

ÉVALUATION DU CHOC D'APPROVISIONNEMENT

Magali Dauvin

Sciences Po, OFCE

La reprise de l'économie mondiale en 2021 a été chahutée par des contraintes grandissantes sur les chaînes d'approvisionnement. Dans cette étude spéciale, nous détaillons la façon dont nous avons évalué l'impact de ces contraintes sur le PIB de trois pays (la France, l'Allemagne, et les États-Unis) de 2020 jusqu'à l'horizon de notre prévision de printemps, 2023. Nos résultats indiquent que les difficultés d'approvisionnement en 2021 ont pesé à hauteur de 0,7 point sur la croissance du PIB allemand, contre 0,2 point sur le PIB français et américain. Cela tient principalement à la part du secteur industriel en Allemagne (20 %), presque deux fois plus important que dans les deux autres pays. En 2022, l'impact sur la croissance du PIB reste élevé en Allemagne (-0,6 point) mais diminue par rapport en 2021. C'est également le cas aux États-Unis (-0,1 point). En revanche, le PIB français est légèrement plus affecté par les contraintes pesant sur l'offre, à hauteur de 0,3 point. Enfin, nous inscrivons un relâchement des contraintes à partir de la mi 2022 jusqu'à 2023 si bien que l'effet est soit nul soit positif sur la croissance du PIB dans les trois pays.

Mots clés : choc approvisionnement, projections locales, croissance du PIB.

À la suite de la plus grande récession provoquée par la pandémie de Covid-19, la reprise de l'économie mondiale en 2021 a généré de grandes turbulences au sein des chaînes de production mondiales. Outre l'allongement des délais de livraison en forte hausse, les coûts de transports ont également augmenté significativement en 2021 en s'installant à un niveau élevé¹. Nous nous intéressons ici aux effets

1. Celle-ci n'est pas uniquement consécutive à la hausse des prix de l'énergie mais plutôt au déséquilibre entre l'offre et la demande de transport de marchandises.

perturbateurs de ces contraintes sur l'activité dans le secteur manufacturier et *in fine* sur le PIB.

Dans cette étude spéciale, nous détaillons la façon dont nous avons évalué l'impact des contraintes d'approvisionnement sur le PIB en nous basant sur la méthode des projections locales proposée par Jordà en 2005. Nous nous concentrons sur trois pays, l'Allemagne, la France et les États-Unis, pays pour lesquels les données nécessaires sont disponibles à une fréquence mensuelle². La méthode de Jordà (2005), à laquelle nous avons recours ici, a la qualité de ne pas nécessiter de poser d'hypothèses sur le processus de génération de données.

Pour mener à bien cet exercice, nous utilisons un indicateur synthétisant les tensions pesant sur l'offre en tenant compte de deux dimensions principales : les coûts de transports et les contraintes sur la production provenant de données d'enquêtes. Cet indicateur, le *Global Supply Chain Pressure Index*, qui a été proposé récemment par quatre économistes de la Réserve fédérale de New-York, est accessible en ligne depuis début 2022 et remonte jusque début 1998. Une particularité dans notre analyse vient du fait que nous décomposons notre série de chocs d'approvisionnement en une somme de chocs passés et contemporains. Ceci nous permet d'explicitier le rôle des contraintes d'approvisionnement sur l'évolution du PIB en 2020 et 2021 ainsi que d'en évaluer l'impact dans les prochains trimestres, en lien avec l'hypothèse que nous faisons du retour de l'indice vers sa tendance.

Évidemment, une rupture dans les chaînes d'approvisionnement peut avoir un impact différencié sur le PIB d'un pays en fonction de l'exposition au commerce mondial de ses chaînes de valeur dans l'industrie mais également en fonction de l'importance du secteur manufacturier du pays. Des ruptures de chaînes d'approvisionnement mondiales devraient avoir un impact plus fort en Allemagne qu'en France ou encore aux États-Unis du fait du poids de l'industrie allemande dans le PIB allemand (20 % contre 11 % aux États-Unis et 10 % en France)³.

2. Il existe différentes méthodes pour estimer des fonctions de réponses, dont la modélisation SVAR, mais celles-ci peuvent être biaisées et être mal interprétées lorsque le véritable processus de génération de données du système que l'on essaie d'estimer n'est pas connu.

3. OCDE, moyenne 2017-2019.

Dans un premier temps, nous décrivons la composition et la construction de l'indicateur. Ensuite nous présentons la méthodologie ainsi que les données employées et enfin nous commenterons les résultats.

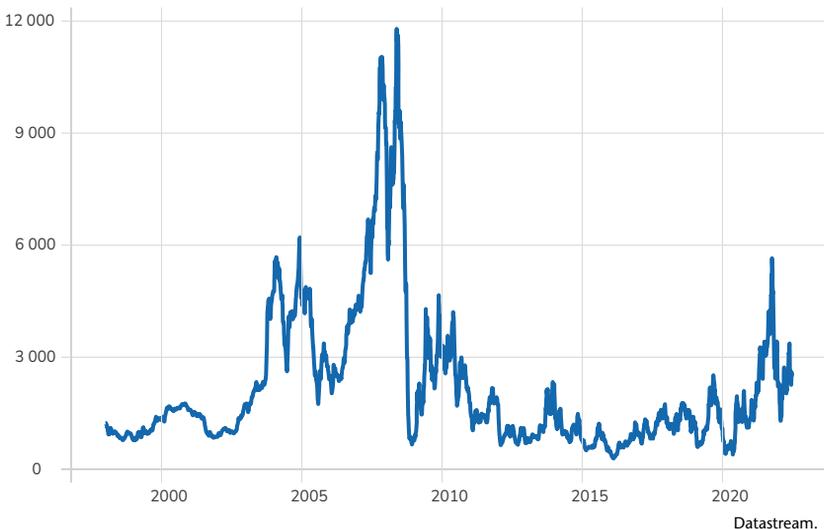
1. Un nouvel indicateur

La série sur laquelle nous fondons notre analyse est la résultante d'une analyse en composante principale (ACP) effectuée sur un groupe d'indicateurs se déclinant en deux sous-ensembles, chacun illustrant une dimension des tensions pesant sur l'offre.

Le premier ensemble est composé d'indicateurs de coût du transport maritime et aérien : le *Baltic Dry Index*, le *Harper Index*, et quatre indices de prix reflétant le coût du transport de marchandises par voie aérienne (routes bidirectionnelles : Asie-États-Unis, États-Unis-Europe).

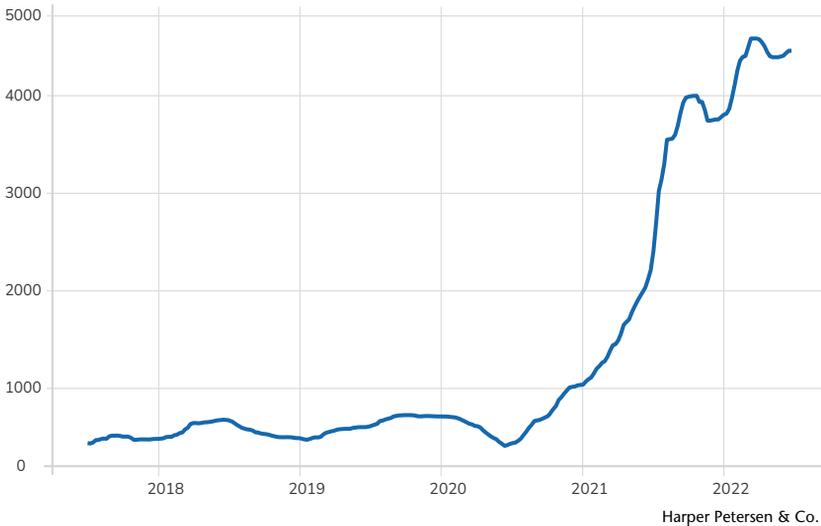
Le *Baltic Dry Index* est une mesure de la demande de capacité de transport par rapport à l'offre de transporteurs de vrac sec et se concentre sur le transport de matières premières. L'indice *Harpex* est une moyenne des tarifs d'expéditions de conteneurs sur le marché de l'affrètement pour 8 classes de navires porte-conteneurs. Ces deux mesures de coût du fret maritime (graphique 1 et graphique 2) ont explosé depuis le début de la reprise post-Covid bien que le BDI se

Graphique 1. Le Baltic Dry Index (BDI)



situé encore loin de son niveau précédent la crise des *subprime*. En revanche, l'indice *Harpex* est à un niveau jusqu'alors jamais atteint (même en 2008).

Graphique 2. L'indice *Harpex*



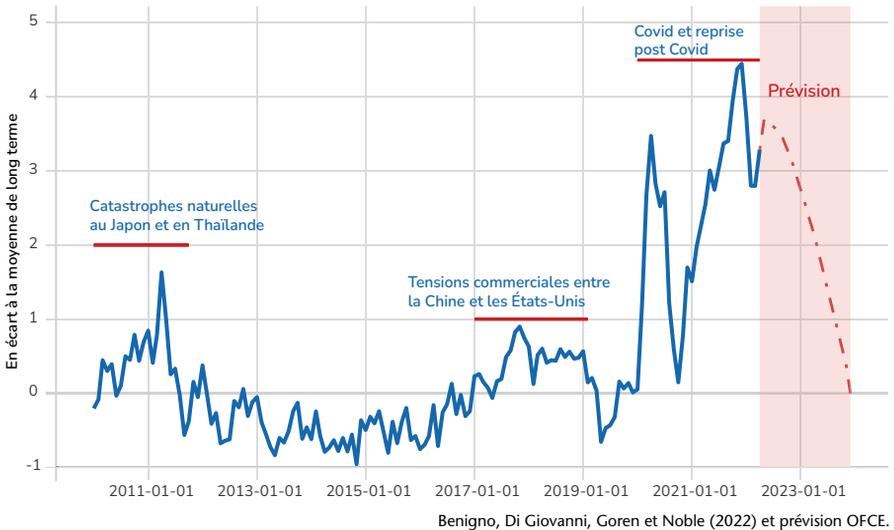
Le second ensemble d'indicateurs regroupe des sous-composantes des données d'enquêtes des directeurs d'achats (PMI, les *Purchasing Manager Indices*) pour sept pays ou zones : Chine, Japon, Corée du Sud, Taiwan, États-Unis, Royaume-Uni et zone Euro. Plus particulièrement, les enquêtes portant sur les délais de livraisons, les volumes de commandes non finalisés ou les retards dans la production (*backlogs*), les achats de stocks sont récupérées. Les données d'enquêtes pouvant incorporer tant des effets d'offre que de demande, celles-ci sont purgées des carnets de commandes.

Au total, 27 séries temporelles alimentent l'ACP. Une fois le facteur principal extrait puis standardisé, le *Global Supply Chain Pressure Index* (GSCPI) est obtenu (graphique 3). Lorsque l'indicateur est égal à zéro, cela ne signifie pas qu'il n'y a pas de contraintes sur l'approvisionnement mais qu'elles ne sont historiquement pas plus importantes que celles observées en moyenne sur la période analysée.

Alors qu'elles étaient proches de leur moyenne historique en fin d'année 2019, les contraintes sur les chaînes d'approvisionnement ont bondi au début de la pandémie mondiale (février 2020). Une fois les

mesures sanitaires levées, les contraintes se sont desserrées jusqu'à redevenir quasiment « normales » en octobre 2020. La résurgence du virus à l'automne 2021 et le déséquilibre de la consommation en faveur des biens, permis par l'ampleur des plans d'urgence et de relance post-Covid (en particulier aux États-Unis), ont généré d'importants goulots d'étranglement et une hausse des coûts du transport. Cette dynamique s'est traduite par une remontée de l'indicateur en dents de scie tout au long de l'année 2021 pour atteindre un pic en décembre. À ce moment-là, les pressions sur l'approvisionnement étaient 4,3 écart-types supérieures à la moyenne de long terme et plus élevées que lors du confinement quasi-généralisé du printemps 2020. La recrudescence d'Omicron sous stratégie « zéro-Covid » en Chine début 2022, l'invasion russe en Ukraine et la hausse du prix de l'énergie ont ajouté des contraintes à celles déjà existantes. Au dernier point connu, en avril 2022, les contraintes sur l'offre demeuraient à un niveau élevé, 2,8 écart-types au-dessus de la moyenne de long terme. La hausse des contraintes en avril sont principalement dues à une hausse des temps de livraison en Chine et en zone euro, à l'accumulation de retard de la production industrielle au Royaume-Uni et au coût du fret aérien en provenance d'Asie⁴.

Graphique 3. Indice de tensions sur l'offre, le Global Supply Chain Pressure Index



4. Voir : <https://libertystreeteconomics.newyorkfed.org/2022/05/global-supply-chain-pressure-index-may-2022-update/>

Nous faisons l'hypothèse d'une augmentation des contraintes jusqu'en mai 2022. Même si les prix de l'énergie restaient élevés jusqu'en décembre 2023, l'hypothèse que nous faisons sur la sortie de crise en Chine d'ici fin 2022⁵ et la méthode de calcul de l'indicateur nous incitent à inscrire un retour des contraintes d'approvisionnement à un niveau « normal » à l'horizon de notre prévision.

2. Stratégie empirique

2.1. Estimations d'impact *via* projections locales

On s'appuie sur la méthode des projections locales à la Jordà (2005) qui consiste en l'estimation d'une série de h régressions pour chaque horizon h telles que :

$$y_{t+h} = \alpha^h + \beta_h \text{choc}_t + u_{t+h}^h \quad (1)$$

où $h = 0, 1, \dots, H - 1$

Le coefficient estimé β_h représente, dans l'application qui suit, la réponse de la production manufacturière au temps $t + h$ à la variable de choc identifié (ici *ex-ante*) en t (choc_t).

La première étape consiste ainsi en l'estimation d'un VAR afin d'obtenir notre série de choc_t de contraintes d'approvisionnement. Le modèle s'écrit de la façon suivante :

$$B_0 \begin{pmatrix} IPI \\ \text{taux 3 mois} \\ \text{carnets de commandes} \\ \text{indice boursier} \\ GSCPI \end{pmatrix}_t = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \\ \alpha_5 \end{pmatrix} + B_1 \begin{pmatrix} IPI \\ \text{taux 3 mois} \\ \text{carnets de commandes} \\ \text{indice boursier} \\ GSCPI \end{pmatrix}_{t-1} + \dots + B_3 \begin{pmatrix} IPI \\ \text{taux 3 mois} \\ \text{carnets de commandes} \\ \text{indice boursier} \\ GSCPI \end{pmatrix}_{t-3} + \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \\ \epsilon_3 \\ \epsilon_4 \\ \epsilon_5 \end{pmatrix}_t$$

Nous identifions le choc par une décomposition de Cholesky, *i.e.* nécessitant d'ordonner nos variables comme indiqué plus haut. Notre modèle ainsi écrit implique que l'indicateur de contraintes est « purgé » de l'évolution passée des variables du VAR et des chocs contemporains sur ces variables. La résultante de cette première étape est donnée dans le graphique 4.

5. Par ailleurs, Taiwan, qui avait déjà commencé à diminuer les règles de quarantaine début mars 2022, a décidé fin avril de renoncer à la stratégie « Zéro-Covid ».

Finalement, la fonction de réponse de la production manufacturière est représentée par la séquence de tous les β_h estimés. Les erreurs sont autocorrélées ou hétéroscédastiques, elles sont donc corrigées par l'approche de Newey-West. Dans le logiciel R, nous avons utilisé le package *lpirfs* (Adämmer, 2022)⁶. Notre choc pour chaque pays est illustré par le graphique 4 et la séquence de β_h par pays également par le graphique 5.

2.2. Données et échantillon

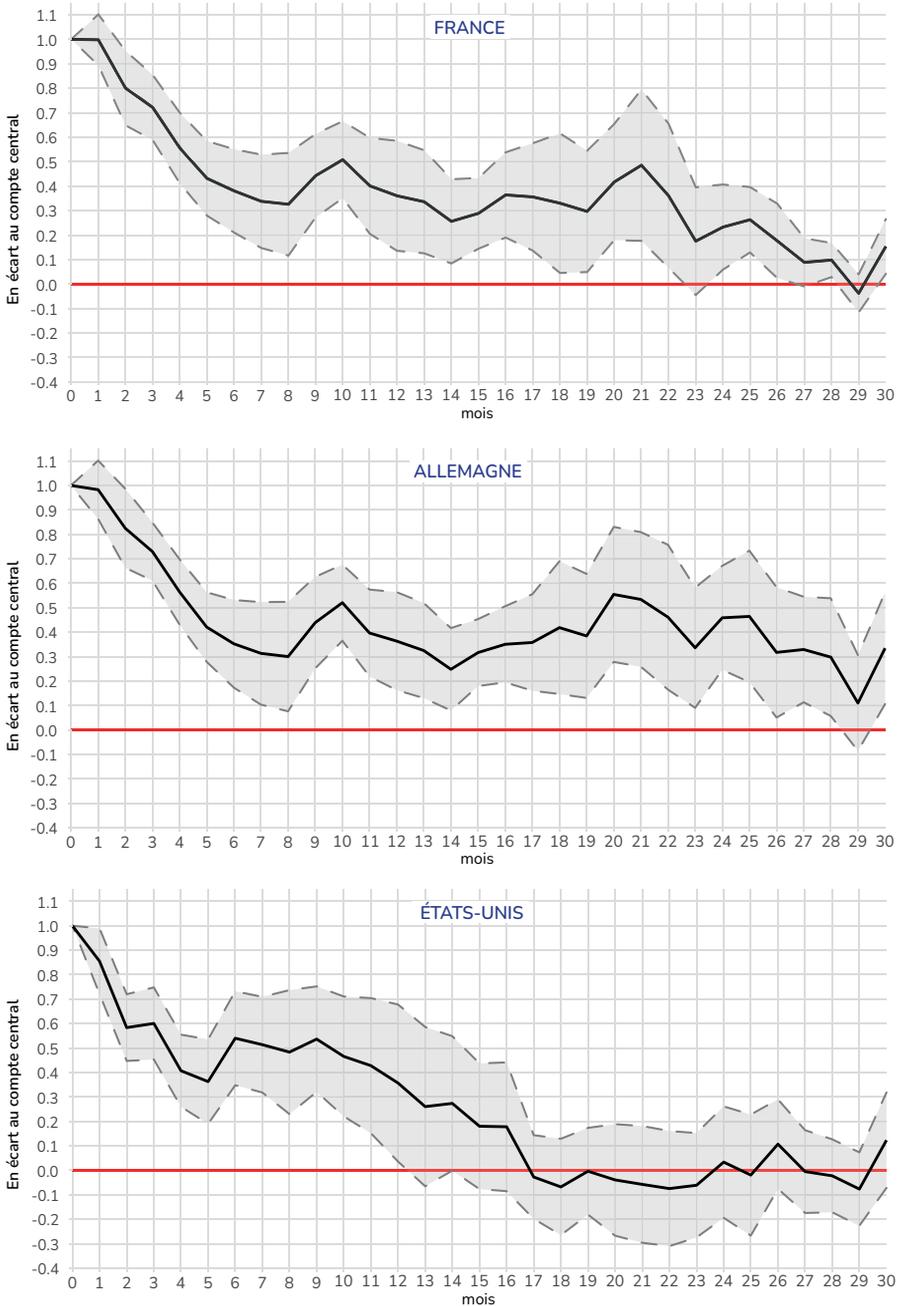
L'indicateur des difficultés sur les chaînes d'approvisionnement utilisé est celui présenté précédemment ; il est le même pour les trois pays sur lesquels nous nous concentrons ici. Bien que les enquêtes soient disponibles au niveau national, il n'y a pas de distinction faite au niveau européen. Par ailleurs, l'indicateur de contraintes n'est mis à jour qu'au niveau global. Notre variable d'intérêt est l'indice de production manufacturière en logarithme.

La spécification VAR formulée ici est proche de celle de Baker *et al.* (2016), à un détail près que nous n'incluons pas l'emploi du fait du manque de disponibilité des données en fréquence mensuelle. Le détail des sources est disponible dans le tableau en annexe. Nous réalisons nos estimations sur l'ensemble de la période allant de septembre 1997 à avril 2022 et totalisons ainsi 296 observations. Les critères usuels de sélection du nombre de retards nous incitent à retenir 3 retards dans notre spécification pour les variables endogènes.

2.3. Une stratégie en deux temps

L'ensemble des mesures sanitaires mises en place au niveau mondial ont eu un impact sur les pays à la fois directement *via* la fermeture de pans entiers de chaque économie nationale et *via* une baisse de la demande adressée. Depuis février 2020, marquant le début de la diffusion du virus au niveau mondial, des goulots d'étranglement sont apparus dans les ports ; les délais de livraisons ont été rallongés et certains matériels et équipements, utilisés dans les chaînes de valeur, n'ont pu être acheminés, contraignant ainsi la production industrielle. Toutes ces dimensions reflétant les tensions sur l'offre ne s'estompent pas du jour au lendemain et peuvent mettre du temps avant de retourner à un niveau « normal ».

6. <https://cran.r-project.org/web/packages/lpirfs/lpirfs.pdf>.

Graphique 4. Estimation de *choc*, issu du VAR

La courbe représente la réponse des contraintes d'approvisionnement à l'horizon d'un an après une augmentation d'un écart-type de ces dernières, avec un intervalle de confiance à 90 %. L'axe des ordonnées se lit en écart en pourcentage au compte central. Calculs de l'auteur.

Le graphique 4 illustre la persistance du choc d'approvisionnement dans le temps, principalement dans les modèles France et États-Unis. Dans ces deux modèles, 30 % du choc subsisterait après une année tandis qu'en Allemagne, le choc d'approvisionnement serait quasiment nul au bout d'un semestre. Nous posons donc l'hypothèse que l'augmentation des contraintes en 2020 et 2021 peuvent perdurer et ainsi avoir un impact sur la production manufacturière, davantage lié à la persistance du choc plutôt qu'à un effet durable sur la production manufacturière.

Pour évaluer l'impact qu'a eu le jaillissement des difficultés d'approvisionnement depuis début 2020 sur l'activité, nous procédons en deux temps. Premièrement, nous décomposons la fonction de réponse du GSCPI sur lui-même issu du VAR (*choc_t*) sur un horizon de 30 mois, soit deux ans et demi, comme une somme de chocs passés et contemporains. Deuxièmement, nous estimons l'équation (1) pour obtenir la séquence des β_{it} , estimation de la réponse de la production manufacturière à un choc d'approvisionnement. *In fine*, nous calculons l'impact final sur le PIB des trois pays étudiés *via* la part de la production manufacturière dans le PIB national de chacun d'entre eux.

On définit une matrice triangulaire inférieure S avec i ses lignes et j ses colonnes⁷, S^i la partie non nulle de la j -ème colonne, S_i la partie non nulle de la i -ème ligne.

Nous calculons nos séquences de chocs de la façon suivante pour tout couple (i, j) de 1 à T :

$$S^i = choc_t \times CC_i$$

$$CP_{i+1} = \sum S_{i+1}$$

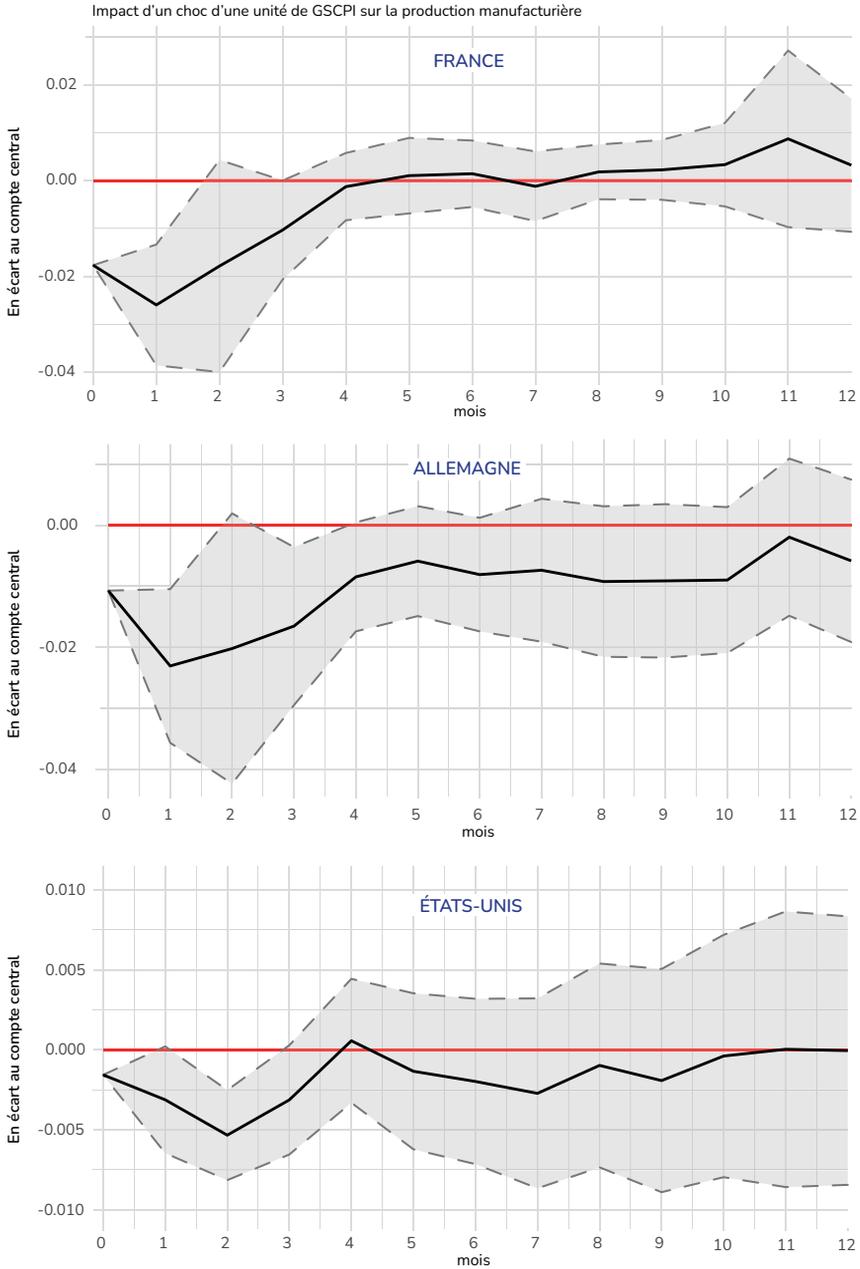
$$CC_{i+1} = GSCPI_{i+1} - CP_{i+1}$$

(avec $CP_1 = 0$ et $CC_1 = GSCPI_{\text{fév. 2020}}$)

Finalement, pour chaque date t , nous obtenons la séquence qui va directement intervenir dans le calcul d'impact sur la production manufacturière et *in fine* sur le PIB, donnée par le vecteur CC . Celle-ci est compatible avec les effets dynamiques passés du choc lui-même et notre scénario sur l'état des chaînes d'approvisionnement mondiales (à partir de mai 2022, date à partir de laquelle nous faisons une prévision de l'indicateur des tensions sur les chaînes d'approvisionnement).

7. Autrement dit, $S_{ij} \neq 0, \forall i < j$.

Graphique 5. Fonctions de réponse de l'IPI à un choc d'approvisionnement (β_i)



Chaque point représente la réponse du logarithme de l'indice de production manufacturière à l'horizon d'un an après une augmentation d'un écart-type des contraintes d'approvisionnement (soit une unité), avec un intervalle de confiance à 90 %. L'axe des ordonnées se lit en écart en pourcentage au compte central. Calculs de l'auteurice.

Le graphique en annexe illustre la décomposition des chocs passés et contemporains. Nous retrouvons, sans surprise, compte tenu des informations apportées par le graphique 4 le caractère persistant du choc d'approvisionnement puisque les chocs passés contribuent davantage à la dynamique du GSCPI que les chocs contemporains. C'est le cas pour la France et les États-Unis et dans une proportion moindre en Allemagne.

Comme dit précédemment, la seconde étape consiste à simuler la réponse de la production manufacturière à la séquence de chocs. Commençons par nous intéresser aux fonctions de réponse de la production manufacturière à une augmentation d'une unité de l'indicateur de contraintes d'approvisionnement, dont les résultats sont reportés dans le graphique 5.

Après une augmentation d'une unité du GSCPI, l'indice de production manufacturière réagit instantanément dans les trois pays de notre échantillon, à des degrés divers. Faible aux États-Unis, cette réponse oscille entre -0,0176 en France et -0,0173 en Allemagne. Sur le niveau de la production manufacturière, cela représente une baisse de 1,74 % en France et 1,71 % en Allemagne (et 0,1 % aux États-Unis). Compte tenu de l'importance du secteur industriel en Allemagne et de sa forte dépendance aux intrants étrangers et en particulier asiatiques, nous aurions pu nous attendre à voir un effet supérieur outre-Rhin, la différence avec la France est négligeable.

L'effet délétère sur la production manufacturière met légèrement moins de temps à se matérialiser en France ou encore en Allemagne qu'aux États-Unis, où l'effet le plus important arrive deux mois après le choc (-0,5 point d'activité manufacturière). À la période suivant le choc, l'activité fonctionne 2,5 points en-deçà de ses capacités en France et en Allemagne.

L'effet semble concentré en début de période puisqu'il devient quasiment nul au bout de quatre mois dans les trois pays. Cela ne remet pas en cause l'horizon de deux ans et demi choisi ici pour évaluer l'impact des contraintes d'approvisionnement sur le PIB. En effet, la production manufacturière ne réagit certes plus beaucoup après un trimestre (graphique 5) mais l'ampleur du choc récent et la persistance des contraintes d'approvisionnement (graphique 4) ne tendent pas à disqualifier un tel horizon. Autrement dit, l'effet du choc d'approvisionnement est plutôt transitoire mais les chocs étant persistants, il nous semble intéressant de regarder l'effet sur le PIB sur une période de

plusieurs mois. À ajouter à cela, la fonction de réponse devient significativement négative près de deux ans après l'impact en Allemagne et en France.

Finalement, nous simulons la réponse de la production manufacturière à la séquence de chocs CC comme suit. On définit une matrice triangulaire inférieure D avec i ses lignes et j ses colonnes, D^j la partie non nulle de la j -ème colonne, D_i la partie non nulle de la i -ème ligne.

Nous calculons nos séquences de chocs de la façon suivante pour tout couple (i, j) de 1 à T :

$$D^j = \beta_h \times CC_i$$

$$Réponse_{i+1} = \sum D_{i+1}$$

Les effets des contraintes d'approvisionnement sur la production manufacturière en France, en Allemagne et aux États-Unis sont indiqués dans le vecteur *Réponse*. Plus précisément, il se lit comme l'écart par rapport au compte central (avant le début de la pandémie mondiale, *i.e.* avant février 2020) du logarithme de la production manufacturière. Pour obtenir l'effet sur le niveau du PIB en pourcentage, toutes choses égales par ailleurs⁸, on calcule pour chaque élément i de *Réponse* avec $i = h$:

$$Effet\ PIB_h^{pays\ X} = \omega^{pays\ X} \cdot (e^{Réponse_i} - 1)$$

Avec $\omega^{pays\ X}$ la part du secteur manufacturier dans le PIB du pays X . Cette dernière est de 20 % en Allemagne, 11 % aux États-Unis et 10 % en France en moyenne sur la période 2017-2019.

2.4. Résultats et conclusion

On retrouve les résultats dans le tableau 1. Comme attendu, le pays le plus touché par les contraintes d'approvisionnement est l'Allemagne, vient ensuite la France puis les États-Unis. Cela tient uniquement à la part de l'industrie plus élevée en Allemagne qu'ailleurs, car les fonctions de réponses sont équivalentes. Si l'on compare les effets du choc entre pays, le ralentissement du PIB en 2020 lié aux contraintes d'approvisionnement était relativement plus homogène que les années suivantes. En effet, la différence d'impact entre l'Allemagne et la France était presque de l'ordre du double en 2020 tandis qu'il est proche d'être trois fois plus important les années suivantes.

8. Nous faisons implicitement l'hypothèse ici qu'il n'y a pas de diffusion *via* le secteur non manufacturier.

L'effet est ainsi bien plus fort en Allemagne et évidemment, cela est à mettre en lien avec l'importance de son secteur manufacturier. En 2021, bien que nous ne puissions pas mesurer la part du PIB perdu en lien avec l'industrie automobile, elle représente 4% de la valeur ajoutée totale allemande et sa production a été fortement contrainte en 2021 du fait de la pénurie de semi-conducteurs. Les contraintes d'approvisionnement en Allemagne en 2021 ont pesé à hauteur de 0,7 point sur la croissance du PIB (finalement à +2,7 % en 2021). L'effet reste sensiblement le même en 2022, à 0,6 point en moins sur la croissance du PIB.

En France et aux États-Unis, les contraintes d'approvisionnement ont eu un effet plus faible sur la croissance du PIB, celle-ci serait amputée à hauteur de 0,2 point en 2020 pour les deux pays et entre -0,3 point et 0 respectivement en 2021.

Enfin, le retour à la normale des contraintes d'approvisionnement en 2023 fait que l'effet sur la croissance du PIB est nul pour la France et positif pour l'Allemagne et les États-Unis.

Tableau 1. Impact d'un choc d'approvisionnement sur le niveau et la croissance du PIB

En % Pays	Niveau du PIB				Croissance du PIB		
	2020	2021	2022	2023	2021	2022	2023
France	-0,2	-0,4	-0,6	-0,6	-0,2	-0,3	0,0
Allemagne	-0,5	-1,2	-1,8	-1,6	-0,7	-0,6	0,2
États-Unis	-0,1	-0,3	-0,5	-0,3	-0,2	-0,1	0,2

Calculs de l'autrice.

Références

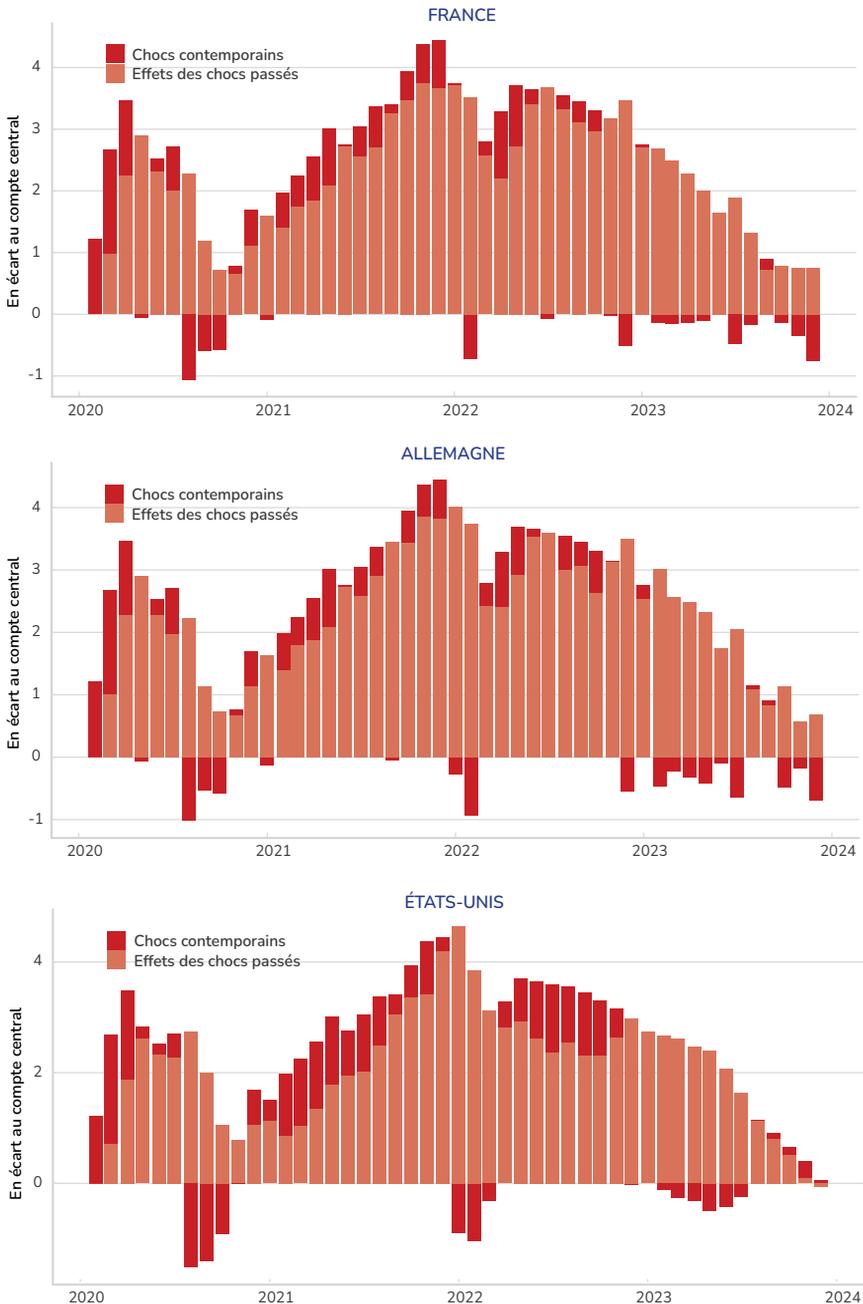
- Philipp Adämmer, 2019, « Ipirfs: An R Package to Estimate Impulse Response Functions by Local Projections », *The R Journal*, vol. 11, n° 2, pages 421-438.
- Scott R. Baker, Nicholas Bloom et Steven J. Davis, 2016, « Measuring Economic Policy Uncertainty », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 131, n° 4, novembre, pp. 1593-1636.
- Gianluca Benigno, Julian di Giovanni, Jan J. Groen et Adam Noble, 2022, « The GSCPI: A New Barometer of Global Supply Chain Pressures », *FRB of New York Staff Report*, n° 1017.
- Òscar Jordà, 2005, « Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections », *American Economic Review*, vol. 95, n° 1, pp. 161-182.

ANNEXE

Tableau A. Sources des données utilisées

Variable	Source	Codes des séries
GSCPI	BDGN (2022)	
Indices Boursiers	FRED	SPASTT01FRM661N, SPASTT01DEM661N, SPASTT01USM661N
Carnets de commandes	Insee, Destatis, Kansas City Fed	001585942, 42151-0001, 'Volume of new orders'
Taux interbancaire à 3 mois	FRED	IR3TIB01FRM156N, IR3TIB01DEM156N, IR3TIB01USM156N
Production manufacturière	Insee, Destatis, Fred	010537946, 42153-0001, IPMANSICS

Graphique A. Effets des chocs passés et contemporains sur l'indice des contraintes d'approvisionnement



La somme des barres rouge et orange donne la valeur de l'indicateur à la période t .
Calculs de l'auteurice.

