
- Wooldridge, J. M. (2013). *Introductory Econometrics: A Modern Approach (5th ed.)*. Cengage Learning.