

Prix des produits de base et dynamique de l'inflation¹

Depuis quelque temps déjà et jusqu'à mi-2008, l'inflation mondiale s'est accélérée sous l'effet de la vive hausse des prix des produits de base. Les auteurs analysent sous divers aspects l'incidence du renchérissement des produits alimentaires et énergétiques sur le niveau et la dynamique de l'indice général des prix, à partir de données (prix à la consommation et composantes alimentaires et énergétiques) couvrant les principales économies avancées et émergentes. Ils montrent que, ces dernières années, l'inflation sous-jacente n'a pas tendance à s'aligner sur l'indice général, signe que les tensions sur les prix des produits de base n'auraient pas, dans l'ensemble, entraîné d'effets de second tour sur l'inflation.

JEL : E31, E52.

Les prix des produits de base ont fortement augmenté ces dernières années, puis sont nettement redescendus depuis mi-2008, la crise financière conduisant à réviser en baisse les anticipations de croissance de la demande. L'inflation s'en est trouvée accélérée dans le monde entier. Comment, face à cette évolution, conduire la politique monétaire ? Si le renchérissement des produits alimentaires et énergétiques n'est que temporaire et qu'il s'inverse rapidement, sans modifier la trajectoire à moyen terme de l'indice général des prix, les autorités monétaires voudront probablement s'abstenir de réagir. D'une part, même si le renchérissement ne s'inverse pas, la poussée d'inflation qui en résultera retombera vite, de sorte que la modification des prix relatifs sera acceptable. D'autre part, une riposte des autorités monétaires pour maintenir l'inflation proche de l'objectif à court terme aurait des coûts potentiellement très élevés en termes de production. En revanche, il est essentiel que la politique monétaire s'oppose aux effets de second tour sur les anticipations d'inflation et les salaires, c'est-à-dire sur l'inflation future.

Face à un renchérissement des produits de base, les autorités monétaires sont confrontées à diverses difficultés. Surtout, il est difficile, en temps réel, de distinguer entre modification des prix relatifs et accélération de l'inflation sous

¹ Les points de vue exprimés dans le présent article sont ceux des auteurs et ne reflètent pas nécessairement ceux de la BRI. Les auteurs tiennent à remercier Clara García et Philippe Hainaut pour l'excellente qualité de leur support technique, ainsi que Piti Disyatat, Dietrich Domanski, Luci Ellis, Michael King et Marion Kohler pour leurs précieux commentaires.

l'effet d'un fort accroissement de la demande globale. D'autant que les prix des produits de base, plus souples, peuvent réagir plus rapidement aux chocs que les prix des autres biens et des services, et leur hausse pourrait ainsi constituer un signal avancé de tensions inflationnistes générales. Il est, en outre, difficile de déterminer si un tel renchérissement est de caractère temporaire ou permanent, et s'il est de nature à entraîner des effets de second tour sur l'indice des prix.

Notre étude analyse, sous divers aspects, l'incidence du renchérissement des produits alimentaires et énergétiques sur le niveau et la dynamique de l'inflation, à partir d'un échantillon d'économies avancées et émergentes. Nous cherchons à voir si le taux d'inflation hors alimentation et énergie a pu produire des effets de second tour en analysant s'il a eu tendance à s'aligner sur l'indice général et concluons, en la négative, à l'absence d'importants effets de second tour. Nous examinons aussi le pouvoir prédictif de la hausse des prix alimentaires et énergétiques et constatons que les premiers peuvent, plus que les seconds, annoncer la trajectoire future de l'inflation.

Pour effectuer des comparaisons internationales, il est souhaitable que les statistiques nationales utilisées soient harmonisées. Pour cette raison, nous avons choisi des séries (prix à la consommation et composantes alimentaires et énergétiques couvrant les principales économies avancées et émergentes) présentant un certain degré d'homogénéité (Domanski *et al.*, 2008). La première section traite de l'incidence du renchérissement des produits de base sur l'inflation, et la deuxième, les aspects de la dynamique de l'inflation auxquels les autorités monétaires doivent prêter attention.

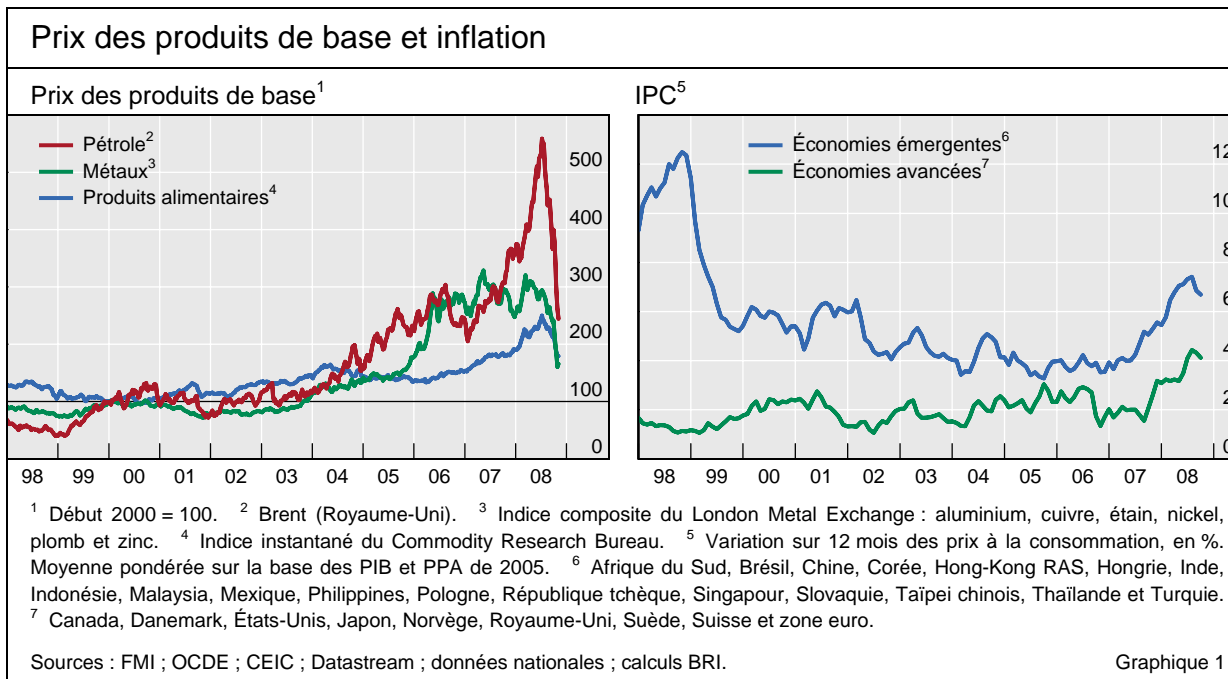
Renchérissement des produits de base et inflation

Les prix des produits de base ont enregistré une augmentation spectaculaire jusqu'à mi-2008 (graphique 1). Les cours du pétrole, notamment, ont culminé à \$145 le baril (Brent), soit une hausse de 470 % par rapport au début de 2000 – envolée qui s'explique par la conjonction de trois facteurs : expansion de la demande mondiale, en particulier du fait de la forte croissance des économies émergentes ; perturbation de l'offre ; révision en baisse de la production anticipée. Les produits alimentaires se sont renchérissés notablement, eux aussi, en raison de l'amélioration du revenu par habitant dans les économies émergentes, qui a stimulé la consommation, et de perturbations temporaires de l'offre. Entre début 2000 et mi-2008, la hausse des produits alimentaires se chiffre à 150 %, selon l'indice instantané du Commodity Research Bureau.

Plus récemment, à mesure que la crise financière amenait à réviser en baisse les anticipations de croissance future, les prix des produits de base se sont largement repliés. Le Brent, par exemple, était retombé, fin octobre, à quelque \$65 le baril, niveau toujours supérieur de 150 % à celui de début 2000, cependant. Quant aux produits alimentaires, un début d'adaptation de l'offre et l'atténuation des perturbations climatiques ont amorcé une détente.

Les prix des produits de base ont fortement augmenté jusqu'à mi-2008...

...et se sont repliés plus récemment



L'inflation s'est accélérée sous l'effet de la hausse des aliments et de l'énergie

Le renchérissement des produits alimentaires et énergétiques a accéléré l'inflation mondiale ces dernières années (graphique 1) : le taux a doublé, passant de quelque 2 % à 4 % dans les économies avancées et de quelque 4 % à environ 8 % pour les économies émergentes. Si la hausse est plus sensible pour les économies émergentes, cela s'explique, au moins en partie, par le fait que l'alimentation occupe une place plus importante dans le panier de consommation, parce que le revenu par habitant y est plus bas (FMI, 2007). Dans notre échantillon, l'alimentation représente environ 30 % du panier IPC, contre moins de la moitié de ce chiffre (13 %) pour les économies avancées. Ainsi, à mi-2008, la hausse des prix alimentaires a contribué à hauteur de près de 4 points de pourcentage à celle de l'indice général pour les économies émergentes, et de seulement 1 point de pourcentage pour les économies avancées (tableau 1). En outre, les prix alimentaires augmentaient plus vite dans les économies émergentes. Pour l'énergie, en revanche, la pondération est comparable d'un groupe à l'autre, si bien que son renchérissement n'a pas eu d'incidence différente. Notons toutefois que, si l'indice général des prix a connu une forte poussée, l'inflation sous-jacente (hors produits alimentaires et énergétiques) est restée modérée pour chaque groupe (graphique 2).

Dynamique de l'inflation

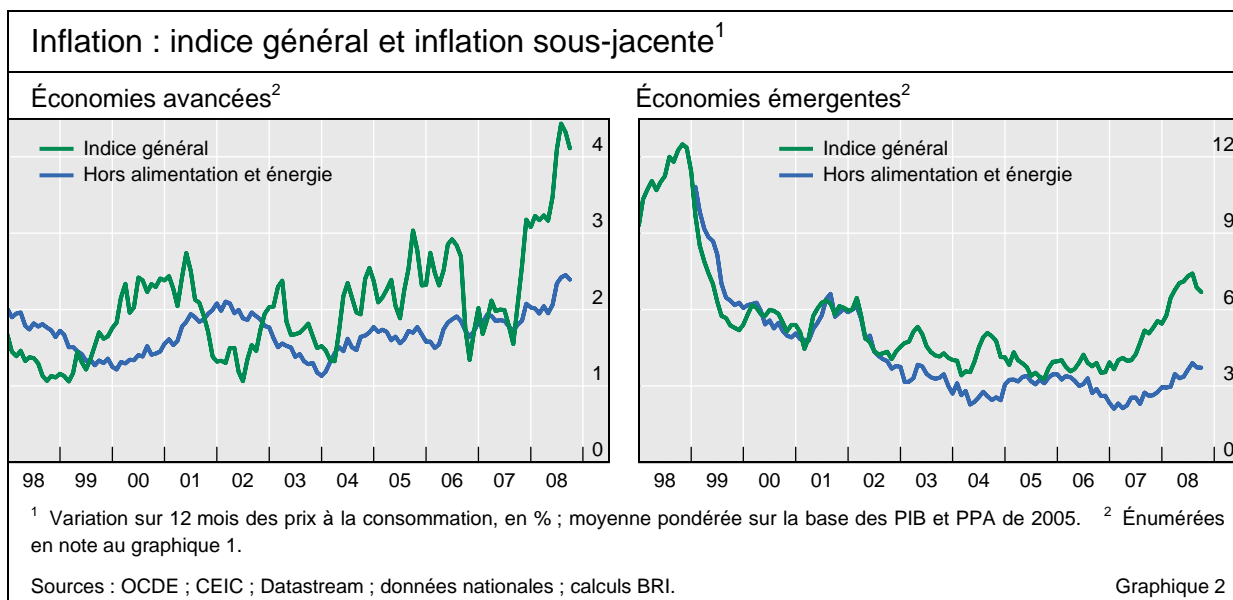
Cette section analyse les aspects de la dynamique de l'inflation – mis en lumière dans l'introduction – intéressant les autorités monétaires, en répondant à trois questions : a) l'inflation sous-jacente s'aligne-t-elle sur l'indice général ou inversement ? b) les prix des produits alimentaires et énergétiques peuvent-ils aider à prévoir l'inflation ? c) quel est le degré de persistance de la hausse des prix des produits alimentaires et énergétiques ?

Inflation : indice général et contribution de ses composantes, mi-2008 ¹							
	IPC ²	Produits alimentaires ³		Produits énergétiques ⁴		Hors produits alimentaires et énergétiques	
		Poids ⁵	Contrib. ⁶	Poids ⁵	Contrib. ⁶	Contrib. ⁶	Chiffre effectif ²
Économies avancées ⁷	3,7	13,3	0,7	7,7	1,4	1,7	2,1
Économies émergentes ⁸	8,1	29,5	3,8	7,7	0,9	3,5	5,4

¹ De juin 2007 à juin 2008 ; moyenne non pondérée des économies citées ; contribution et chiffre effectif : calcul BRI aux seules fins de comparaison internationale (les valeurs peuvent différer des données nationales) ; en raison des écarts d'arrondis, le total peut ne pas correspondre à la somme de ses composantes. ² Variation des prix à la consommation, en %. ³ Denrées alimentaires et boissons non alcoolisées (COICOP 01) ou série la plus proche disponible. ⁴ Électricité, gaz, autres combustibles (COICOP 04.5), plus carburants et lubrifiants pour les véhicules personnels (COICOP 07.2.2) ou séries les plus proches disponibles. ⁵ En % de l'IPC. ⁶ En points de %. ⁷ Australie, Canada, États-Unis, Japon, Royaume-Uni, Suède, Suisse et zone euro. ⁸ Afrique du Sud, Brésil, Chine, Corée, Hong-Kong RAS, Inde, Indonésie, Malaysia, Mexique, Philippines, Pologne, Singapour, Thaïlande et Turquie.

Sources : OCDE ; CEIC ; Datastream ; données nationales ; calculs BRI. Tableau 1

L'étude est menée à partir de données (prix à la consommation et composantes alimentaires et énergétiques) couvrant les principales économies avancées et émergentes. Les produits alimentaires comprennent les denrées alimentaires et les boissons non alcoolisées (ou série la plus proche disponible) ; l'énergie comprend l'électricité, le gaz, les autres combustibles, plus les carburants et lubrifiants pour les véhicules personnels (ou séries les plus proches disponibles)².



² La « Classification des fonctions de consommation individuelle des ménages » (*Classification of Individual Consumption by Purpose – COICOP*) est une nomenclature publiée par la Division de statistique des Nations Unies. Nous avons utilisé COICOP 01 pour l'alimentation et COICOP 04.5 plus COICOP 07.2.2 (ou séries les plus proches disponibles) pour l'énergie. Les données relatives aux pays OCDE sont toutes homogènes (source : OCDE). Pour les économies émergentes, les séries de certains pays (tel le Brésil) sont équivalentes à celles de l'OCDE, alors que, pour d'autres (Chine, Inde, Malaysia, Philippines et Thaïlande, par exemple), il a fallu retenir des séries voisines.

Notre mesure de l'inflation sous-jacente exclut l'alimentation et l'énergie

Nous définissons l'« inflation sous-jacente »³ comme l'inflation hors alimentation et énergie, concept pour lequel nous disposons d'une série pour chaque pays de l'échantillon. Les propriétés de cette mesure de l'inflation sous-jacente et d'autres mesures (hors composantes volatiles, ou taux médian d'inflation sur divers produits) ont déjà fait l'objet d'études pour certains pays : OCDE (2005), Rich et Steindel (2005), Blinder et Reis (2005), Marques *et al.* (2003) ainsi que Bryan et Cecchetti (1994). Rich et Steindel, par exemple, évaluent, pour les États-Unis, 7 définitions différentes (indice hors alimentation et énergie, indice hors énergie uniquement, inflation médiane et inflation calculée par lissage exponentiel) à l'aune de divers critères tels que simplicité de conception, exactitude de la mesure de l'inflation tendancielle et capacité à prédire l'inflation générale future. Ils concluent que, au regard de ces critères, aucune définition de l'inflation sous-jacente n'apparaît supérieure.

La dynamique de l'inflation dépend de la nature du choc sur les prix des produits de base

La nature du choc des prix des produits de base détermine l'incidence de leur hausse sur la dynamique de l'inflation. Si, concernant la situation récente, le choc a pour origine une augmentation ponctuelle du revenu et du patrimoine dans les économies émergentes à croissance rapide, notamment dans le Sud et l'Est asiatiques, sa conséquence pourrait être simplement une modification tout aussi ponctuelle du niveau des prix des produits alimentaires et énergétiques. Toutefois, le développement économique incessant de ces économies peut faire penser que, en permanence, se manifeste une demande alimentaire et énergétique de la part d'un nouveau groupe de consommateurs, de telle sorte que la demande évolue constamment, avec un impact plus durable sur l'inflation, l'indice général ne se rapprochant alors pas de l'indice sous-jacent. Si, à l'opposé, le choc vient principalement de l'offre, l'incidence sur l'inflation pourrait être plus temporaire – à moins que l'offre soit durablement affectée ou qu'interviennent des effets de second tour.

a) *L'inflation sous-jacente s'aligne-t-elle sur l'indice général ou inversement ?*

L'indice général s'est-il aligné sur l'inflation sous-jacente ?

Si ***l'indice général s'aligne sur l'inflation sous-jacente***, les autorités monétaires ont des raisons d'être satisfaites. Cela signifie que le renchérissement des produits alimentaires et énergétiques a été temporaire et qu'il n'a pas entraîné d'effets de second tour – hausse des anticipations d'inflation et augmentations salariales. C'est ce que certaines observations, sur les années récentes, portent à croire pour les États-Unis (Kiley, 2008). D'ailleurs, du côté des autorités monétaires américaines, le constat en a été fait (Rosengren, 2008). Pour la zone euro, comme on le verra, les résultats dépendent de la définition de l'inflation sous-jacente (OCDE, 2005).

Nous avons effectué notre étude sur la base de la régression suivante :

$$\pi_{i,t}^{headline} - \pi_{i,t-12}^{headline} = \alpha_i + \beta_i (\pi_{i,t-12}^{headline} - \pi_{i,t-12}^{core}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

³ Terme uniformément utilisé ici.

où i s'applique aux 19 économies de l'échantillon⁴, en utilisant des données mensuelles (hausse des prix sur 12 mois) couvrant les 15 dernières années. Si l'indice général s'aligne sur l'inflation sous-jacente, le coefficient β_i du décalage entre les deux valeurs doit alors être négatif.

C'est cette régression qui a servi à étudier l'inflation aux États-Unis, dans la zone euro, au Japon, au Royaume-Uni et au Canada entre 1996 et 2004 (OCDE, 2005), avec diverses définitions de l'inflation sous-jacente⁵. Les coefficients β_i estimés ainsi obtenus étaient tous négatifs, signe que l'indice général s'aligne sur l'inflation sous-jacente dans ces économies. Par ailleurs, ils étaient tous significativement différents de zéro pour chacune des 13 définitions de l'inflation sous-jacente dans le cas des États-Unis et du Canada, mais seulement pour 3 de ces définitions dans le cas de la zone euro. De surcroît, les coefficients sont significativement négatifs pour la mesure hors alimentation et énergie dans le cas des États-Unis, du Canada et du Japon, mais négatifs sans être significativement différents de zéro pour la mesure hors alimentation, boissons alcoolisées, tabac et énergie dans le cas de la zone euro et du Royaume-Uni.

Comme le montre le graphique 3, l'estimation ponctuelle de β_i dans l'équation (1) est négative pour la période échantillon (commençant en 2003, année prise comme début du renchérissement des produits alimentaires et énergétiques – voir graphique 1). De plus, dans la majorité des cas, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse d'un coefficient égal à -1 , qui signifierait que l'indice général s'aligne intégralement sur l'inflation sous-jacente.

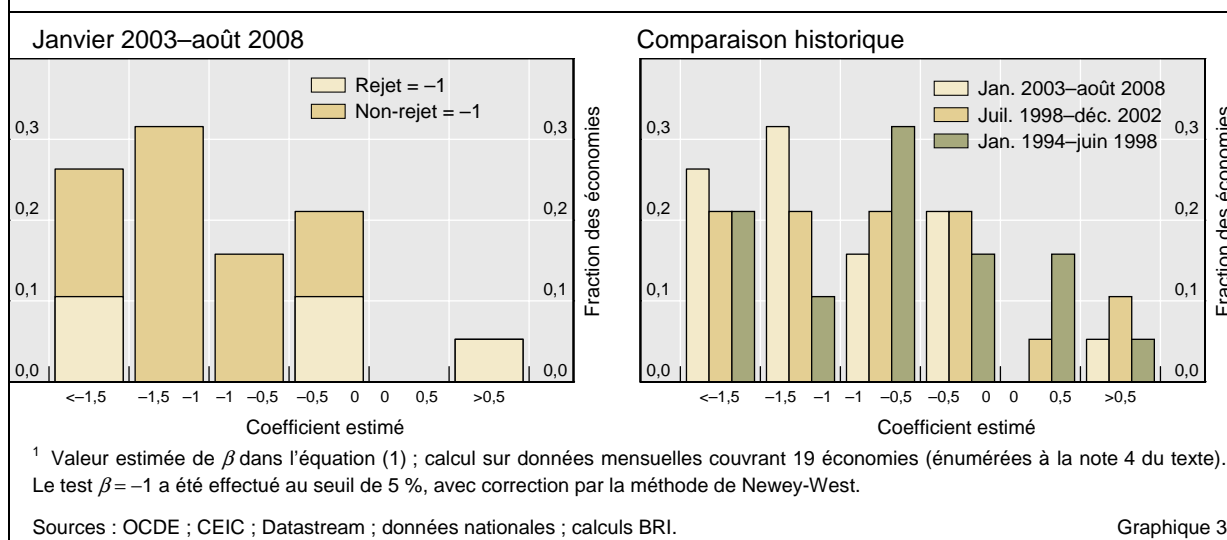
Toutefois, les échantillons finis introduisent une complication. Du fait de la présence de la constante α dans l'équation (1), l'inflation sous-jacente peut jouer un rôle de variable explicative biaisée de l'indice général sur une période échantillon donnée, si, par exemple, les prix des produits de base produisent des chocs le plus souvent à la hausse (ou à la baisse). Effectivement, α a été significativement positif, dans la majorité des économies, entre janvier 2003 et août 2008. Illustrant cela, l'analyse rejette, pour une majorité d'économies, l'hypothèse que, simultanément, α est égal à zéro et β à -1 , au niveau de signification de 5 %, c'est-à-dire l'hypothèse que l'indice général s'aligne intégralement sur l'inflation sous-jacente au bout d'un an. Pour une majorité d'économies aussi, l'hypothèse inverse (β est égal à zéro, c'est-à-dire l'hypothèse que l'indice général ne s'aligne pas sur l'inflation sous-jacente) est également rejetée⁶. Nous ne pouvons donc pas tirer de conclusions tranchées.

⁴ Économies pour lesquelles on dispose des composantes alimentation et énergie de l'IPC sur les 15 dernières années, à savoir : Canada, Danemark, États-Unis, Japon, Norvège, Royaume-Uni, Suède, Suisse et zone euro ; Afrique du Sud, Chine, Corée, Hong-Kong RAS, Hongrie, Indonésie, Mexique, Singapour, Taïpei chinois et Thaïlande.

⁵ Cette même formule a, en outre, été appliquée aux données sur les États-Unis, par Clark (2001), et aux données sur le Canada, par Laffèche et Armour (2006). Le premier constate que β est négatif et significatif à horizon de 1 an pour la période 1985–2000, avec des valeurs comprises entre $-1,3$ environ et $-0,8$ pour 6 définitions différentes de l'inflation sous-jacente. Les seconds concluent que l'indice général s'aligne habituellement sur l'inflation sous-jacente, sans percevoir d'indication de l'inverse.

⁶ L'hypothèse que α et β sont simultanément égaux à zéro est également rejetée pour la majorité des économies.

Fréquence de distribution du coefficient du décalage indice/inflation sous-jacente¹



Nous comparons ensuite les coefficients β estimés pour la période échantillon avec leurs équivalents pour deux précédentes périodes de 5 ans environ. Cette comparaison, purement indicative, montre (graphique 3) que la distribution de fréquence du coefficient tend à devenir de plus en plus négative.

L'inflation sous-jacente s'est-elle alignée sur l'indice général ?

Si, à l'inverse, ***l'inflation sous-jacente s'aligne sur l'indice général***, cela signifie que des effets de second tour préoccupants sont à l'œuvre : le renchérissement des produits alimentaires et énergétiques pousse les anticipations à la hausse ; les autorités monétaires devraient alors les contrer. Nous avons effectué notre étude sur la base de la régression suivante :

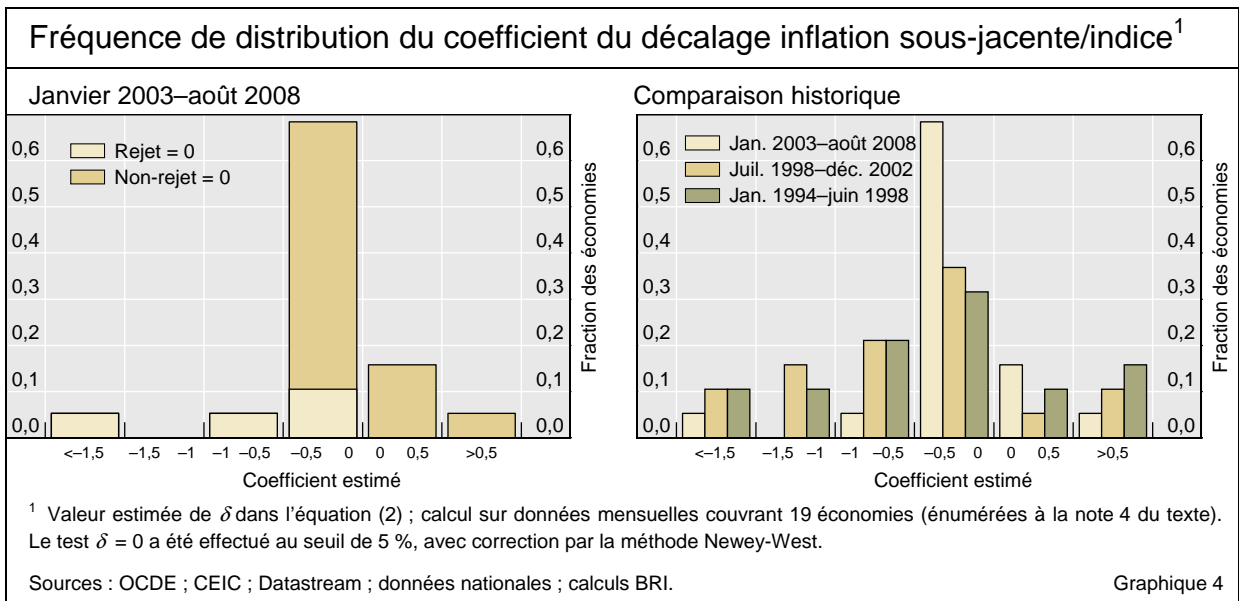
$$\pi_{i,t}^{core} - \pi_{i,t-12}^{core} = \alpha_i + \delta_i (\pi_{i,t-12}^{core} - \pi_{i,t-12}^{headline}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

avec le même échantillon de 19 économies. Si le coefficient estimé du décalage entre l'inflation sous-jacente et l'indice général, δ_i , est égal à zéro, cela signifie que la première ne s'aligne pas sur la seconde. Le graphique 4 montre que, dans la majorité des cas, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse d'un coefficient δ égal à zéro. De même, dans la majorité des cas, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse que la constante α et le coefficient δ sont tous deux égaux à zéro. En revanche, pour une majorité d'économies, l'analyse rejette, au niveau de signification de 5 %, l'hypothèse que, simultanément, α est égal à zéro et δ à -1 , c'est-à-dire l'hypothèse que l'indice général s'aligne intégralement sur l'inflation sous-jacente au bout d'un an.

Dans la majorité des pays, l'inflation sous-jacente n'a pas tendance à s'aligner sur l'indice général

En outre, la distribution de fréquence du coefficient du décalage entre les deux valeurs, δ_i , s'est étoffée à l'intérieur de l'intervalle $-0,5 - 0$, tout en diminuant dans les queues de distribution (graphique 4).

Cela indique que, en général, l'inflation sous-jacente ne s'aligne pas sur l'indice général et que, si tel était le cas, le degré d'alignement inverse est moindre qu'il y a dix ans.



b) *Les prix des produits alimentaires et énergétiques peuvent-ils aider à prévoir l'inflation ?*

Comme la politique monétaire ne peut agir sur l'inflation qu'avec un délai, les autorités monétaires tiennent à disposer d'indicateurs avancés, pour que leurs choix d'orientation soient fondés sur des perspectives d'inflation solidement étayées. Nous avons cherché à déterminer si les composantes alimentation et énergie ont pu permettre de prévoir l'évolution de l'indice général, sur la base de la régression suivante :

$$\pi_{i,t}^{headline} = \alpha_i + \sum_{k=1,12} \beta_{ik} \pi_{i,t-k}^{headline} + \sum_{k=1,12} \gamma_{ik} \pi_{i,t-k}^{food} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Poser l'équation revient à se demander si la hausse passée des prix (prix alimentaires, dans un premier temps) dans l'économie i , $\pi_{i,t-k}^{food}$, a permis de prédire l'évolution de l'indice général, compte tenu de l'autocorrélation inhérente à celui-ci. La réponse est affirmative si la somme des coefficients relatifs à la hausse retardée des prix alimentaires, $\gamma = \sum_{k=1}^{12} \gamma_{ik}$, est significativement différente de zéro. Nous répétons ensuite la régression (3) avec, cette fois la hausse des prix énergétiques passée, $\pi_{i,t-k}^{energy}$.

Le graphique 5 présente, pour les variables alimentation et énergie dans 27 économies, les estimations concernant la somme des coefficients. Certains éléments montrent que les prix alimentaires peuvent prédire l'inflation future, mais ce n'est pas le cas des prix énergétiques, ce qui peut s'expliquer par le fait que les premiers ont une influence plus durable sur l'indice (*infra*). Toutefois, la période échantillon est relativement brève, de sorte que le pouvoir explicatif de la régression peut être assez faible et ne permet pas de conclure formellement.

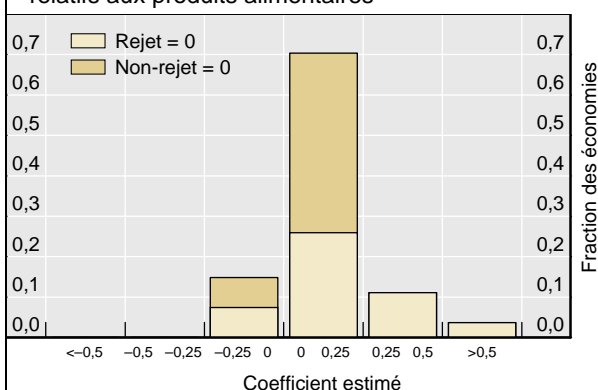
Les prix alimentaires et énergétiques permettent-ils de prévoir l'inflation ?

Certains indices montrent que les prix alimentaires aident à prévoir l'inflation

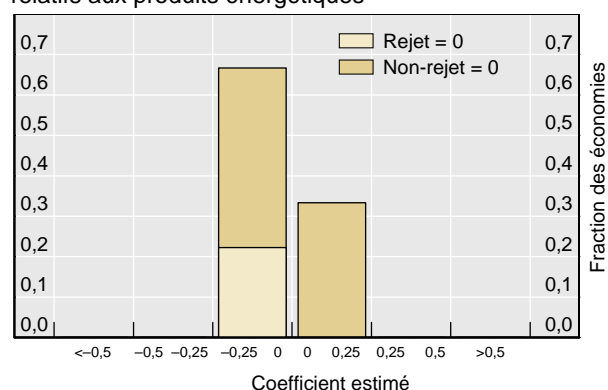
⁷ Lorsque les prix des produits alimentaires et énergétiques constituent une part importante de l'indice général, comme c'est le cas dans certaines économies émergentes, les résultats de l'équation (3) peuvent être altérés par un problème de multicollinéarité.

Prévision de l'évolution de l'indice des prix¹

Fréquence de distribution : somme des coefficients relatifs aux produits alimentaires



Fréquence de distribution : somme des coefficients relatifs aux produits énergétiques



¹ Somme des coefficients relatifs à la hausse des prix alimentaires/énergétiques, respectivement, dans l'équation (3) ; calcul sur données mensuelles (variation des prix sur 12 mois) couvrant 27 économies (énumérées en note au graphique 1). Le test $\gamma = 0$ a été effectué au seuil de 5 %. Régressions mensuelles sur 12 valeurs retardées, de janvier 2003 à août 2008.

Sources : OCDE ; CEIC ; Datastream ; données nationales ; calculs BRI.

Graphique 5

c) Quel est le degré de persistance de la hausse des prix des produits alimentaires et énergétiques ?

Pour arrêter leur choix d'orientation face à une hausse des prix (alimentaires et énergétiques, par exemple), les autorités monétaires doivent savoir si cette hausse est temporaire ou durable. Si elle est temporaire, elle n'est guère de nature à se répercuter sur l'indice général à moyen terme (horizon assigné à l'action de la politique monétaire) et elle peut donc sans risque être ignorée. Si elle est durable, elle est, au contraire, davantage de nature à influencer sur l'inflation à un horizon relevant de la politique monétaire. Les autorités sont alors appelées à réagir, car la hausse des prix influence les anticipations d'inflation et suscite le risque préoccupant d'effets de second tour.

Nous avons mesuré le degré de persistance de la hausse des prix des produits alimentaires, d'abord, et énergétiques, ensuite, en calculant la somme, $\rho = \sum_{k=1}^{12} \rho_{ik}$, des coefficients d'autorégression AR(12) de la hausse retardée des prix dans l'équation suivante, entre janvier 2003 et août 2008 :

$$\pi_{i,t}^{food,m} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{12} \rho_{ik} \pi_{i,t-k}^{food,m} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

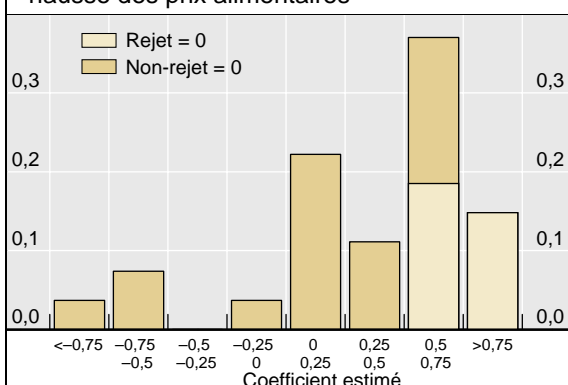
où $\pi_{i,t}^{food,m}$ représente l'évolution sur un mois des prix alimentaires (corrigée des variations saisonnières selon la méthode X-12). La somme des coefficients d'autorégression, proposée par Andrews et Chen (1994), est communément utilisée pour analyser la persistance de l'inflation. Elle dénote la rapidité de son retour à sa trajectoire fondamentale après un choc.

Nous observons que, pour une majorité d'économies, l'hypothèse d'une somme des coefficients d'autorégression significativement différente de zéro ne peut être rejetée (graphique 6). La même observation est valable pour les prix énergétiques. La hausse des prix alimentaires semble toutefois faire preuve d'une plus grande persistance. Sa mesure estimée, ρ , est

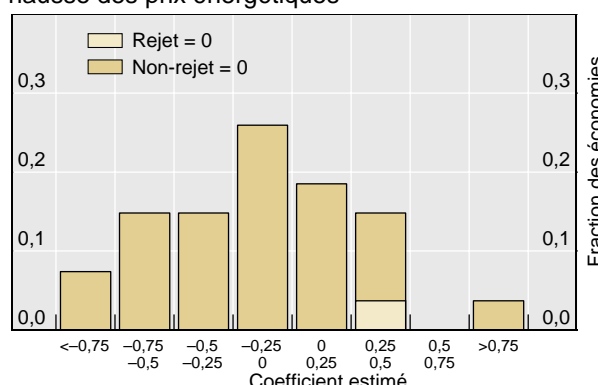
La hausse des prix alimentaires semble persister davantage que celle des prix énergétiques

Persistence de la hausse des prix alimentaires et énergétiques¹

Fréquence de distribution : persistence de la hausse des prix alimentaires



Fréquence de distribution : persistence de la hausse des prix énergétiques



¹ Valeur estimée de ρ dans l'équation (4), pour les prix alimentaires/énergétiques, respectivement ; calcul sur données mensuelles couvrant 27 économies (énumérées en note au graphique 1). Le test $\rho = 0$ a été effectué au seuil de 5 %. Régressions mensuelles sur 12 valeurs retardées, de janvier 2003 à août 2008.

Sources : OCDE ; CEIC ; Datastream ; données nationales ; calculs BRI.

Graphique 6

significativement différente de zéro pour un plus grand nombre d'économies. En outre, la médiane des mesures estimées significativement différentes de zéro est plus élevée que pour les prix énergétiques. Toutefois, la période échantillon est relativement brève, de sorte que le pouvoir explicatif de la régression peut être assez faible et la prudence est de mise pour les conclusions. De surcroît, cette mesure de persistence peut varier sensiblement en fonction de la durée de la période échantillon et du fait que l'on a intégré ou non, dans le mode d'estimation, les modifications de l'inflation moyenne⁸. Cecchetti et Debelle (2006) montrent que, sur un ensemble d'économies avancées, la persistence estimée tend à être plus faible si la période échantillon est plus brève et si l'on introduit des modifications de l'inflation moyenne. Angeloni *et al.* (2006) confirment le rôle de la durée dans la persistence estimée des composantes alimentation et énergie de l'IPC dans la zone euro et aux États-Unis.

La conclusion apportée par la régression analysant la capacité prédictive donne à penser que les prix alimentaires ont un pouvoir explicatif plus grand que les prix énergétiques, ce qui peut être lié au fait que les premiers ont tendance à persister davantage.

Conclusions

Nous avons analysé sous divers aspects l'incidence du renchérissement des produits alimentaires et énergétiques sur le niveau et la dynamique de l'indice général des prix et nous avons montré que, ces dernières années, l'inflation sous-jacente n'a pas eu tendance à s'aligner sur l'indice général des prix dans la majorité des économies étudiées (mais pas toutes). Cela porte à croire que

⁸ Levin et Moessner (2005) proposent une vue d'ensemble des implications de la persistence de l'inflation pour la définition de l'orientation monétaire.

le renchérissement des produits de base n'a généralement pas entraîné d'effets de second tour sensibles durant la période considérée.

Nous faisons aussi état d'éléments donnant à penser que, ces dernières années, les prix alimentaires ont eu un pouvoir explicatif plus grand que les prix énergétiques pour l'indice général futur et que leur hausse a fait preuve d'une persistance quelque peu plus marquée. Toutefois, la période échantillon, commençant en 2003, est relativement brève, de sorte que le pouvoir explicatif de la régression peut être assez faible et ne permet pas de conclure formellement.

Bibliographie

Andrews, D. et H.-Y. Chen (1994) : « Approximately median-unbiased estimation of autoregressive models », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, n° 2, pp. 187–204.

Angeloni, I., L. Aucremanne et M. Ciccarelli (2006) : « Price setting and inflation persistence: did EMU matter? », *ECB Working Paper Series*, n° 597.

Blinder, A. et R. Reis (2005) : « Understanding the Greenspan standard », in Federal Reserve Bank of Kansas City, *The Greenspan era: lessons for the future*, Actes du symposium 2005 de Jackson Hole, pp. 11–96.

Bryan, M. et S. Cecchetti (1994) : « Measuring core inflation », in G. Mankiw (rédacteur en chef), *Monetary Policy*, Chicago, University of Chicago Press for NBER, 1994, pp. 195–215.

Cecchetti, S. et G. Debelle (2006) : « Inflation persistence: does it change? », *Economic Policy*, avril, pp. 312–352.

Clark, T. (2001) : « Comparing measures of core inflation », *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, vol. 86, n° 2 (deuxième trimestre), pp. 5–31.

Domanski, D., A. Heath et R. Moessner (2008) : « Food commodity prices and inflation », Banque des Règlements Internationaux, non publié.

Fonds monétaire international (2007) : *Perspectives économiques mondiales*, octobre, pp. 12–15.

Kiley, M. (2008) : « Estimating the common trend rate of inflation for consumer prices and consumer prices excluding food and energy », *Finance and Economics Discussion Series*, n° 2008–38, Conseil de la Réserve fédérale.

Laflèche, T. et J. Armour (2006) : « Évaluation des mesures de l'inflation fondamentale », *Revue de la Banque du Canada*, été, pp. 19–29.

Levin, A. et R. Moessner (2005) : « Inflation persistence and monetary policy design: an overview », *ECB Working Paper Series*, n° 539.

Marques, C., P. Duarte Neves et L. Sarmiento (2003) : « Evaluating core inflation indicators », *Economic Modelling*, vol. 20, pp. 765–775.

Organisation de coopération et de développement économiques (2005) : « Mesurer et évaluer l'inflation sous-jacente », *Perspectives économiques de l'OCDE*, vol. 2005 (juin), pp. 191–212.

Rich, R. et C. Steindel (2005) : « A review of core inflation and an evaluation of its measures », *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, n° 236.

Rosengren, E. (2008) : « Opening remarks », allocution inaugurale, 53^e conférence de la Banque de Réserve fédérale de Boston, *Understanding inflation and the consequences for monetary policy: a Phillips curve retrospective*, 10 juin.