

Les effets de la volatilité des changes sur le commerce extérieur de la Suisse: estimations à partir d'un modèle à variables multiples

Andreas Fischer, Direction des études économiques,
Banque nationale suisse

Dans les discussions relatives aux systèmes de changes, il est fait régulièrement allusion à l'insécurité découlant des fluctuations des changes dont pâtissent les entreprises et les ménages. On prétend que ce risque de change entrave le commerce international et réduit les gains de bien-être résultant des échanges internationaux de marchandises.

Diverses études ont examiné empiriquement les effets de la volatilité des changes. Elles se rapportent à un grand nombre de pays et de périodes et utilisent une large palette de méthodes (voir Côté, 1994). A cet égard, il faut souligner l'écart entre des résultats empiriques ne permettant de tirer aucune conclusion claire et l'idée reçue selon laquelle la volatilité des changes influe négativement sur les exportations. Les ambitions du modèle se limitent à déterminer si la volatilité des cours de change, représentée par la variance des variations de change, influence le commerce extérieur.

Cette étude ne permet cependant pas de tirer de conclusions quant à la relation entre le niveau du cours de change et des exportations.

Du point de vue de leur méthode, ces études se distinguent notamment l'une de l'autre par leur manière de mesurer la volatilité des changes. Dans la plupart des cas, l'auteur recourt à une moyenne mobile de l'écart type des variations de change passées, qu'il utilise par la suite comme variable expliquant le volume des exportations. Une telle procédure en deux étapes aboutit cependant à des estimations inefficaces. Le présent exposé applique donc la méthode de Kroner et Lastrapes (1993) et traite la question dans le cadre d'un modèle empirique, qui permet d'estimer les rapports entre le commerce extérieur et la volatilité, ainsi qu'entre la volatilité prévue et les informations du passé. Dans ce cas, la variance qui influe sur le commerce extérieur suisse est donc égale à celle prévue par le modèle. Celui-ci est un modèle GARCH à variables multiples dans lequel la variance du change correspondant au modèle est insérée dans les équations destinées à déterminer le volume des exportations et les prix à l'exportation (GARCH dans la moyenne).

L'exposé se subdivise en cinq parties. Dans la première partie, nous résumerons brièvement la littérature théorique sur les rapports entre la volatilité des changes et le commerce extérieur (volume des exportations et prix à l'exportation). Le modèle empirique sera ensuite présenté. La troisième partie sera consacrée aux explications relatives aux données et aux divers tests de spécification. Dans la quatrième partie, nous présenterons les résultats empiriques du

modèle dont la spécification a été acceptée. La cinquième partie, quant à elle, rassemblera nos conclusions.

1 Contexte théorique

Il y a près de vingt ans, Hooper et Kohlhagen (1978) ont donné une impulsion décisive à la littérature théorique sur les rapports entre le risque de change et le commerce extérieur. Les deux auteurs ont modélisé des fonctions d'importation et d'exportation dans le cas d'un produit négocié sur le plan international et d'un monde dans lequel le seul risque est la volatilité des changes. Ils ont ainsi pu analyser les effets du risque de change sur le volume et les prix du commerce extérieur et, simultanément, traiter le comportement des importateurs et exportateurs exposés au risque de change. Ils aboutirent à la conclusion qu'une augmentation de la volatilité des changes réduit le volume du commerce extérieur si les sujets économiques éprouvent de l'aversion pour le risque, que celui-ci soit supporté par les importateurs ou par les exportateurs. De plus, l'augmentation de la volatilité des changes peut influencer le prix d'un bien échangé sur le plan international dans les deux directions, et cela en fonction de la personnalité de celui qui supporte le risque de change. Si c'est l'importateur qui supporte le risque, le cours descendra, car la demande d'importations diminuera. En revanche, le cours montera si l'exportateur supporte le risque, car l'offre d'exportations diminuera.

Ces dernières années, le modèle a été élargi à divers égards. Côté (1994) a résumé cette littérature. Il en résulte, premièrement, que l'hypothèse de l'aversion au risque ne suffit pas pour aboutir à la conclusion que la volatilité des changes réduit le volume du commerce extérieur; le résultat dépend bien davantage des propriétés de la fonction d'utilité des importateurs et des exportateurs (p. ex. la convexité). Deuxièmement, la possibilité de recourir à des contrats à terme influe sur l'effet de la volatilité des changes. Plus il est facile et peu coûteux de s'assurer, plus les effets de la volatilité des changes seront faibles. Cependant, une couverture ne garantit pas que la volatilité des changes n'exercera aucun effet sur le commerce extérieur (cf. Viaene et de Vries, 1992). Troisièmement, le risque de change n'est pas le seul risque que les agents économiques doivent prendre en considération. Tout comme dans le cas d'une diversification de portefeuille, on peut affirmer qu'une entreprise à

haut risque peut demeurer attrayante si elle diversifie le risque total de ses activités. Quatrièmement, les fluctuations de changes créent non seulement des risques, mais aussi des opportunités de profit. Si une entreprise peut adapter sa production avec souplesse, il convient de pondérer les recettes et le risque supplémentaires.

Ces compléments permettent de préciser notre compréhension des effets que la volatilité des changes exerce sur le volume du commerce extérieur. Toutefois, les mécanismes de ces effets deviennent alors moins précis et, comme lors des effets sur les prix, on se demande s'ils consistent en une augmentation ou en une diminution.

2 Le modèle empirique

Le modèle empirique à travers lequel nous allons examiner les effets que la volatilité des changes exerce sur le volume des exportations et sur les prix à l'exportation en Suisse part de l'hypothèse que le risque de change est le seul risque. Ce modèle correspond en grande partie à celui de Kroner et Lastrapes (1983) et comprend les équations suivantes:

$$(1) \Delta s_t = \alpha_0 + \varepsilon_{s,t}$$

$$(2) \Delta x_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta x_{t-j} + \beta_{m+1} \Delta s_t + \beta_{m+2} \Delta p_t^* + \beta_{m+3} \Delta c_t + \beta_{m+4} y_t^* + \beta_{m+5} h_t + \varepsilon_{x,t}$$

$$(3) \Delta q_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta q_{t-j} + \gamma_{n+1} \Delta s_t + \gamma_{n+2} \Delta p_t^* + \gamma_{n+3} \Delta c_t + \gamma_{n+4} y_t^* + \gamma_{n+5} h_t + \varepsilon_{q,t}$$

Dans ces équations, Δ désigne la première différence d'une variable et le terme d'erreur est défini comme étant *white noise*.

Dans l'équation (1), l'indice nominal des changes pondéré en fonction des exportations s_t est spécifié comme une marche au hasard. Cette hypothèse implique que s_t n'est pas prévisible en tenant compte de l'évolution passée des cours de change. Cela correspond aux résultats obtenus par Meese et Rogoff (1983), qui ont été confirmés par une série d'autres études.

Les équations (2) et (3) déterminent les exportations réelles x_t et les prix à l'exportation q_t libellés en monnaie étrangère. Ces deux variables sont fonction du cours de change s_t , du rapport p_t^* entre le niveau des prix en Suisse et à l'étranger, des coûts salariaux réels en Suisse par unité produite c_t et du

revenu national réel à l'étranger y_t^* . A cela s'ajoute, comme autre variable fondamentale explicative, la variance du cours de change h_t , qui dépend du temps et permet de représenter dans le modèle le degré d'incertitude des cours de changes.

Comme chez Kroner et Lastrapes, une structure GARCH est imposée à la matrice de covariance des résidus des équations (1) à (3). Nous définissons $\varepsilon_t = [\varepsilon_{s,t}, \varepsilon_{x,t}, \varepsilon_{q,t}]'$ de sorte que

$$(4) \varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}, \dots \sim N(0, H_t)$$

$$H_t = \begin{pmatrix} h_t & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{x,t}^2 & \sigma_{xq,t} \\ 0 & \sigma_{xq,t} & \sigma_{q,t}^2 \end{pmatrix}$$

$$\begin{aligned} h_t &= \delta_0 + \delta_1 \varepsilon_{s,t-1}^2 + \delta_2 h_{t-1} \\ \sigma_{x,t}^2 &= \mu_0 + \mu_1 \varepsilon_{x,t-1}^2 + \mu_2 \sigma_{x,t-1}^2 \\ \sigma_{q,t}^2 &= \eta_0 + \eta_1 \varepsilon_{q,t-1}^2 + \eta_2 \sigma_{q,t-1}^2 \\ \sigma_{xq,t} &= \lambda_0 + \lambda_1 \varepsilon_{x,t-1} \varepsilon_{q,t-1} + \lambda_2 \sigma_{xq,t-1} \end{aligned}$$

Le modèle GARCH suppose donc une dépendance stochastique entre les réalisations actuelles de ε_t et ses réalisations antérieures. Comme h_t , pour sa part, se retrouve dans les équations (2) et (3), le modèle implique que le comportement des exportateurs est déterminé par le processus qui génère la variance dans le modèle. Celui-ci implique aussi que les sujets présents sur le marché agissent rationnellement et connaissent les paramètres du processus.

3 Données et spécification

Le modèle de la présente étude a été estimé sur la base de données mensuelles, dont l'échantillon d'observations couvre la période qui s'étend de janvier 1973 à juin 1998. Le cours de change s_t est l'indice du cours du franc suisse, pondéré en fonction des exportations. Par conséquent, une hausse de l'indice correspond à une appréciation du franc. Les exportations réelles x_t correspondent aux exportations nominales déflatées par la valeur moyenne des prix à l'exportation. Exprimés en monnaie étrangère, les prix à l'exportation q_t correspondent à la valeur moyenne des prix à l'exportation multipliés par l'indice de change pondéré des exportations. En l'absence de données mensuelles sur les salaires, les charges salariales réelles par unité produite c_t seront estimées au moyen du taux du chômage suisse. Pour calculer le niveau relatif des prix p^* , nous recourrons à l'indice suisse des prix à la consommation et à

celui de la zone de l'OCDE. Le revenu national de l'étranger sera estimé au moyen des chiffres de la production industrielle dans la zone de l'OCDE. La production industrielle étrangère et le niveau des prix à l'étranger subissant des variations saisonnières, les données brutes ont été corrigées par soustraction de la valeur mensuelle moyenne. En effet, ce processus est plus simple qu'une estimation commune des variables saisonnières muettes et des autres paramètres du système à variables multiples.

Outre le total des exportations, nous examinerons en détail trois catégories d'exportations suisses. Il s'agit des produits semi-ouvrés, des biens d'équipement et des biens de consommation. De plus, nous nous occuperons aussi des pays destinataires, examinant non seulement les exportations dans l'ensemble des pays, mais aussi, isolément, vers l'Allemagne, la France et l'Italie, nos trois principaux partenaires commerciaux. Toutefois, on ne dispose que de variables nominales en ce qui concerne les prix à l'exportation des exportations suisses vers les divers pays pris individuellement. Le cas échéant nous procéderons donc aux estimations en recourant à un modèle réduit résultant des équations (1), (2) et (4).¹ Dans ce cas, les exportations x_t se réfèrent aux exportations nominales et non aux exportations réelles.

Dans une première étape, nous avons effectué différents tests pour déterminer la transformation adéquate des données et la spécification du modèle. Les tests de racines unitaires (unit root tests) pour c , p^* , q , s , x et y^* ont été conduits selon la méthode de Dickey et Fuller (1979), avec une constante, une variable de tendance et quatre lags. L'hypothèse d'une racine unitaire n'ayant pu être rejetée dans aucun des cas, il convient d'écrire toutes les variables du modèle en premières différences [comme dans les équations (1) à (3)]. Les tests de co-intégration ont été réalisés d'après la méthode d'Engle et Granger (1987) pour deux systèmes à cinq variables chacun ($\{c, p^*, s, x, y^*\}$ et $\{c, p^*, q, s, y^*\}$).² Toutefois, aucune relation de co-intégration des variables concernées ne ressort des résultats des tests. La valeur critique proposée par Engle et Yoo (1987) pour un système à cinq variables (-5,02) est inférieure aux valeurs résultant des résidus de Dickey-Fuller. Il a également fallu déterminer le nombre optimal de variables endogènes retardées. Deux variables supplémentaires explicatives (Δx_{t-1} , Δx_{t-2}) dans l'équation du volume des exportations et une variable supplémentaire dans l'équation des prix à l'exportation (Δq_{t-1}) permettent d'obtenir les meilleurs résultats à cet égard.

1 L'échantillon retenu pour les estimations s'étend pour les exportations dans les divers pays jusqu'à 1997: 12.

2 Dans les tests de co-intégration, on est en droit de se demander s'il faut ou pas inclure h_t dans l'équation statique. Si le système peut être assimilé à un modèle

I-GARCH, il convient d'inclure h_t dans le vecteur de co-intégration, car dans ce cas h_t n'est pas stationnaire. Cependant, les estimations rejettent la spécification I-GARCH et indiquent par conséquent qu' h_t est stationnaire ($\gamma_1 + \gamma_2 < 1$).

4 Résultats empiriques

Les tableaux 1, 2 et 3 résument les résultats empiriques des estimations des modèles. Comme seuls les effets de la volatilité des changes sur le volume des exportations et les prix à l'exportation sont essentiels, nous ne retenons que les coefficients estimés de h_t et leurs écarts type.³

Les résultats du tableau 1 se fondent sur le modèle issu des équations (1) à (4).⁴ Nous montrons les coefficients de h_t dans les équations (2) et (3) relatives chacune à deux périodes d'estimation. La période totale s'étend de février 1973 à juin 1998, alors que la deuxième période, période courte, va de janvier 1980 à juin 1998. Cette dernière est observée séparément car l'appréciation tendancielle du franc suisse y est nettement plus faible que durant la première partie de la période totale. Les résultats démontrent que la volatilité des changes n'a exercé d'effets statistiquement significatifs ni sur le volume des exportations ni sur les prix de ces dernières. Cette constatation s'applique non seulement au total des exportations, mais aux trois catégories d'exportations examinées séparément (produits semi-ouvrés, biens de consommation, biens d'équipement). Les paramètres estimés varient fortement et ne permettent pas d'identifier un schéma uniforme.

Il se peut que le grand nombre de variables comprises dans le modèle empêche de procéder à une estimation plus précise des coefficients. Dans une deuxième phase, nous avons donc réduit chaque fois le modèle d'une équation. Le modèle pour le volume des exportations se compose des équations (1), (2) et (4) dans ce cas, tandis que celui des prix à l'exportation est défini par les équations (1), (3) et (4). En ce qui concerne le nombre optimal de variables retardées, il s'est avéré qu'aucune variable endogène retardée ne devait être intégrée dans les équations (2) et (3). Ainsi, le nombre de coefficients estimé a pu être réduit de 28 à 13, respectivement 12.

Le tableau 2 résume les résultats de ces petits modèles. Il en résulte que les conclusions relatives aux effets exercés par la volatilité des changes sur le volume des exportations restent les mêmes: aucune valeur significative de h_t ne se dégage pour toutes les périodes et catégories d'exportations. En revanche, dans le modèle des prix à l'exportation, la volatilité des changes exerce un effet négatif sur le total des prix à l'exportation en courte période (de janvier 1980 à juin 1998). Dans les diverses catégories, des coefficients négatifs statistiquement significatifs se dégagent dans deux cas sur six. Dans l'ensemble

3 Dans d'autres estimations, nous avons testé des spécifications différentes des effets de la volatilité des changes sur les exportations et les prix à l'exportation (lags, par ex. h_{t-1} , et diverses fonctions, comme par ex. h_t^2). Comme cela n'a eu aucun effet sur les résultats obtenus nous ne les avons pas mentionnés dans les tableaux récapitulatifs.

4 Dans la détermination du nombre de variables endogènes retardées, les meilleurs résultats ont été obtenus avec deux lags dans l'équation du volume des exportations et d'un lag dans celle des prix à l'exportation.

néanmoins, il n'apparaît pas non plus de schéma clair dans le modèle des prix à l'exportation, de sorte que la preuve statistique demeure faible.

Nous avons également analysé dans un modèle réduit les effets que la volatilité des changes exerce sur les exportations suisses vers divers pays (Allemagne, France et Italie). Comme on ne dispose que des données nominales sur les exportations d'un pays à l'autre, le modèle se compose des équations (1), (2) et (4) (les exportations x_t sont non pas des valeurs réelles, mais des valeurs nominales). Nous employons comme cours de change les cours bilatéraux (DEM/CHF, FRF/CHF et ITL/CHF) et non l'indice des changes pondéré en fonction des exportations. Le tableau 3 résume les résultats pour le total des exportations. Il en ressort que dans les six cas le coefficient de la volatilité des changes n'est pas statistiquement significatif.

Les résultats des tableaux 1 à 3 ne peuvent pas être comparés tels quels à ceux d'autres études, car ils diffèrent sur le plan des pays, des périodes et des méthodes employées. Côté (1994) a résumé la littérature empirique et abouti à la conclusion générale que les effets de la volatilité des changes sur le volume des exportations et les prix à l'exportation ne sont pas évidents. Si diverses études concluent à un effet de la volatilité des changes sur le volume des exportations (Arize, 1997; Chowdhury, 1993; de Grauwe et Verfaillie, 1988; Koray et Lastrapes, 1989; Bini-Smaghi, 1991; Savvides, 1992), d'autres ne décèlent aucun effet et certaines observent même un effet positif de la volatilité des changes sur le volume des exportations (Asseery et Peel, 1991; Kroner et Lastrapes, 1993). De plus, même lorsque les coefficients ont une valeur statistique, ils restent faibles en règle générale.

Résultats des estimations de h_t dans le modèle global

Tableau 1

Modèle:	$\Delta x, \Delta q, \Delta s, H$			
Equation:	Δx	Δx	Δq	Δq
Période d'estimation:	1973:2-1998:6	1980:1-1998:6	1973:2-1998:6	1980:1-1998:6
Total des exportations	1.3219 (5.3536)	6.3135 (12.5888)	3.3541 (11.0551)	27.7231 (31.3775)
Matières premières et produits semi-finis	1.7747 (3.6187)	-9.8325 (14.1333)	-1.1505 (7.7625)	38.3606 (32.7506)
Biens de consommation	-1.5149 (5.8001)	1.9798 (17.9268)	4.7002 (20.4431)	0.1370 (0.2056)
Biens d'investissement	-4.6664 (3.7866)	0.1373 (8.2146)	3.2513 (11.8707)	12.2385 (106.9895)

Ecarts types entre parenthèses

Résultats des estimations de h_t dans les modèles réduits

Tableau 2

Modèle:	$\Delta x, \Delta s, H$		$\Delta x, \Delta s, H$	
Equation:	Δx	Δx	Δq	Δq
Période d'estimation:	1973:2-1998:6	1980:1-1998:6	1973:2-1998:6	1980:1-1998:6
Total des exportations	0.0811 (18.1806)	-5.6099 (15.6101)	-0.7172 (0.6648)	-7.8153* (1.9427)
Matières premières et produits semi-finis	1.9366 (4.2451)	-28.3633 (3.7454)	1.2022 (0.7666)	-7.0583 (2.9943)
Biens de consommation	-0.0782 (0.0898)	3.6371 (10.9771)	-1.4979 (2.1593)	2.8139 (3.1301)
Biens d'investissement	-6.2412 (5.0943)	1.3471 (18.0502)	-3.8075* (1.8299)	-0.0652 (0.5609)

Ecarts types entre parenthèses

Résultats des estimations de h_t dans les modèles par pays destinataires

Tableau 3

Modèle:	$\Delta s, \Delta x_{nom}, H$	
Equation:	Δx_{nom}	Δx_{nom}
Période d'estimation:	1973:2-1997:12	1980:1-1997:12
Total des exportations vers:		
Allemagne	5.8462 (78.2068)	-7.3318 (33.3528)
France	0.2163 (2.7279)	-0.2377 (3.2262)
Italie	-6.2211 (42.5283)	10.6001 (18.5591)

Ecarts types entre parenthèses

5 Conclusions

Cet exposé fut consacré à la relation entre la volatilité des changes et le commerce extérieur. L'analyse a été effectuée dans le cadre d'un modèle à multiples variables GARCH-dans-la-moyenne en forme réduite. L'attrait de ce modèle est que la volatilité des changes provient du modèle lui-même et n'est pas définie comme un processus exogène.

Les estimations empiriques effectuées avec des données suisses pour le total des exportations et diverses catégories d'exportations indiquent que la volatilité des changes n'exerce pas d'effets quantifiables sur le volume des exportations et les prix à l'exportation. Ces résultats sont en conformité avec ceux de différentes recherches menées dans d'autres pays.

En les interprétant, il faut garder deux points en mémoire. Premièrement, la volatilité des changes a été mesurée dans le présent exposé à l'aide de données mensuelles. Les résultats empiriques ne donnent donc aucune indication sur les conséquences d'évolutions erratiques des changes qui s'étendent à plusieurs trimestres, voire à des années. Deuxièmement, l'analyse se fonde sur un modèle d'équilibre partiel et ne permet pas, par conséquent, de conclusions sur le bien-être économique. On ne peut donc pas déduire des résultats empiriques que la volatilité des changes n'a pas de conséquences économiques ni que les agents économiques y sont indifférents. Toutefois, les résultats démontrent – et telle est la conclusion principale de cette étude – que la volatilité des changes n'exerce pas d'effets clairement identifiés sur les exportations.

Bibliographie

Asseery, A. et D. Peel. 1991. The Effects of Exchange Rate Volatility on Exports – Some New Estimates. *Economics Letters* 37, 173–77.

Arize, A.C. 1997. Foreign Trade Volatility and the Volume of Foreign Trade. *Southern Economic Journal* 64, 235–54.

Bini-Smaghi, L. 1991. Exchange Rate Variability and Trade: Why Is it so Difficult to find any empirical relationship? *Applied Economics* 23, 927–35.

Chowdruy, A. R. 1993. Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error-Correction Models. *Review of Economics and Statistics* 75, 700–6

Côté, A. 1994. Exchange Rate Volatility and Trade. Bank of Canada, Working Paper 94–5.

de Grauwe, P. et G. Verfaillie. 1988. Exchange Rate Variability, Misalignment, and the European Monetary System. In R. Marston (éditeur): *Misalignment of Exchange Rates: Effects on Trade and Industry*, 77–100. Chicago: University of Chicago Press.

Dickey, D. et W. Fuller. 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of American Statistical Association* 74, 427–31.

Engle, R. et C. Granger. 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* 55, 251–76.

Engle, R. et B.S. Yoo. 1987. Forecasting and Testing in Cointegrated Systems. *Journal of Econometrics* 35, 143–59.

Hooper, P. et S. Kohlhagen. 1978. The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade. *Journal of International Economics* 8, 483–511.

Koray, F. et W.D. Lastrapes. 1989. Real Exchange Rate Volatility and U.S. Bilateral Trade: A VAR Approach. *Review of Economics and Statistics* 71, 708–12.

Kroner, K.F. et W. Lastrapes. 1993. The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade: Reduced Form Estimates Using the GARCH-in-mean Model. *Journal of International Money and Finance* 12, 298–318.

Meese, R. et K. Rogoff. 1983. Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Are Any Fit to Survive? *Journal of International Economics* 14, 2–24.

Savvides, A. 1992. Unanticipated Exchange Rate Variability and the Growth of International Trade. *Weltwirtschaftliches Archiv* 128, 446–63.