

SCHWEIZERISCHE NATIONALBANK  
BANQUE NATIONALE SUISSE  
BANCA NAZIONALE SVIZZERA  
BANCA NAZIUNALA SVIZRA 

# Bulletin trimestriel



# Banque nationale suisse

## Bulletin trimestriel

Mars

1/2002

20<sup>e</sup> année



## Table des matières

4	Sommaire
5	Übersicht
6	Sommario
7	Overview
8	<b>Appréciation de la situation économique et monétaire</b>
10	<b>Situation économique et monétaire en Suisse</b>
11	1 Environnement international
11	1.1 Conjoncture
13	1.2 Evolution monétaire
14	1.3 Perspectives conjoncturelles
15	2 Evolution monétaire
15	2.1 Taux d'intérêt
18	2.2 Cours de change
19	2.3 Agrégats monétaires
21	2.4 Crédits et marché des capitaux
23	3 Demande globale et production
23	3.1 Produit intérieur brut et production industrielle
25	3.2 Commerce extérieur et balance des transactions courantes
27	3.3 Investissements
29	3.4 Consommation
30	3.5 Taux d'utilisation des capacités de production
30	3.6 Perspectives conjoncturelles
31	4 Marché du travail
31	4.1 Emploi
32	4.2 Chômage
33	5 Prix
33	5.1 Prix à la consommation
34	5.2 Inflation sous-jacente
35	5.3 Prix de l'offre totale
36	6 Perspectives de renchérissement
36	6.1 Evolution des prix sur le plan international
36	6.2 Evolution des prix en Suisse
37	6.3 Prévision d'inflation pour les années 2002 à 2004
38	7 Appréciation portée par les comptoirs de la BNS sur la situation conjoncturelle
38	7.1 Production
39	7.2 Demande
39	7.3 Marché du travail
39	7.4 Prix, marges et conditions de financement
40	<b>Prévisions d'inflation par des modèles vectoriels autorégressifs</b> Thomas J. Jordan, Peter Kugler, Carlos Lenz et Marcel R. Savioz
68	<b>Chronique monétaire</b>

## **Appréciation de la situation économique et monétaire (p. 8)**

La Banque nationale suisse a décidé, le 21 mars 2002, de ne pas modifier sa politique monétaire et de maintenir à 1,25%–2,25% la marge de fluctuation du Libor à trois mois. Elle a estimé que le risque d'un nouvel affaiblissement de la conjoncture et, partant, le danger d'une tendance déflationniste dans l'évolution des prix avaient diminué depuis décembre 2001. La dernière adaptation de la marge de fluctuation du Libor à trois mois remonte au mois de décembre 2001. La Banque nationale l'avait alors abaissée d'un demi-point.

## **Situation économique et monétaire en Suisse (p. 10)**

La conjoncture n'a pas évolué de manière homogène dans les trois grands espaces économiques que sont les Etats-Unis, l'Europe et le Japon. Au quatrième trimestre de 2001, la situation économique s'est stabilisée étonnamment vite aux Etats-Unis, alors que le produit intérieur brut réel de la zone euro a diminué légèrement. Au Japon, les tendances à la récession se sont accentuées.

Au cours des premiers mois de 2002, la reprise a continué aux Etats-Unis, sur une assise plus large, et les signes d'une amélioration de la conjoncture se sont multipliés en Europe; par contre, aucun retournement de tendance n'a été perceptible au Japon.

L'économie suisse a stagné dans la seconde moitié de 2001. Le produit intérieur brut réel est resté inchangé du troisième au quatrième trimestre, après avoir légèrement diminué du deuxième au troisième trimestre, son premier repli en quatre ans. Comme précédemment, la consommation privée a été le principal soutien de la conjoncture. Le fort recul des investissements en biens d'équipement, la nette diminution des stocks et, dans une mesure moins marquée, la contraction des exportations ont constitué autant d'éléments négatifs. L'industrie est le secteur qui, une fois encore, a le plus ressenti les effets de la stagnation de la conjoncture. Une stabilisation s'est cependant dessinée au début de 2002. Les entreprises ont estimé que leurs stocks étaient de nouveau appropriés. De plus, leurs jugements sur les perspectives étaient nettement plus optimistes que ceux qu'elles portaient les mois précédents.

Le ralentissement de la conjoncture a eu des répercussions sur le marché du travail également. L'emploi a diminué légèrement au quatrième trimes-

tre, et le taux de chômage a augmenté de 0,5 point entre septembre et février pour s'établir à 2,3%. Mesuré à l'indice suisse des prix à la consommation, le renchérissement annuel s'inscrivait à 0,7% en février, contre 0,3% en novembre. Des effets modérateurs ont découlé, comme précédemment, des prix des produits pétroliers, alors que le renchérissement a augmenté légèrement du côté des biens et services d'origine suisse.

L'assouplissement de la politique monétaire dans la seconde moitié de 2001 s'est traduit par une nette diminution des taux d'intérêt à court terme. En moyenne, le Libor à trois mois s'établissait à 1,68% en février 2002, alors qu'il était encore à 2,19% en octobre. Contrairement aux taux à court terme, les taux à long terme ont augmenté. Ainsi, le rendement des emprunts à dix ans de la Confédération atteignait 3,6%, contre 3% en octobre.

## **Prévisions d'inflation par des modèles vectoriels autorégressifs (p. 40)**

Dans la stratégie de politique monétaire de la Banque nationale suisse, les prévisions d'inflation jouent un rôle clé puisque les décisions de politique monétaire et la présentation de ces décisions au public reposent avant tout sur elles. L'institut d'émission recourt à plusieurs modèles pour établir ses prévisions d'inflation. L'article présente les modèles vectoriels autorégressifs (modèles VAR) qui sont utilisés par la Banque nationale. Il décrit l'estimation des coefficients et les propriétés des modèles VAR, qu'ils soient structurels ou non structurels. En outre, les possibilités d'utilisation des modèles VAR pour l'établissement de prévisions d'inflation et des simulations de politique monétaire y sont commentées.

# Übersicht

## **Geldpolitische Lagebeurteilung (S. 8)**

Die Schweizerische Nationalbank beschloss am 21. März 2002, ihre gegenwärtige Geldpolitik weiterzuführen. Sie beliess das Zielband für den Dreimonate-Libor bei 1,25%–2,25%. Die Nationalbank schätzte das Risiko einer weiteren Abschwächung der Konjunktur und die damit verbundene Gefahr einer deflationären Preisentwicklung geringer ein als drei Monate zuvor. Die Nationalbank hatte das Zielband für den Dreimonate-Libor letztmals im Dezember 2001 um einen halben Prozentpunkt gesenkt.

## **Wirtschafts- und Währungslage (S. 10)**

Die Konjunktur entwickelte sich in den drei grossen Wirtschaftsräumen USA, Europa und Japan uneinheitlich. Während sich die Wirtschaftslage in den USA im vierten Quartal unerwartet rasch stabilisierte, bildete sich das reale Bruttoinlandprodukt im Euro-Gebiet leicht zurück. In Japan verstärkten sich die rezessiven Tendenzen.

In den ersten Monaten 2002 setzte sich die Erholung in den USA auf verbreiteter Basis fort und auch in Europa mehrten sich die Zeichen einer konjunkturellen Besserung; noch keine Trendwende zeichnete sich in Japan ab.

Die schweizerische Wirtschaft stagnierte in der zweiten Hälfte 2001. Das reale Bruttoinlandprodukt verharrte im vierten Quartal auf dem Niveau der Vorperiode, nachdem es im dritten Quartal erstmals seit vier Jahren leicht abgenommen hatte. Der private Konsum blieb die wichtigste Konjunkturstütze. Negativ ins Gewicht fielen der massive Rückgang der Ausrüstungsinvestitionen, der deutliche Lagerabbau sowie – weniger ausgeprägt – die sinkenden Exporte. Von der Konjunkturflaute besonders betroffen blieb der Industriesektor. Zu Beginn des neuen Jahres zeichnete sich indessen eine Stabilisierung ab. Die Unternehmen beurteilten die Lagerbestände wieder als angemessen und schätzten die Aussichten deutlich optimistischer ein als in den Vormonaten.

Die konjunkturelle Verlangsamung hinterliess auch auf dem Arbeitsmarkt Spuren. Die Beschäftigung nahm im vierten Quartal leicht ab und die Arbeitslosenquote erhöhte sich von September bis Februar um 0,5 Prozentpunkte auf 2,3%. Die am Landesindex der Konsumentenpreise gemessene Jahreststeuerung stieg von November bis Februar um 0,4 Prozentpunkte auf 0,7%. Während von den Erdölpreisen weiterhin ein teuerungsdämpfender Effekt ausging, zog die Teuerung bei den inländischen Gütern leicht an.

Die Lockerung der Geldpolitik im zweiten Halbjahr 2001 spiegelte sich in einem deutlichen Rückgang der kurzfristigen Zinssätze. Im Februar 2002 lag der Dreimonate-Libor bei durchschnittlich 1,68%, gegenüber 2,19% im Oktober. Im Unterschied dazu zogen die langfristigen Zinssätze, gemessen an der Rendite zehnjähriger eidgenössischer Anleihen, um 0,6 Prozentpunkte auf 3,6% an.

## **Inflationsprognosen mit vektorautoregressiven Modellen (S. 40)**

Inflationsprognosen nehmen im geldpolitischen Konzept der Schweizerischen Nationalbank eine Schlüsselrolle ein, indem sie die hauptsächliche Grundlage für die geldpolitischen Entscheidungen bilden und eine wichtige Rolle in der Kommunikation übernehmen. Die Nationalbank verwendet für die Erstellung ihrer Inflationsprognosen verschiedene Modelle. Dieser Aufsatz stellt die von der Nationalbank eingesetzten vektorautoregressiven Modelle (VAR-Modelle) vor. Dabei wird auf die Schätzung und die Eigenschaften sowohl von nicht-strukturellen als auch von strukturellen VAR-Modellen eingegangen. Der Aufsatz diskutiert ausserdem die Verwendungsmöglichkeiten der verschiedenen VAR-Modelle für die Herleitung der Inflationsprognosen und die Durchführung geldpolitischer Simulationen.

## Sommario

### **Valutazione della situazione monetaria (p. 8)**

Il 21 marzo 2002, la Banca nazionale ha deciso di mantenere il corso della propria politica monetaria, lasciando invariato il margine di oscillazione del Libor a tre mesi all'1,25%–2,25%. La Banca nazionale ritiene che il rischio di un ulteriore indebolimento congiunturale e il pericolo di una tendenza deflazionistica dei prezzi siano diminuiti rispetto a tre mesi fa. L'ultimo intervento di politica monetaria, riduzione di mezzo punto percentuale del margine di oscillazione del Libor a tre mesi, risale a dicembre 2001.

### **Situazione economica e monetaria (p. 10)**

L'evoluzione congiunturale nelle tre grandi aree economiche (USA, Europa e Giappone) è stata eterogenea. Negli Stati Uniti, la situazione economica si è stabilizzata più rapidamente del previsto, nel quarto trimestre del 2001. Il prodotto interno lordo reale nell'area dell'euro ha invece subito una leggera contrazione. In Giappone, le tendenze recessive si sono fatte più pronunciate.

Nei primi mesi del 2002, la ripresa è proseguita su ampia base negli Stati Uniti e in Europa si sono moltiplicati i segni di un miglioramento della situazione congiunturale. In Giappone non si intravede invece per ora alcuna svolta.

Durante la seconda metà del 2001, l'economia svizzera è risultata stagnante. Per la prima volta da quattro anni, il prodotto interno lordo reale è leggermente diminuito nel corso del terzo, mentre si è mantenuto complessivamente allo stesso livello nel quarto trimestre. La congiuntura ha continuato a trarre sostegno in primo luogo dai consumi privati. La forte riduzione degli investimenti in macchinari e impianti, lo smantellamento delle scorte e – in minor misura – il calo delle esportazioni hanno invece avuto ripercussioni negative. Il settore industriale ha particolarmente sofferto gli effetti della flessione congiunturale. All'inizio del 2002, si sono delineati i segni di una stabilizzazione. Le imprese giudicano ora appropriate le proprie scorte e si mostrano nettamente più ottimiste che nei mesi precedenti. Il rallentamento congiunturale ha avuto ripercussioni sul mercato del lavoro. L'occupazione si è leggermente ridotta nel corso del quarto trimestre e da settembre a febbraio, il tasso di disoccupazione è cresciuto di 0,5 punti percentuali, portandosi al 2,3%. In febbraio, il rincaro annuale, misurato dall'indice nazionale dei prezzi al consumo, è stato dello 0,7%, con

un aumento di 0,4 punti percentuali rispetto a novembre. Se l'effetto frenante dei prezzi petroliferi sul rincaro si è protratto, l'aumento dei prezzi dei beni indigeni si è invece leggermente intensificato.

L'allentamento della politica monetaria nel secondo semestre del 2001 ha causato un netto calo dei tassi d'interesse a breve. Tra ottobre e febbraio, il Libor a tre mesi è sceso dal 2,19% all'1,68%. Il rendimento dei prestiti svizzeri con una durata residua di dieci anni, misura dei tassi d'interesse a lungo termine, è invece aumentato di 0,6 punti percentuali al 3,6%.

### **Previsioni d'inflazione allestite con modelli autoregressivi vettoriali (p. 40)**

Le previsioni d'inflazione rivestono un ruolo chiave nella strategia della BNS, dato che costituiscono la base delle decisioni di politica monetaria e svolgono una funzione di grande rilievo nella comunicazione. La Banca nazionale utilizza diversi modelli per allestire le sue previsioni d'inflazione. Quest'articolo presenta e valuta le caratteristiche e le stime dei modelli autoregressivi vettoriali (modelli VAR) strutturali e non strutturali utilizzati. Il contributo considera inoltre le possibili applicazioni dei diversi modelli VAR per la formulazione delle previsioni d'inflazione e per la simulazione della politica monetaria.



## Overview

### **Monetary policy assessment (p. 8)**

On 21 March 2002, the Swiss National Bank decided to adhere to its current monetary policy. It left the target range for the three-month Libor rate at 1.25%-2.25%. The National Bank considered the risk of a further weakening of economic activity and the associated danger of a deflationary price development to be smaller than three months ago. The National Bank had last lowered the target range for the three-month Libor rate in December 2001 by half a percentage point.

### **Economic and monetary developments (p. 10)**

Business activity in the world's three large economies – the United States, Europe and Japan – showed uneven development. Whereas the economic situation in the United States stabilised sooner than expected in the fourth quarter, real gross domestic product in the euro area contracted slightly. In Japan, the recessionary trends intensified.

In the first few months of 2002, the US economy continued its broad-based recovery, and signs of a rebound multiplied in Europe as well. In Japan, however, there is still no indication of a turnaround.

The Swiss economy stagnated in the second half of 2001. Real gross domestic product remained at the same level as in the previous period after having contracted slightly in the third quarter for the first time in four years. Private consumption continued to be the main pillar of the economy. The massive decline in equipment investment, the substantial reduction in inventories and, to a lesser degree, falling exports had a negative impact. The industrial sector, in particular, was still hard hit by the cyclical downturn. At the beginning of 2002, however, there were emerging signs of a stabilisation. Companies considered the inventories to be adequate again and were considerably more optimistic in their outlook than in the previous months. The economic slowdown also affected the labour market. Employment fell slightly in the fourth quarter, and the jobless rate increased by 0.5 percentage points to 2.3% from September to February. The annual inflation rate as measured by the national consumer price index climbed by 0.4 percentage points to 0.7% from November to February. While oil prices continued to have a dampening effect on inflation, the prices of domestic goods rose slightly.

The easing of monetary policy in the second half of 2001 was reflected in a marked decline in short-term interest rates. In February, the three-month Libor rate stood at 1.68%, compared with 2.19% in October. Long-term interest rates, measured by the yield on ten-year Confederation bonds, however, rose by 0.6 percentage points to 3.6%.

### **Inflation forecasting with vector autoregressive models (p. 40)**

Inflation forecasts play a key role in the concept of the Swiss National Bank. They form the main basis for monetary policy decisions and are a crucial instrument for communication. The National Bank employs various models for producing its inflation forecasts. The article introduces the vector autoregressive models (VAR models) used by the National Bank. The estimation and the properties of non-structural and structural VAR models are examined. Moreover, the article explores possible ways in which the different VAR models can be used to generate inflation forecasts and to conduct monetary policy simulations.

# Appréciation de la situation économique et monétaire

## Politique monétaire inchangée – La marge de fluctuation du Libor à trois mois reste à 1,25%–2,25%

La Banque nationale a décidé de poursuivre sa politique monétaire actuelle. Ainsi, elle laisse la marge de fluctuation du Libor à trois mois inchangée à 1,25%–2,25% et entend maintenir, jusqu'à nouvel avis, le Libor à trois mois dans la zone médiane de la marge de fluctuation. En 2001, la Banque nationale avait fortement assoupli sa politique monétaire en abaissant de 1,75 point au total la marge de fluctuation du Libor à trois mois. La dernière baisse, qui avait été d'un demi-point, remonte au 7 décembre 2001. En assouplissant sensiblement sa politique monétaire, la Banque nationale avait tenu compte de la diminution des pressions à la hausse sur les prix et du danger d'une revalorisation excessive du franc sur les marchés des changes. Entre-temps, le risque de voir la conjoncture continuer à faiblir et, partant, le danger d'une tendance déflationniste dans l'évolution des prix se sont réduits en Suisse. Sur le plan de l'économie mondiale, les premiers signes d'une amélioration sont perceptibles. La Banque nationale n'a par conséquent aucune raison de modifier sa politique monétaire.

Au cours des trois premiers trimestres de 2001, l'économie suisse a nettement perdu de son dynamisme. La croissance, d'un trimestre à l'autre, du produit intérieur brut réel a fléchi, passant en taux annualisés de 1,6% au premier trimestre de 2001 à -0,3% au troisième trimestre. Le recul a pris fin au quatrième trimestre de 2001. La consommation a continué à progresser, mais à un rythme un peu moins vigoureux. Elle reste un soutien de la conjoncture. Au quatrième trimestre, les investissements en biens d'équipement ont encore diminué fortement, alors qu'une légère amélioration a été enregistrée du côté de la construction. D'un trimestre à l'autre, les exportations ont quelque peu augmenté au quatrième trimestre, après avoir sensiblement fléchi les deux trimestres précédents.

Mesuré à l'indice suisse des prix à la consommation (IPC), le renchérissement s'est replié, passant de 1,5% au deuxième trimestre à 0,4% au quatrième trimestre de 2001. Il s'établissait à 0,5% en janvier et à 0,7% en février. Le faible renchérissement s'explique principalement par la baisse des prix des biens importés, en particulier des produits pétroliers. En outre, des effets saisonniers et spéciaux – les soldes dans l'habillement – ont contribué à modérer le renchérissement. Dans la phase actuelle, l'IPC sous-estime légèrement les tensions inflationnistes. En février, la hausse des prix des marchandises et ser-

vices suisses atteignait 1,8%, soit un rythme nettement supérieur au renchérissement tel qu'il ressort de l'IPC.

Dans son appréciation de la situation économique mondiale, la Banque nationale part de plusieurs hypothèses. Ainsi, la conjoncture aux Etats-Unis devrait retrouver une nette vigueur, au plus tard dès le milieu de l'année 2002, puis se rapprocher peu à peu de son potentiel de croissance. En Europe, l'évolution économique restera sans doute, pendant un certain temps encore, plus frileuse qu'aux Etats-Unis. Elle devrait cependant gagner de nouveau en dynamisme dans la seconde moitié de l'année. Dans le sillage de la reprise de la conjoncture, le prix du pétrole devrait peu à peu se remettre à augmenter légèrement. Enfin, la relation de change entre l'euro et le dollar devrait se maintenir approximativement à son niveau actuel. Compte tenu de ces hypothèses, les perspectives de renchérissement se sont peu modifiées par rapport à la prévision de décembre 2001. La Banque nationale estime que, ces prochains trimestres, le renchérissement pourrait être légèrement inférieur à ce qui avait été prévu en décembre. Il pourrait en particulier se rapprocher de zéro au cours du deuxième trimestre de 2002. Un tel repli s'expliquerait toutefois exclusivement par un effet de base et ne correspondrait nullement à une tendance déflationniste. A partir du milieu de 2003, le renchérissement sera sans doute de nouveau conforme à la prévision publiée en décembre. L'activité économique devrait s'accélérer au second semestre grâce à une reprise des exportations. Sur l'ensemble de l'année 2002, la croissance devrait s'établir à environ 1% en termes réels. Le chômage augmentera sans doute encore légèrement, puis diminuera de nouveau avec la reprise économique.

La Banque nationale considère que le Libor à trois mois et les conditions monétaires sont actuellement à des niveaux appropriés, qui permettent une évolution durable et non inflationniste de l'économie. Eu égard à la conjoncture mondiale en voie de redressement, une nouvelle baisse du Libor à trois mois accroîtrait les risques pesant sur la stabilité des prix dans le proche avenir. Un relèvement du Libor à trois mois serait lui aussi actuellement inopportun, étant donné les perspectives favorables en matière d'inflation et l'incertitude quant au moment du redémarrage de l'économie européenne. La situation de l'économie mondiale peut cependant se modifier très vite. La Banque nationale adapterait rapidement sa politique monétaire en cas d'évolution inattendue de l'activité économique sur le plan mondial et, en particulier, européen ou de turbulences sur les marchés des changes.

# Situation économique et monétaire en Suisse

Rapport destiné à la Direction générale, pour l'examen trimestriel de la situation, et au Conseil de banque

Le rapport a été approuvé le 21 mars 2002. Autant que possible, il tient compte également des informations publiées après cette date. Les comparaisons d'un trimestre à l'autre reposent sur des données corrigées des variations saisonnières.

# 1 Environnement international

## 1.1 Conjoncture

Après avoir marqué un sensible affaiblissement au troisième trimestre, la conjoncture a évolué de manière inégale dans les trois grands espaces économiques, à savoir aux Etats-Unis, en Europe et au Japon. Au quatrième trimestre, la situation économique s'est améliorée étonnamment vite aux Etats-Unis, alors que la détérioration a continué en Europe et que la récession s'est renforcée au Japon. Les perspectives conjoncturelles sont restées mitigées pendant les premiers mois de 2002: les signes de reprise se sont multipliés aux Etats-Unis et en Europe, mais l'incertitude était plus grande pour l'Europe que pour les Etats-Unis. Au Japon, la conjoncture ne devrait pas se redresser pour le moment.

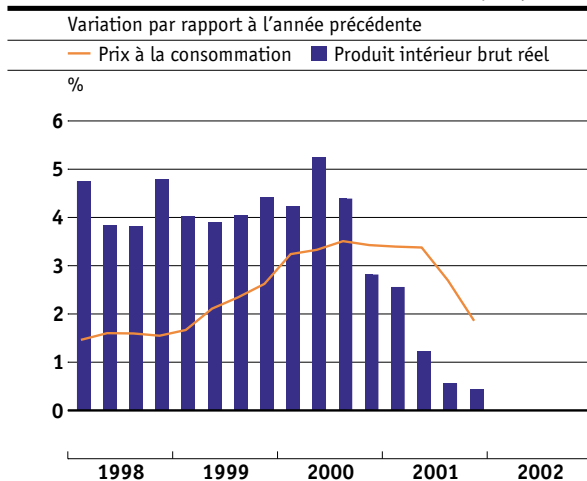
En réduisant considérablement leurs taux directeurs au second semestre de 2001, les banques centrales américaine et européennes ont contribué à l'amélioration de la conjoncture. La décreue du renchérissement et les faibles anticipations inflationnistes ont facilité cet assouplissement. Au premier trimestre de 2002, les banques centrales ont maintenu leur politique inchangée. Aucun signe de recrudescence du renchérissement n'était perceptible.

### Reprise conjoncturelle aux Etats-Unis

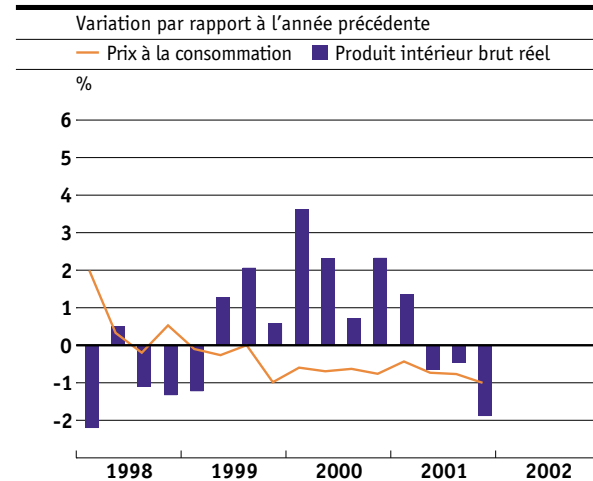
Aux Etats-Unis, le produit intérieur brut réel s'est accru de 1,4%, en taux annualisé, du troisième au quatrième trimestre, après avoir reculé de 1,3%; il dépassait ainsi de 0,4% son niveau du quatrième trimestre de 2000. La consommation – tant privée que publique – a progressé beaucoup plus qu'au trimestre précédent et a constitué le principal soutien de la conjoncture. Son accélération a découlé des baisses de prix appliquées par l'industrie automobile et de la forte expansion des dépenses publiques dans le domaine de la sécurité. Par contre, les investissements des entreprises et les exportations ont encore diminué. Après avoir vigoureusement progressé jusque-là, la construction de logements a elle aussi nettement fléchi.

Au premier trimestre de 2002, la reprise de la conjoncture semble s'être poursuivie sur une large assise. La situation s'est améliorée en particulier dans l'industrie, qui avait pu réduire fortement ses stocks au quatrième trimestre; depuis plusieurs mois, la plupart des indicateurs avancés concernant l'industrie sont de nouveau orientés à la hausse. La production industrielle, qui avait diminué de 4,3% au total en 2001, a cessé de reculer au premier trimestre. L'emploi s'est lui aussi stabilisé, après avoir fléchi pendant les trois trimestres précédents; le taux de chômage s'est ainsi maintenu à 5,5%.

Etats-Unis Graphique 1.1



Japon Graphique 1.2



Source pour graphiques 1.1 et 1.2:  
Banque des Règlements Internationaux (BRI)

### Nouvel affaiblissement en Europe

En taux annualisés, le produit intérieur brut réel de la zone euro a régressé de 0,7% au quatrième trimestre, alors qu'il avait encore progressé de 0,8% le trimestre précédent. Il était ainsi supérieur de 0,6% à son niveau des trois derniers mois de 2000. Le repli observé d'un trimestre à l'autre s'explique par la baisse accélérée des investissements et des exportations. En outre, les stocks ont encore diminué. En revanche, la consommation privée a continué à croître, mais à un faible rythme, et la consommation publique a quelque peu augmenté.

L'affaiblissement de la conjoncture a été particulièrement prononcé en Allemagne. Au quatrième trimestre, le produit intérieur brut réel de l'Allemagne a marqué un nouveau recul à la suite surtout d'un fléchissement de la demande étrangère. En France également, le produit intérieur brut a marqué une contraction, alors qu'il était encore en expansion au troisième trimestre. Une stagnation a été observée en Italie. Quant à l'économie britannique, elle a continué à croître, mais moins vigoureusement qu'auparavant.

Au début de 2002, les signes de reprise se sont multipliés en Europe également. Une amélioration du climat a été observée chez les producteurs, et l'indice de confiance des consommateurs s'est stabilisé. Ces constatations s'appliquent surtout à la France, à l'Italie et à plusieurs économies moins importantes. En Allemagne par contre, la conjoncture n'a probablement pas encore amorcé son retournement.

Le chômage, qui avait encore augmenté un peu au dernier trimestre de 2001, est resté inchangé à 8,5% au premier trimestre de 2002. Au Royaume-Uni, il s'est accru légèrement, passant de 3,1% à 3,2%.

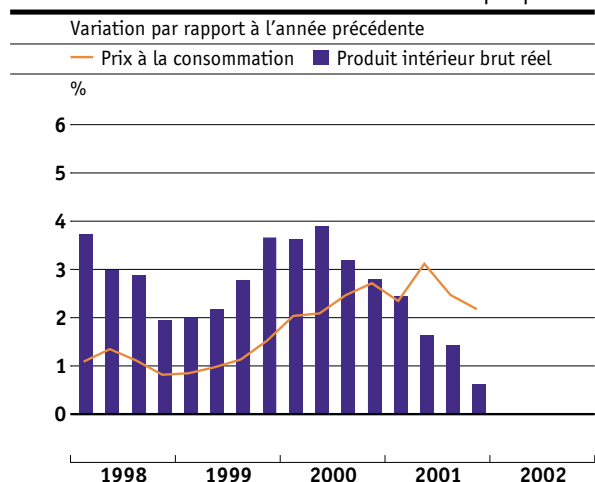
### Récession persistante au Japon

Au quatrième trimestre, la récession a continué au Japon. En taux annualisé, le produit intérieur brut réel a fléchi de 4,5%; il était ainsi inférieur de près de 2% au niveau observé un an auparavant. Les investissements et les exportations ont fortement reculé, mais la consommation privée s'est légèrement redressée. Les dernières enquêtes n'ont laissé apparaître aucun signe de reprise. Le processus d'assainissement s'est accéléré dans plusieurs branches, notamment dans le commerce de détail et la construction. Le taux de chômage, qui atteignait 5,5% en février, a augmenté de 0,8 point en un an.

### Crise en Argentine

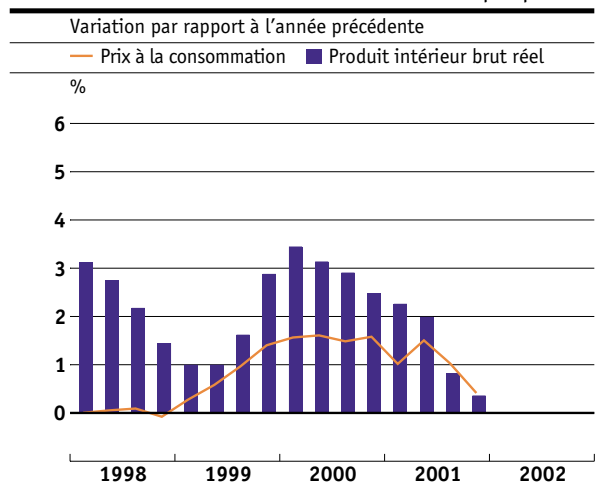
En Argentine, la crise économique s'est aggravée vers la fin de l'année. Le pays souffre depuis plusieurs années de sévères difficultés économiques, qu'il n'a pu surmonter en dépit d'une aide internationale substantielle. En décembre, le gouvernement a institué un gel presque complet des comptes bancaires en vue de freiner les importants retraits de fonds, ce qui a déclenché de violents mouvements populaires de protestation. En janvier, un nouveau gouvernement a rompu le lien entre le peso et le dollar, et la monnaie argentine s'est fortement dévalorisée. En outre, les autorités ont décrété un moratoire sur le service de la dette publique envers l'étranger. Un nouveau programme économique et des crédits étrangers supplémentaires devraient maintenant aider le pays à sortir de la crise.

Zone euro Graphique 1.3



Source: BRI

Suisse Graphique 1.4



Sources: Office fédéral de la statistique (OFS) et Secrétariat d'Etat à l'économie (seco)

## 1.2 Evolution monétaire

### **Renchérissement stable**

Après s'être ralentie dans la plupart des pays industrialisés au second semestre de 2001, la hausse des prix à la consommation est restée dans l'ensemble stable. Aux Etats-Unis, le renchérissement s'établissait à 1,1% en février, contre 1,9% en novembre. Dans la zone euro, il a augmenté, passant à 2,7% en janvier; son accélération est due à des facteurs particuliers tels que la hausse des prix des légumes – une répercussion de la vague de froid – et des relèvements d'impôts dans plusieurs pays. En mars, la hausse des prix était de 2,2%. Au Royaume-Uni également, le renchérissement s'est accéléré; l'inflation sous-jacente atteignait 2,2% en février, contre 1,8 en novembre.

Au Japon, la baisse des prix – une tendance qui est observée depuis 1999 et qui s'est renforcée en 2001 – a continué en janvier et en février. Ce mois-là, les prix étaient inférieurs de 1,6% au niveau enregistré un an auparavant. En novembre, la baisse des prix s'inscrivait à 1%.

### **Taux directeurs inchangés**

Les banques centrales ont maintenu leurs taux directeurs inchangés au premier trimestre, après les avoir fortement réduits en 2001. Ainsi, les taux directeurs étaient de 1,75% aux Etats-Unis (taux visé par la Réserve fédérale pour l'argent au jour le jour), de 3,25% dans la zone euro (taux de soumission minimal appliqué par la Banque centrale européenne aux opérations principales de refinancement) et de 4% au Royaume-Uni (taux des pensions de titres de la Banque d'Angleterre). La Banque du Japon ayant encore renforcé les liquidités, le taux de l'argent au jour le jour s'est maintenu à un niveau proche de 0,0%.

### **Légère hausse des taux d'intérêt à long terme**

Les taux d'intérêt à long terme, qui avaient augmenté nettement en novembre et en décembre, ont marqué encore une légère hausse au premier trimestre. Aux Etats-Unis, le rendement des emprunts d'Etat à dix ans s'établissait à 5,2% en mars, contre 5,1% en décembre. Pendant la même période, il a passé de 5% à 5,3% dans la zone euro, de 4,9% à 5,3% au Royaume-Uni et de 1,3% à 1,5% au Japon.

## 1.3 Perspectives conjoncturelles

### Révision à la baisse de prévisions de croissance

Les dernières prévisions consensuelles<sup>1</sup> pour 2002 reflètent les écarts dans les perspectives conjoncturelles entre les Etats-Unis, l'Europe et le Japon. Pour les Etats-Unis, les conjoncturistes tablaient en moyenne sur une croissance réelle de 2,1% en mars, après 0,9% en décembre. Les pronostics n'ont pas varié pour la zone euro (1,2%) et le Royaume-Uni (2%); pour le Japon en revanche, la prévision a été revue à la baisse (-1,1% en mars, contre -0,6% en décembre).

### Prévisions

Tableau 1

	Croissance économique <sup>2</sup>				Renchérissement <sup>3</sup>			
	OCDE		Prévisions consensuelles <sup>4</sup>		OCDE		Prévisions consensuelles <sup>4</sup>	
	2001	2002	2001	2002	2001	2002	2001	2002
Union européenne	1,7	1,5	1,5	1,3	2,5	2,2	2,5	1,8
Allemagne	0,7	1,0	0,6	0,8	1,4	1,1	2,5	1,5
France	2,0	1,6	2,0	1,4	1,7	1,8	2,0	1,5
Royaume-Uni	2,3	1,7	2,4	2,0	2,4	2,5	2,1	2,1
Italie	1,8	1,2	1,8	1,3	3,0	2,8	2,7	2,0
Etats-Unis	1,1	0,7	1,2	2,1	2,1	1,2	2,8	1,4
Japon	-0,7	-1,0	-0,5	-1,1	-1,6	-1,4	-0,7	-1,1
Suisse	1,7	1,1	1,3	1,1	1,8	1,3	1,0	0,8

1 Il s'agit d'une enquête mensuelle menée auprès de quelque 200 entreprises et instituts de recherches conjoncturelles d'une vingtaine de pays; elle porte sur l'évolution attendue du produit intérieur brut, des prix, des taux d'intérêt et d'autres variables.

Les résultats sont publiés par Consensus Economics Inc., Londres.

2 Produit intérieur brut réel, variation en % par rapport à l'année précédente

3 OCDE: déflateur du PIB; prévisions consensuelles: prix à la consommation. Variation en % par rapport à l'année précédente  
4 Voir remarque 1

Sources: OCDE: Perspectives économiques, décembre 2001; prévisions consensuelles: Survey de mars 2002



## 2 Evolution monétaire

En 2001, la Banque nationale suisse a abaissé à plusieurs reprises la marge de fluctuation du Libor à trois mois. Elle a ainsi réagi au ralentissement de la croissance économique et à la revalorisation du franc sur les marchés des changes, qui ont tous deux contribué à rendre le renchérissement moins menaçant. Les agrégats monétaires, dont la progression s'est accélérée au cours de l'année, confirment eux aussi l'assouplissement de la politique menée par la Banque nationale.

En novembre et en décembre, les taux d'intérêt à long terme se sont redressés, ce qui a contribué à élargir l'écart entre les taux longs et courts. En outre, depuis le dernier abaissement de la marge de fluctuation du Libor, en décembre 2001, la courbe des taux à court terme a pris elle aussi une pente positive. Les marchés, peut-on en déduire, n'ont donc plus tablé sur une nouvelle baisse des taux à court terme; une telle situation n'avait plus été observée depuis le début de 2001.

### 2.1 Taux d'intérêt

#### Repli des taux à court terme

Le 7 décembre 2001, la Banque nationale a ramené de 1,75%–2,75% à 1,25%–2,25% la marge de fluctuation du taux des dépôts à trois mois, en francs, sur le marché interbancaire (Libor). Ainsi, depuis le début de 2001, cette marge de fluctuation a été abaissée quatre fois. Au premier trimestre de 2002, la Banque nationale l'a maintenue inchangée.

Avant le 7 décembre, le Libor à trois mois fluctuait dans la partie inférieure de la marge alors en vigueur. Après cette réduction, il a évolué légèrement au-dessus de la zone médiane de la nouvelle marge jusqu'au début de janvier. Par conséquent, les répercussions directes de la mesure du 7 décembre ont été relativement faibles sur les taux à court terme. Néanmoins, le Libor à trois mois a fléchi, sa moyenne mensuelle passant de 2,19% en octobre à 1,68% en février. Le taux de l'argent au jour le jour est resté constamment inférieur au Libor à trois mois, à l'exception des mois d'octobre et de novembre. En février, l'écart entre ces deux taux s'établissait en moyenne à 0,14 point.

#### Resserrement de l'écart par rapport aux taux à court terme sur le dollar

Au quatrième trimestre de 2001, la baisse des taux directeurs a été une fois encore un peu plus forte aux Etats-Unis qu'en Suisse. Depuis le 11 décembre, la Réserve fédérale vise, pour les fonds fédéraux, un taux de 1,75%, soit un niveau correspondant au centre de la marge de fluctuation adoptée par la Banque nationale. Par conséquent, les écarts entre les rémunérations des dépôts à court terme en dollars et en francs ont diminué. En moyenne du mois de février, l'écart n'était plus que de 0,22 point pour les dépôts à trois mois.

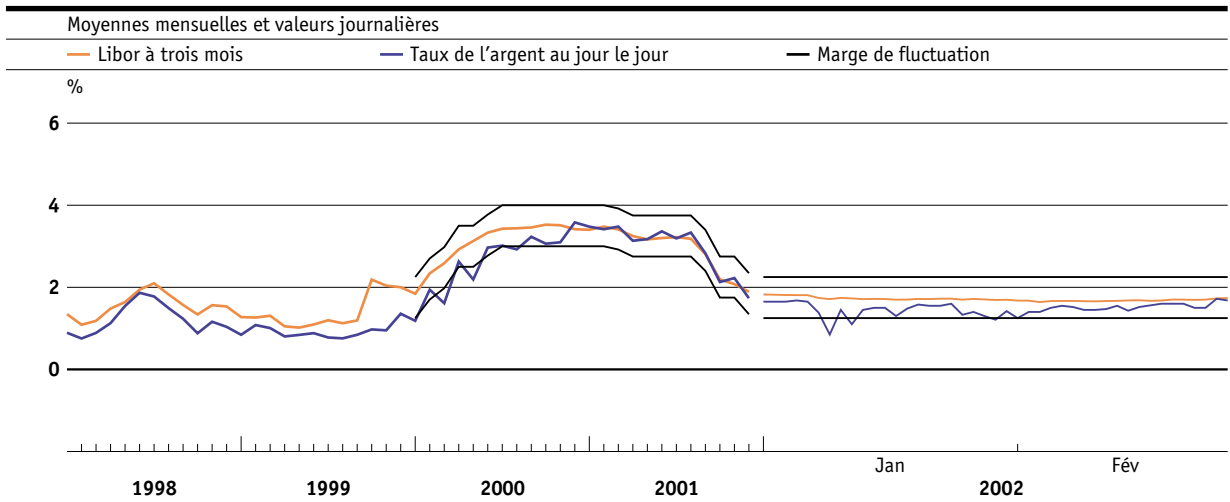
Contrairement à la Réserve fédérale, la Banque centrale européenne n'a pas réduit ses taux directeurs autant que la Banque nationale. L'écart entre les taux des dépôts à trois mois en euros et en francs s'est donc élargi, passant en moyenne de 1,41 point en octobre à 1,68 point en février.

Les taux des dépôts à court terme en yens, qui étaient déjà proches de zéro auparavant, n'ont guère varié. L'écart entre les rémunérations des dépôts à trois mois en francs et en yens a continué à diminuer du fait de la baisse des taux suisses. En février, il était de 1,59 point en moyenne.

#### Hausse des rendements obligataires

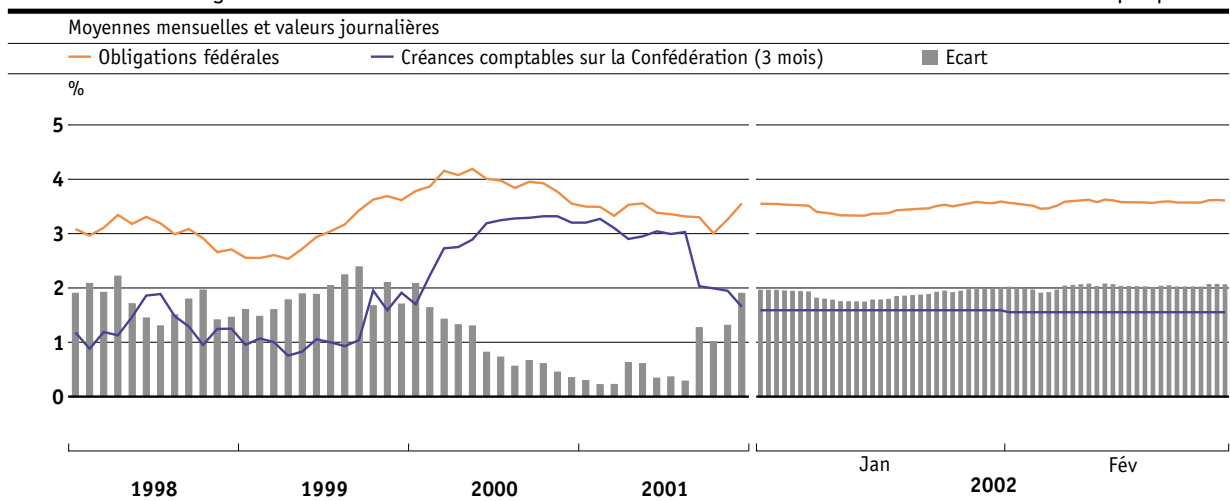
Les rendements des emprunts obligataires à long terme n'ont pas évolué comme les taux à court terme. Ils ont certes baissé encore en octobre, mais sont repartis ensuite à la hausse. Entre fin octobre et fin décembre, le taux d'intérêt au comptant pour les obligations fédérales ayant une durée résiduelle de dix ans a augmenté, passant de 3,01% à 3,56%. En janvier et en février, il s'est maintenu approximativement à son niveau de fin décembre.

L'évolution opposée des rendements obligataires et des rémunérations à court terme a fortement creusé l'écart entre les taux longs et courts. En moyenne du mois de février, le taux d'intérêt au comptant pour les emprunts fédéraux d'une durée résiduelle de dix ans dépassait de 2,02 points le rendement à l'émission des créances comptables à trois mois sur la Confédération.



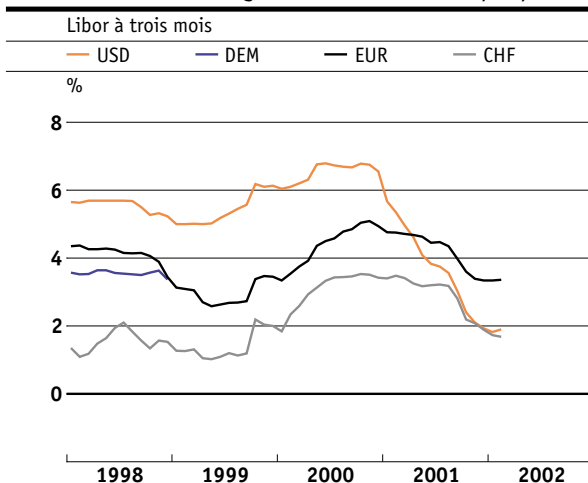
Rendement des obligations et structure des taux d'intérêt

Graphique 2.2



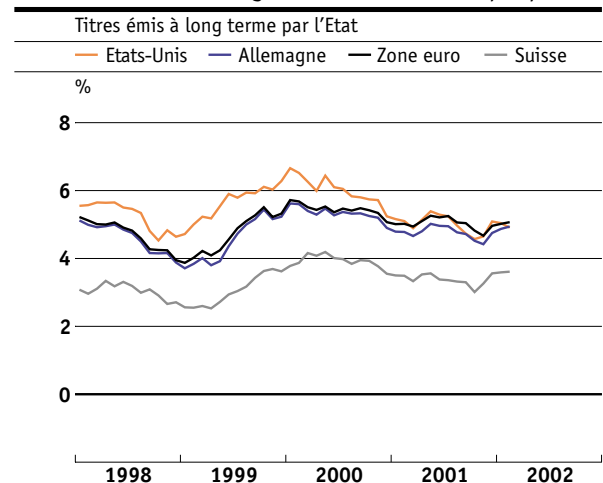
Taux d'intérêt à l'étranger

Graphique 2.3



Taux d'intérêt à l'étranger

Graphique 2.4



Source pour graphiques 2.1 et 2.3: BNS

Graphique 2.2: Obligations fédérales: rendement moyen jusqu'à fin 2000, puis taux d'intérêt au comptant pour titres d'une durée de 10 ans. Créances comptables sur la Confédération: rendement le jour de clôture des enchères; valeur mensuelle: rendement de

la dernière mise aux enchères du mois. Source: BNS

Graphique 2.4: Etats-Unis: rendement, sur le marché secondaire, des titres à 10 ans d'échéance du Trésor américain; Allemagne: rendement d'obligations fédérales, cotées en bourse, à 10 ans d'échéance; Suisse: rendement d'obligations fédérales; voir graphique 2.2. Source: BRI

Comme les rendements des emprunts d'Etat étrangers ont eux aussi augmenté en novembre et en décembre, les écarts n'ont pas beaucoup varié sur le plan international. En février, le taux au comptant des obligations fédérales ayant une durée résiduelle de dix ans était inférieur de 1,34 point au rendement des emprunts correspondants des Etats-Unis; par rapport aux pays de la zone euro, l'écart s'élevait à 1,49 point. Le rendement des emprunts d'Etat nippons était toujours inférieur (-2,07%) à celui des obligations de la Confédération.

### **Baisse des taux des nouvelles hypothèques**

Les banques ont adapté, avec un léger décalage, les taux de leurs obligations de caisse à l'évolution des rendements obligataires. Au début d'octobre 2001, les banques cantonales offraient une rémunération moyenne de 3,1% sur leurs nouvelles obligations de caisse. Ce taux moyen a diminué pour s'établir à 2,78% en décembre. Il a ensuite de nouveau augmenté, passant à 3% au début de février 2002.

Entre octobre et février, la rémunération des fonds d'épargne a continuellement fléchi; elle a ainsi suivi une évolution similaire à celle des taux à court terme. Au début de février, les banques cantonales servaient un intérêt moyen de 1,28% sur les dépôts d'épargne ordinaires. Quatre mois auparavant, elles appliquaient encore un taux moyen de 1,42%.

Sur le marché hypothécaire également, les banques ont réduit légèrement leurs taux. Le taux des nouvelles hypothèques des banques cantonales a passé de 4,27% au début d'octobre à 4,03% au début de février. Ce mouvement de baisse ne s'est pas encore complètement répercuté sur les anciennes hypothèques. Au début de février, le taux moyen des anciennes hypothèques des banques cantonales s'inscrivait à 4,16%; en octobre, il était de 4,27%, comme celui des nouvelles hypothèques.

### **Chute passagère des cours des actions**

Les indices boursiers, qui avaient chuté après les attentats terroristes du 11 septembre 2001, se sont redressés dès le début d'octobre. A la fin de l'année, les indices des actions américaines atteignaient des niveaux supérieurs à ceux de fin août 2001, mais les indices européens étaient encore légèrement au-dessous. Les marchés des actions sont restés volatils, en janvier et en février, en raison de la crise argentine, des inquiétudes soulevées par les pratiques comptables de certaines entreprises américaines après la faillite de l'important courtier en énergie Enron et de l'incertitude générale liée à l'évolution de la conjoncture mondiale.

A fin février, le SPI était à 4333 points. Il a diminué de 4,6% depuis fin août et de 1,1% depuis fin décembre 2001.

## 2.2 Cours de change

### Dollar plus fort et yen plus faible

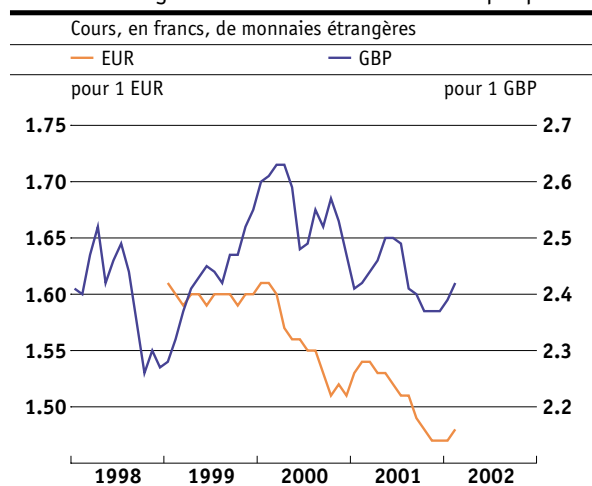
Sur les marchés des changes, l'évolution entre octobre et février a été marquée par une revalorisation du dollar et une baisse massive du yen. Le dollar s'est apprécié face à l'euro, bien que les écarts entre les rémunérations à court terme en euros et en dollars se soient creusés jusqu'en décembre, à la suite de la politique expansionniste de la Réserve fédérale. Au début de mars, le dollar valait 1,16 euro, d'où un raffermissement de la monnaie américaine de 5,2% en cinq mois. Il s'est revalorisé encore plus, soit de 11%, vis-à-vis du yen. La multiplication des signes de reprise de la conjoncture aux Etats-Unis et la perspective d'une hausse subséquente des taux d'intérêt ont contribué à la fermeté du dollar. En mars, la monnaie américaine a toutefois cédé 1,5% par rapport à l'euro.

### Stabilité du franc par rapport à l'euro

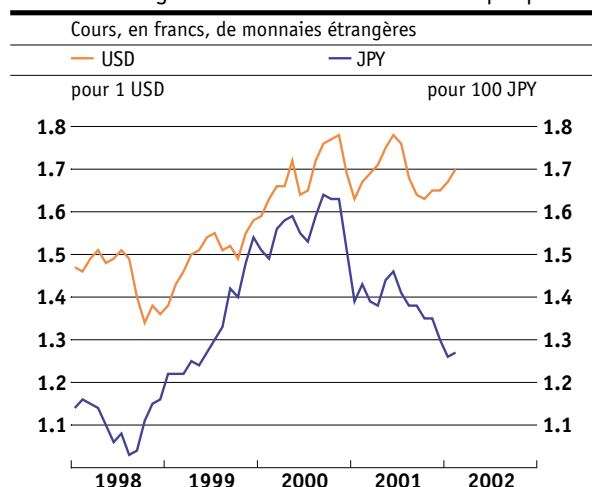
Entre octobre et février, le franc a lui aussi faibli face au dollar. Au début de mars, le dollar s'échangeait à 1,7 franc, soit un cours supérieur de 4,5% à celui de début octobre. La livre sterling s'est elle aussi revalorisée légèrement vis-à-vis du franc, mais l'euro valait 1,48 franc, au début de mars, comme cinq mois auparavant; la monnaie européenne a ensuite faibli, passant à 1,46 franc à fin mars. Contrairement au dollar et à la livre sterling, le yen a fléchi fortement par rapport au franc jusqu'à fin janvier. Entre début octobre et fin mars, il a ainsi cédé 7,8%.

Entre octobre et février, la valeur extérieure du franc, pondérée par les exportations, a diminué de 0,6% en termes nominaux. Néanmoins, elle dépassait encore de près de 4% le niveau observé un an auparavant. Comme le repli du renchérissement a été plus fort en Suisse que chez d'importants partenaires commerciaux, le cours réel du franc a augmenté un peu moins, soit de 2,7%.

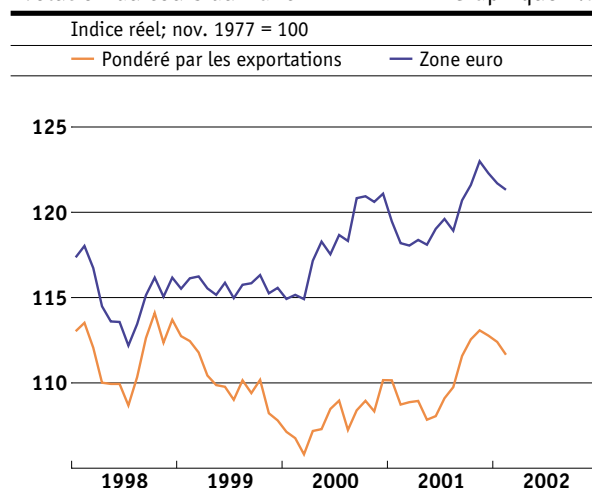
Cours de change Graphique 2.5



Cours de change Graphique 2.6



Evolution du cours du franc Graphique 2.7



Source pour graphiques 2.5 à 2.7: BNS

## 2.3 Agrégats monétaires

### Fort accroissement de la monnaie centrale

La croissance des agrégats monétaires s'est sensiblement accélérée dans la seconde moitié de 2001. Du troisième au quatrième trimestre, la monnaie centrale désaisonnalisée a augmenté de 8,8% en taux annualisé. D'un mois à l'autre, elle a enregistré une expansion de 22,4% en janvier, puis diminué de 13,3% en février (taux annualisés). En février, la monnaie centrale dépassait de 8,5% le niveau observé un an auparavant.

La vive expansion de la monnaie centrale est due à une sensible hausse de la demande de billets de banque. La baisse des taux d'intérêt, mais aussi l'introduction des billets et pièces en euros, en janvier 2002, ont contribué pour beaucoup à cette évolution. Contrairement aux années précédentes, les billets en circulation n'ont pas marqué un repli rapide après leur poussée saisonnière de fin d'année. En 2002, ils ont même encore augmenté en janvier.

La ventilation des billets en circulation montre que la demande de coupures de mille francs a une nouvelle fois enregistré la plus forte expansion. Toutefois, les écarts par rapport aux rythmes de croissance des autres coupures n'étaient plus aussi sensibles qu'en 2000. La demande de petites et moyennes coupures s'est en effet elle aussi renforcée au cours de l'année 2001.

L'évolution de la seconde composante de la monnaie centrale, à savoir les avoirs que les banques détiennent en comptes de virements à la Banque nationale, a été caractérisée, comme précédemment, par de fortes fluctuations. Globalement toutefois, elle a eu tendance à augmenter légèrement. Entre août 2001 et janvier 2002, les avoirs en comptes de

virements atteignaient, pendant cinq de ces six mois, des niveaux supérieurs à ce qui avait été observé un an auparavant.

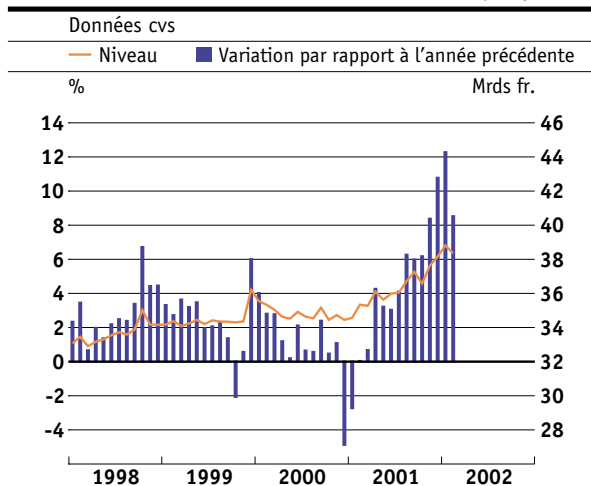
### Fort expansion de la masse monétaire M<sub>3</sub>

Les progressions des agrégats monétaires plus larges se sont elles aussi accélérées au cours de 2001. Au quatrième trimestre, la masse monétaire M<sub>3</sub> a enregistré une hausse de 8,9%, en taux annualisé et après correction des variations saisonnières; elle dépassait ainsi de 4,8% son niveau de la même période de 2000. Comme elle s'est légèrement contractée de décembre à janvier, sa croissance par rapport au mois correspondant de l'année précédente a diminué pour s'établir à 3,2%.

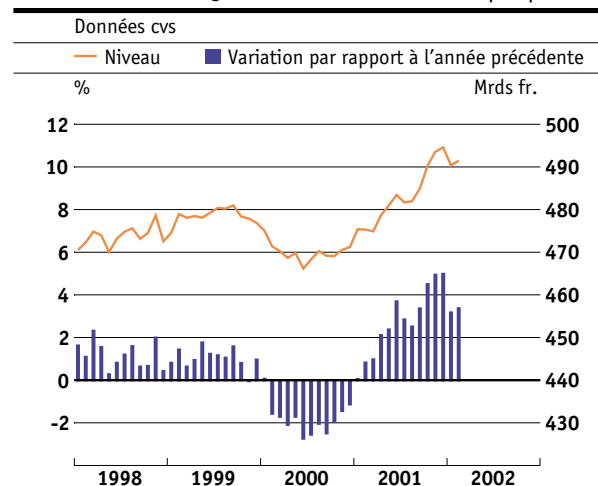
Le repli des taux d'intérêt a entraîné des transferts des dépôts à terme vers les dépôts à vue et les fonds d'épargne, d'où des modifications dans la composition de M<sub>3</sub>. L'importance de ces transferts est restée cependant modeste; en janvier, les dépôts à terme dépassaient encore de 6,7% leur niveau de la période correspondante de 2001. Les progressions des dépôts à vue dans les banques et à la Poste (-0,5%), des comptes de transactions (3,1%) et des dépôts d'épargne (1,9%) étaient toujours nettement inférieures à l'expansion des dépôts à terme. Le numéraire en circulation (+11,5%) a enregistré la plus forte croissance de toutes les composantes de M<sub>3</sub>.

En janvier, les variations en un an des masses monétaires M<sub>1</sub> et M<sub>2</sub> étaient très proches du taux de croissance de M<sub>3</sub>. La masse monétaire M<sub>1</sub> – qui est constituée du numéraire en circulation, des dépôts à vue dans les banques et à la Poste ainsi que des comptes de transactions – était supérieure de 2,5% à son niveau de janvier 2001. La croissance de la masse monétaire M<sub>2</sub> – soit M<sub>1</sub> et les dépôts d'épargne – était de 2,2%.

Monnaie centrale Graphique 2.8



Masse monétaire M<sub>3</sub> Graphique 2.9



Source pour graphiques 2.8 et 2.9: BNS

## Monnaie centrale

Tableau 2

	2000	2001	2000	2001				2001	2002	
			4e trim.	1er trim.	2e trim.	3e trim.	4e trim.	décembre	janvier	février
Billets en circulation <sup>1</sup>	31,6	33,0	31,8	32,4	32,5	32,7	34,6	36,6	36,8	35,4
Variation <sup>2</sup>	2,4	4,7	-0,5	0,9	3,9	5,5	8,7	10,5	12,3	10,4
Avoirs en comptes de virements <sup>1</sup>	3,2	3,3	3,1	3,1	3,3	3,4	3,3	3,7	2,8	3,1
Variation <sup>2</sup>	-12,0	0,2	-10,8	-9,8	0,4	4,9	6,0	13,9	1,9	-10,0
MC <sup>1,3</sup>	34,8	36,3	34,9	35,5	35,8	36,1	37,8	40,3	39,5	38,5
<b>MCD<sup>1,4</sup></b>	<b>34,8</b>	<b>36,3</b>	<b>34,5</b>	<b>35,1</b>	<b>35,9</b>	<b>36,7</b>	<b>37,5</b>	<b>38,2</b>	<b>38,8</b>	<b>38,4</b>
Variation <sup>2</sup>	1,1	4,1	-1,2	-0,7	3,5	5,4	8,4	10,8	12,3	8,5

## Agrégats monétaires au sens large<sup>5</sup>

Tableau 3

	2000	2001	2000	2001				2001	2002	
			4e trim.	1er trim. <sup>p</sup>	2e trim. <sup>p</sup>	3e trim. <sup>p</sup>	4e trim. <sup>p</sup>	décembre <sup>p</sup>	janvier <sup>p</sup>	février <sup>p</sup>
Numéraire en circulation	2,4	5,2	1,3	1,3	3,8	5,8	9,8	12,6	11,5	10,2
Dépôts à vue	-4,6	-1,5	-4,6	-4,4	-2,1	-0,9	1,4	6,3	-0,5	10,0
Comptes de transactions	0,4	-0,6	-2,8	-3,9	-1,7	0,2	3,2	3,6	3,1	4,8
<b>M<sub>1</sub></b>	<b>-1,9</b>	<b>-0,2</b>	<b>-3,1</b>	<b>-3,4</b>	<b>-1,1</b>	<b>0,5</b>	<b>3,3</b>	<b>6,3</b>	<b>2,5</b>	<b>8,1</b>
Dépôts d'épargne	-9,0	-5,8	-11,0	-9,3	-7,5	-5,4	-0,6	0,3	1,9	3,8
<b>M<sub>2</sub></b>	<b>-5,3</b>	<b>-2,8</b>	<b>-6,9</b>	<b>-6,2</b>	<b>-4,1</b>	<b>-2,3</b>	<b>1,5</b>	<b>3,5</b>	<b>2,2</b>	<b>6,1</b>
Dépôts à terme	17,9	27,4	28,0	35,5	33,9	24,3	17,9	10,6	6,7	-0,4
<b>M<sub>3</sub></b>	<b>-1,8</b>	<b>2,8</b>	<b>-1,5</b>	<b>0,6</b>	<b>2,7</b>	<b>2,9</b>	<b>4,8</b>	<b>5,0</b>	<b>3,2</b>	<b>4,7</b>

1 Moyenne des valeurs mensuelles, en milliards de francs; en regard des mois figurent les moyennes des valeurs journalières.

2 En % par rapport à l'année précédente

3 Monnaie centrale = billets en circulation + avoirs en comptes de virements

4 Monnaie centrale désaisonnalisée = monnaie centrale divisée par les coefficients saisonniers

5 Définition 1995; variation en % par rapport à l'année précédente

p Chiffres provisoires

## 2.4 Crédits et marché des capitaux

### Progression modérée des crédits

Contrairement à M<sub>3</sub>, dont l'expansion s'est nettement accélérée au second semestre de 2001, la croissance des crédits bancaires à des débiteurs suisses s'est concentrée sur le premier semestre. Ces crédits ont même diminué à partir du milieu de 2001, lorsque l'économie suisse a commencé à stagner.

A fin décembre, les crédits bancaires à des débiteurs suisses dépassaient encore de 1,8% le niveau observé un an auparavant. Cette progression découlait avant tout des placements hypothécaires, en augmentation de 2,9%. Les autres crédits, soit les créances sur la clientèle, ont diminué de 1,2% pendant la même période.

### Recul des crédits en blanc

La diminution des créances sur la clientèle est due aux crédits en blanc; ceux-ci ont fléchi de 3,6% en l'espace d'un an. En revanche, les créances gagées ont encore augmenté de 2,8%, soit à peu près au même rythme que les placements hypothécaires.

Le recul des crédits en blanc à la clientèle s'est produit au second semestre. Entre fin juin et fin décembre, ces crédits se sont contractés de plus de 10%. Au début de 2001, ils progressaient encore.

### Forte augmentation des émissions d'actions

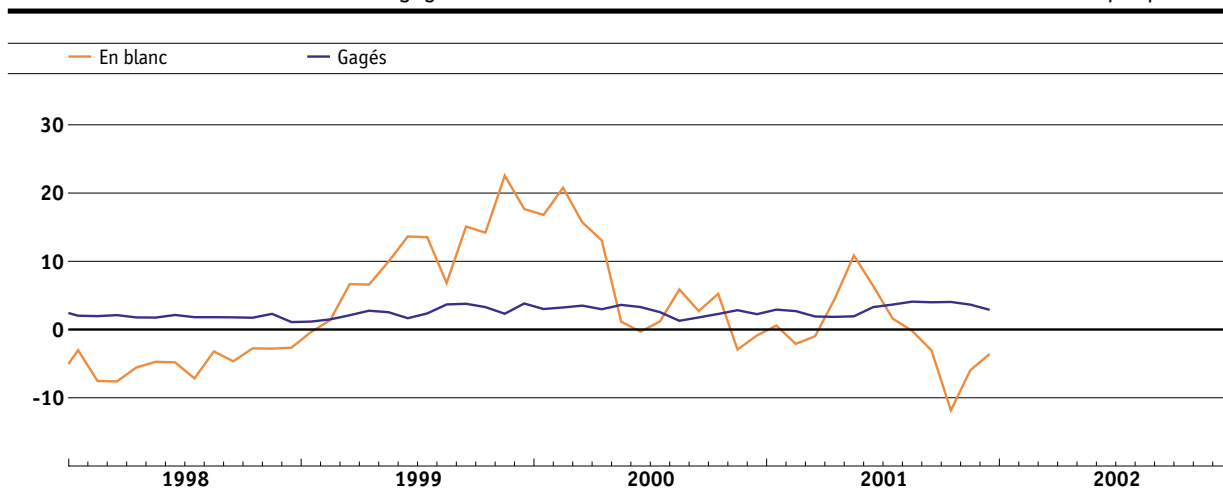
Sur le marché suisse des capitaux, les émissions d'actions ont atteint un record au quatrième trimestre du fait de la présence, pendant la même période, de trois grosses opérations (Crossair SA, Swiss Re et Converium Holding SA). Sans ces trois opérations, les rachats d'actions auraient été supérieurs aux émissions.

Le recours net au marché des capitaux par des emprunts obligataires a été fortement négatif. Les émissions ont presque cessé, après le 11 septembre, et l'activité n'a repris que vers la fin de l'année. En outre, les remboursements d'emprunts obligataires étrangers ont atteint un nouveau record au quatrième trimestre.

La répartition des émissions selon la durée a peu varié par rapport au troisième trimestre. Les échéances longues ont continué à jouer un rôle dominant parmi les emprunts de débiteurs suisses. Dans le compartiment étranger, les émissions ont porté surtout sur des échéances courtes et moyennes.

Taux annuels de variation des crédits gagés et en blanc

Graphique 2.10



	2000	2001	2000 4e trim.	2001 1er trim.	2e trim.	3e trim.	4e trim.
<b>Emprunts et actions, total</b>							
Valeur d'émission <sup>1</sup>	79,5	73,4	15,0	19,0	14,2	18,7	21,6
Conversions/remboursements	53,6	60,4	13,4	15,8	11,8	18,1	14,6
Recours net	25,8	13,0	1,5	3,2	2,3	0,6	7,0
<b>Emprunts obligataires suisses</b>							
Valeur d'émission <sup>1</sup>	37,1	27,0	6,2	8,8	5,6	7,9	4,7
Conversions/remboursements	23,0	21,1	4,3	7,3	4,5	4,8	4,5
Recours net	14,1	5,9	1,9	1,5	1,1	3,1	0,2
<b>Actions suisses</b>							
Valeur d'émission <sup>1</sup>	8,9	12,3	1,6	0,9	1,4	0,6	9,4
Remboursements	5,7	7,3	0,9	0,9	0,5	5,4	0,4
Recours net	3,2	5,0	0,7	0,1	0,9	-4,8	8,9
<b>Emprunts obligataires étrangers<sup>2</sup></b>							
Valeur d'émission <sup>1</sup>	33,5	34,0	7,1	9,3	7,1	10,2	7,5
Remboursements	25,0	32,0	8,2	7,7	6,8	7,9	9,6
Recours net <sup>3</sup>	8,5	2,1	-1,1	1,6	0,3	2,3	-2,1

1 Selon la date de libération

2 Sans les emprunts  
en monnaies étrangères

3 Sans les conversions



### 3 Demande globale et production

#### 3.1 Produit intérieur brut et production industrielle

##### Conjoncture au creux de la vague

L'économie suisse a stagné au second semestre de 2001. Au quatrième trimestre, le produit intérieur brut réel est resté à peu près au même niveau qu'à la période précédente (+0,1%), alors qu'il avait reculé (-0,3%), au troisième trimestre, pour la première fois depuis quatre ans. En comparaison annuelle, le produit intérieur brut réel s'est encore accru de 0,4%, contre 0,8% au trimestre précédent.

Presque toutes les composantes de la demande ont contribué à cette évolution. La principale exception a été constituée par la consommation privée, qui a continué à soutenir la croissance. Par contre, la consommation publique et les investissements en constructions n'étaient plus que légèrement supérieurs au niveau observé un an auparavant. Le net recul des investissements en biens d'équipement et la forte réduction des stocks ont notamment joué un rôle négatif de même que – dans une proportion plus faible – la diminution des exportations. La demande globale a ainsi perdu 1,7% en comparaison annuelle. Les importations ont elles aussi régressé sensiblement (-6%), amortissant en grande partie le fléchissement de la demande globale.

##### Produit intérieur brut

Aux prix de 1990; contributions en points à la croissance annuelle du PIB

Tableau 5

	2000	2001	2000 4e trim.	2001 1er trim.	2e trim.	3e trim.	4e trim.
Consommation privée	1,2	1,4	0,5	1,5	1,3	1,3	1,3
Consommation de l'Etat et des assurances sociales	-0,1	0,0	-0,1	0,2	-0,1	-0,1	0,0
Formation de capital fixe	1,5	-0,3	1,8	0,5	0,1	-0,3	-1,6
Constructions	0,3	0,2	0,5	0,2	0,2	0,2	0,0
Biens d'équipement	1,3	-0,5	1,3	0,3	-0,1	-0,5	-1,6
<b>Demande intérieure finale</b>	<b>2,7</b>	<b>1,0</b>	<b>2,2</b>	<b>2,1</b>	<b>1,4</b>	<b>1,0</b>	<b>-0,3</b>
Stocks	-0,2	-0,2	1,2	0,5	-0,1	0,6	-1,6
Exportations, total	4,3	0,5	2,8	2,2	1,2	-0,8	-0,7
<b>Demande globale</b>	<b>6,7</b>	<b>1,3</b>	<b>6,2</b>	<b>4,8</b>	<b>2,5</b>	<b>0,8</b>	<b>-2,5</b>
Importations, total	-3,7	0,0	-3,7	-2,6	-0,5	-0,0	2,8
<b>PIB</b>	<b>3,0</b>	<b>1,3</b>	<b>2,5</b>	<b>2,3</b>	<b>2,0</b>	<b>0,8</b>	<b>0,4</b>

Sources: OFS et seco

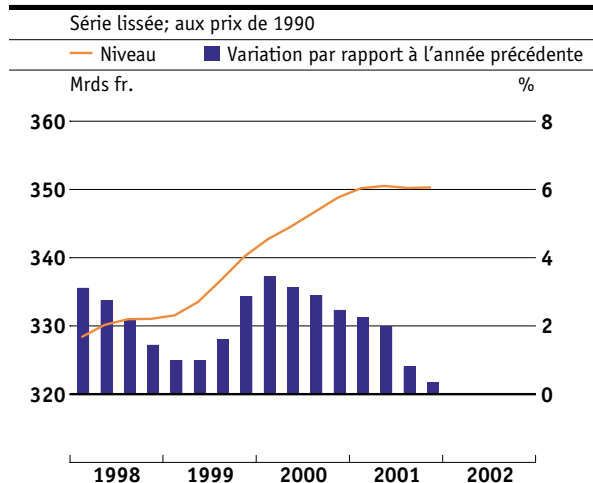
## Détérioration de la conjoncture dans l'industrie

L'indicateur de la marche des affaires dans l'industrie, qui est établi mensuellement par le Centre de recherches conjoncturelles de l'EPFZ, a signalé une baisse de l'activité dans l'industrie jusqu'en décembre. Par rapport au troisième trimestre, les entrées de commandes ont diminué, et les carnets de commandes se sont dégarnis. La production industrielle, qui a suivi cette tendance négative, est retombée à fin décembre au même niveau qu'un an auparavant. Comme l'industrie d'exportation, l'industrie axée essentiellement sur le marché suisse a subi les effets du refroidissement conjoncturel, alors que son évolution avait été plus favorable au premier semestre de 2001.

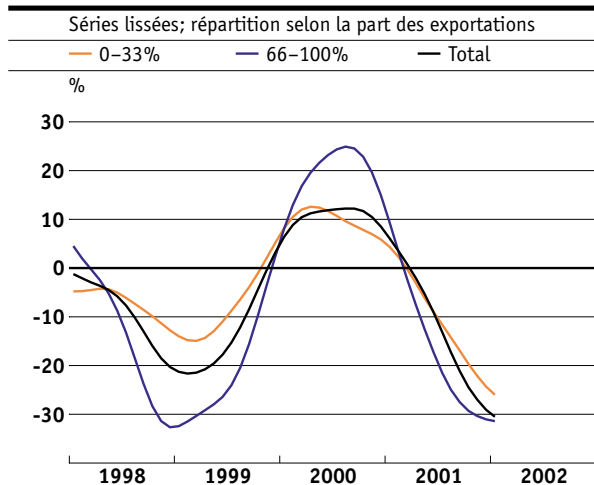
### Signes de stabilisation

Au premier trimestre de 2002, les premiers signes d'une stabilisation de la conjoncture ont été observés dans l'industrie. Pour la première fois depuis près d'une année, les stocks de produits finis ont de nouveau diminué, et les entreprises ont estimé que l'évolution de la demande serait meilleure que précédemment, non seulement pendant les trois prochains mois mais aussi ultérieurement. Elles n'envisageaient pas non plus une nouvelle baisse de la production. Globalement, les signaux positifs sont toutefois encore trop faibles pour que l'on puisse déjà parler d'une reprise dans l'industrie au premier trimestre; une stabilisation paraît cependant vraisemblable.

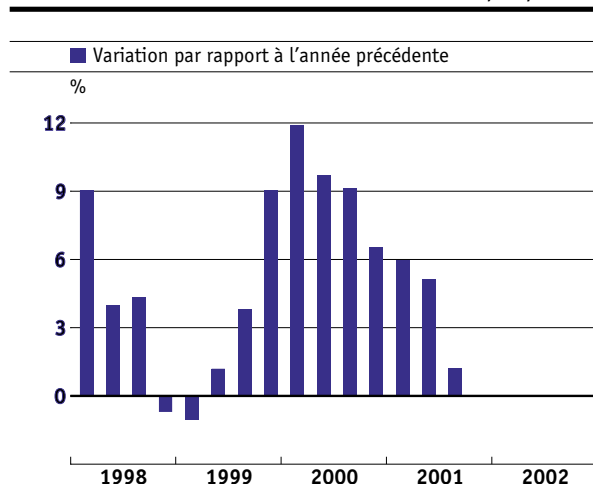
Produit intérieur brut Graphique 3.1



Marché des affaires dans l'industrie Graphique 3.2



Production industrielle Graphique 3.3



Graphique 3.1: Estimations trimestrielles, annualisées.  
Source: seco

Source pour graphique 3.3: OFS

Graphique 3.2: Il s'agit d'un indicateur composite qui tient compte des quatre éléments suivants: entrées de commandes et production, par rapport au mois correspondant de l'année précédente, ainsi que jugements portés sur les commandes en portefeuille et les stocks de produits finis.  
Source: Centre de recherches conjoncturelles de l'EPFZ

## 3.2 Commerce extérieur et balance des transactions courantes

### Nouveau recul des exportations de biens

La faiblesse de la conjoncture mondiale a continué à pénaliser les exportations suisses. Au quatrième trimestre, les exportations réelles de biens (commerce spécial) étaient inférieures de 1,6% au niveau observé un an auparavant, contre 1,4% à la période précédente.

Ce recul était dû principalement à la chute des biens d'équipement ainsi que des matières premières et produits semi-finis. Ces deux catégories ont fléchi de respectivement 7,8% et 7,3%, enregistrant ainsi leur plus forte baisse depuis plusieurs années. Les ventes à l'étranger de l'industrie des machines et de l'électronique se sont repliées à un rythme supérieur à la moyenne. En revanche, les exportations de biens de consommation ont augmenté de 8,8%, grâce surtout à la progression des livraisons de l'industrie pharmaceutique.

### Demande plus faible de l'UE

Au quatrième trimestre, les exportations (nominales) vers les grands pays de l'UE ont continué à se ralentir sensiblement et ont marqué un léger recul par rapport au trimestre correspondant de 2000. Cependant, grâce à la demande robuste de quelques pays plus petits, les exportations à destination de l'UE ont augmenté de 1,1% en comparaison annuelle. Parmi les grands Etats, seules l'Espagne et l'Italie ont accru leurs importations de biens suisses.

### Fort recul des exportations vers les pays d'outre-mer

Les livraisons aux Etats-Unis se sont encore nettement contractées au quatrième trimestre (-20,3%), après avoir déjà considérablement décliné à la période précédente. Les ventes au Japon ont elles aussi diminué fortement; pour la première fois depuis trois ans, elles ont fléchi en comparaison annuelle (-13,8%). Les exportations vers les pays asiatiques nouvellement industrialisés ont suivi la même évolution, se repliant de près de 11%.

### Exportations, selon l'utilisation des marchandises, en termes réels<sup>1</sup>

Tableau 6

Variation en % par rapport à l'année précédente

	2000		2001					
			4e trim.	1er trim.	2e trim.	3e trim.	4e trim.	
Total	7,1	2,1	3,7	6,6	3,8	-1,4	-1,6	
Matières premières et produits semi-finis	9,6	-1,5	6,4	5,8	-0,8	-4,6	-7,3	
Biens d'équipement	9,9	0,2	9,5	7,8	3,1	-3,4	-7,8	
Biens de consommation	2,4	6,7	-3,6	6,1	8,2	3,2	8,8	
Valeurs moyennes à l'exportation	3,3	2,0	2,4	3,5	4,5	2,0	-0,8	

### Importations, selon l'utilisation des marchandises, en termes réels<sup>1</sup>

Tableau 7

Variation en % par rapport à l'année précédente

	2000		2001					
			4e trim.	1er trim.	2e trim.	3e trim.	4e trim.	
Total	7,0	-0,4	7,7	5,7	1,4	-0,4	-8,4	
Matières premières et produits semi-finis	8,1	-1,2	3,1	4,0	4,5	-4,0	-10,1	
Energie	-0,8	9,3	-2,5	12,5	13,2	1,4	10,4	
Biens d'équipement	8,5	-5,8	13,3	7,2	-6,5	-5,3	-16,2	
Biens de consommation	5,8	3,3	7,6	4,8	4,5	5,6	-3,1	
Valeurs moyennes à l'importation	6,0	1,6	5,2	3,2	5,1	-0,2	-1,2	

<sup>1</sup> Sans les métaux précieux, les pierres gemmes, les objets d'art et les antiquités (total 1)  
Source: Direction générale des douanes

Les livraisons à la Chine ont perdu de leur dynamisme. Elles n'ont plus augmenté que de 1,5% à peine au quatrième trimestre, après avoir enregistré des taux de croissance à deux chiffres au cours des trimestres précédents. La demande de l'Europe de l'Est a faibli moins fortement; les exportations vers cette région ont augmenté de 6,3% en comparaison annuelle, contre 16,1% à la période précédente.

### Embellie du côté des perspectives d'exportation

Grâce au léger redressement de la conjoncture mondiale, les perspectives d'exportation de l'industrie suisse se sont améliorées au premier trimestre. En janvier et février, les exportations réelles de biens ont régressé de 2,5% en moyenne et en comparaison annuelle<sup>1</sup>. Selon l'enquête que le Centre de recherches conjoncturelles de l'EPFZ a menée au premier trimestre, la tendance négative des entrées de commandes a faibli pour la première fois depuis septembre, et les entreprises exportatrices se sont montrées beaucoup plus confiantes en ce qui concerne les perspectives.

### Baisse des importations

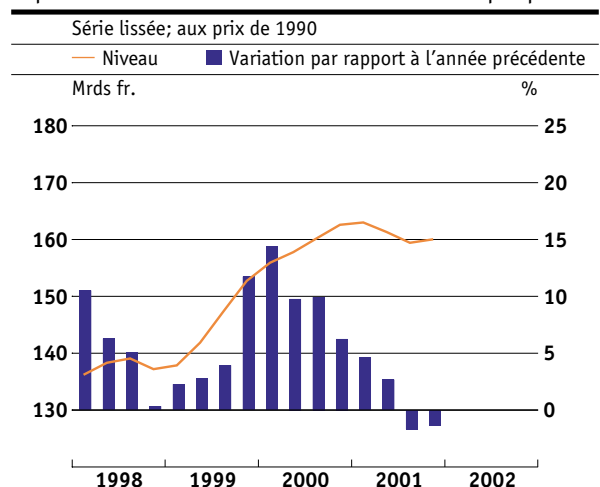
Le fléchissement de la demande globale en Suisse a entraîné, au quatrième trimestre, une diminution sensible des importations de biens en termes réels. Elles s'inscrivaient 8,4% au-dessous du niveau observé un an auparavant, après avoir stagné à la période précédente (-0,4%).

Le recul de la demande a touché en premier lieu les biens d'équipement (-16,2%), puis les matières premières et produits semi-finis (-10,1%). Toutefois, les importations de biens de consommation ont fléchi pour la première fois depuis cinq ans. En revanche, les achats de produits énergétiques à l'étranger se sont accrus de 10,4%, soit beaucoup plus fortement qu'à la période précédente, à la suite de la détente des prix de ces produits.

### Prix à l'exportation et à l'importation moins élevés

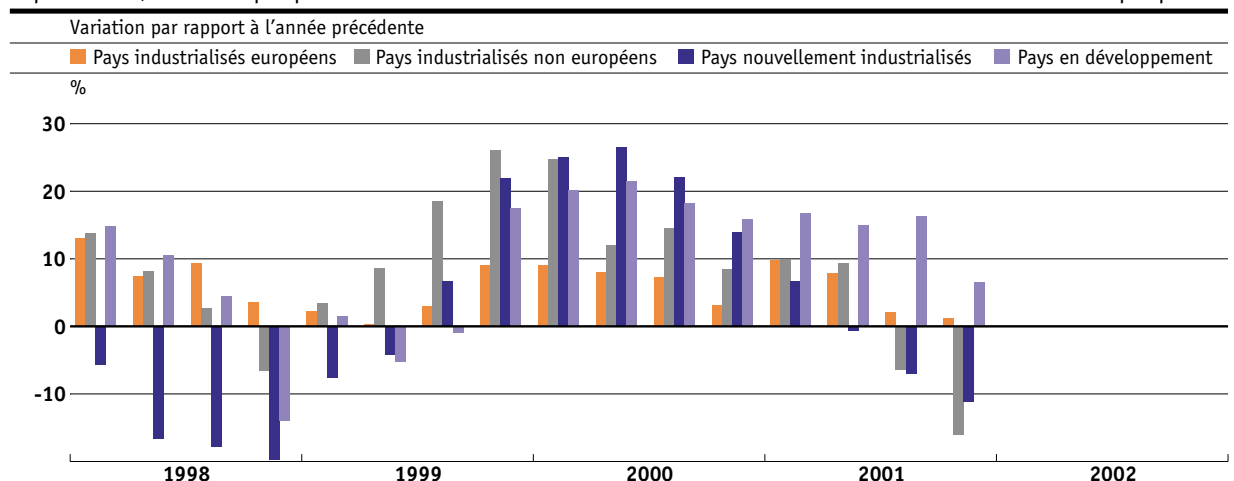
Mesurés aux valeurs moyennes, les prix à l'exportation se sont repliés, au quatrième trimestre, pour la première fois depuis plus de deux ans. En comparaison annuelle, ils ont reculé de 0,8%, après avoir augmenté de 1,9% au troisième trimestre. Les

Exportations Graphique 3.4



Exportations, ventilées par partenaires commerciaux

Graphique 3.5



1 Depuis janvier 2002, la Direction générale des douanes détermine les valeurs réelles du commerce extérieur selon une nouvelle méthode de calcul et en prenant 1997 comme année de base (précédemment: 1988=100). Cette nouvelle méthode permet

avant tout une correction plus fiable des valeurs extrêmes. Une méthode statistique fondée sur les processus ARIMA remplace la troncation utilisée jusque-là. Les données reposent sur l'ancienne méthode jusqu'en décembre 2001, puis sur la nouvelle.

Graphique 3.4: Estimations trimestrielles, annualisées, y compris métaux précieux, pierres gemmes, objets d'art et antiquités (total 2).  
Source: seco

Graphique 3.5: Sans les métaux précieux, les pierres gemmes, les objets d'art et les antiquités (total 1).  
Source: Direction générale des douanes

prix des biens importés ont eux aussi diminué. Les réductions de prix des biens exportés et importés ont touché toutes les catégories, à l'exception des biens de consommation; du côté des biens importés, les baisses de prix ont concerné principalement les produits pétroliers.

#### Excédent plus faible de la balance des transactions courantes

En comparaison annuelle, les exportations nominales de biens ont diminué de 2,4% au quatrième trimestre, et les importations (commerce spécial), de 9,5%. Ainsi, la balance commerciale s'est soldée par un excédent de 1,6 milliard de francs, après un déficit de 0,9 milliard un an auparavant. Le solde actif de la balance des services a décliné une nouvelle fois pour s'établir à 4,9 milliards de francs, soit 0,7 milliard de moins qu'un an auparavant. Ce recul s'explique avant tout par les commissions bancaires moins élevées; les recettes dans le tourisme et les transports internationaux ont elles aussi fortement baissé au quatrième trimestre. Etant donné la diminution des recettes nettes tirées des investissements directs et de portefeuille, l'excédent des revenus de facteurs – revenus du travail et des capitaux – a passé de 11,1 milliards de francs à 7,7 milliards. La balance des transactions courantes a ainsi dégagé un solde actif de 11,8 milliards de francs, contre 13,5 milliards un an auparavant.

En 2001, l'excédent de la balance des transactions courantes était de 41,5 milliards de francs, soit inférieur de 10,9 milliards à son niveau de l'année précédente. Sa part au produit intérieur brut nominal s'élevait à 9,9%, contre 12,8% en 2000.

## 3.3 Investissements

#### Légère croissance des investissements en constructions

Au quatrième trimestre, les investissements réels en constructions n'ont enregistré qu'une légère augmentation, tant en comparaison annuelle que par rapport au trimestre précédent. En moyenne annuelle, ils ont progressé de 1,3%, contre 2,1% en 2000.

Mesurée au nombre de logements en construction, l'activité s'est nettement renforcée dans ce secteur par rapport au troisième trimestre. Selon l'enquête trimestrielle du Centre de recherches conjoncturelles de l'EPFZ, des impulsions positives sont également venues du génie civil. Par contre, les constructions pour l'industrie et l'artisanat devraient avoir diminué.

#### Faible activité dans la construction au premier semestre de 2002

L'évolution des entrées de commandes (enquête du Centre de recherches conjoncturelles de l'EPFZ) annonce une légère baisse de l'activité dans la construction au premier semestre de 2002. Du côté des constructions pour l'industrie et l'artisanat, l'activité va vraisemblablement diminuer, étant donné que la reprise attendue de la conjoncture ne devrait être que modérée. Selon l'enquête annuelle sur les investissements du Centre de recherches conjoncturelles de l'EPFZ, seul le commerce de détail envisage d'accroître fortement ses investissements en constructions. Le génie civil devrait continuer à donner des impulsions du fait des grands projets ferroviaires.

Balance des transactions courantes soldes en milliards de francs

Tableau 8

	2000 <sup>1</sup>		2001 <sup>2</sup>				
			4e trim.	1er trim.	2e trim.	3e trim.	4e trim.
Biens	-4,2	-3,6	-1,5	-3,4	-0,9	-0,4	1,1
Commerce spécial	-2,1	1,7	-0,9	-0,2	0,2	0,1	1,6
Services	23,4	22,0	5,6	6,6	5,2	5,3	4,9
Tourisme	2,2	1,6	0,2	1,5	-0,1	0,3	-0,1
Revenus du travail et de capitaux	39,6	30,2	11,1	8,1	8,6	5,8	7,7
Revenus de capitaux	46,5	38,0	12,9	10,0	10,5	7,8	9,7
Transferts courants	-6,5	-7,1	-1,6	-1,6	-1,8	-1,8	-1,8
<b>Total de la balance</b>	<b>52,3</b>	<b>41,5</b>	<b>13,5</b>	<b>9,7</b>	<b>11,1</b>	<b>8,8</b>	<b>11,8</b>

1 Chiffres provisoires

2 Estimations

En revanche, la construction de logements devrait de nouveau influencer peu à peu positivement sur la conjoncture de la construction, à la suite de l'amélioration sensible des conditions-cadres en 2001. En effet, les coûts de la construction se sont stabilisés entre avril et octobre 2001, et les taux hypothécaires ont encore légèrement diminué au second semestre. La tendance à la hausse des loyers des logements et des prix de vente des surfaces habitables s'est poursuivie. L'activité devrait donc augmenter en cours d'année dans la construction de logements; un premier indice de cette évolution est fourni par le nombre à nouveau croissant, depuis l'été 2001, des permis de construire des logements.

### Nouvelle hausse des prix de l'immobilier

Selon les indications fournies par le bureau Wüest & Partner, l'offre d'appartements à louer ou à vendre s'est de nouveau réduite au quatrième trimestre, et les prix ont fortement augmenté en comparaison annuelle. La hausse la plus marquée a été enregistrée par les appartements en propriété par étage (3,5%). Les prix des maisons familiales se sont accrus de 2,3%, et ceux des loyers des logements, de 1,9%. En revanche, la hausse des prix des surfaces de bureaux, un secteur qui est sensible aux fluctuations de la conjoncture, s'est encore ralenti (2,1%).

### Fort recul des investissements en biens d'équipement

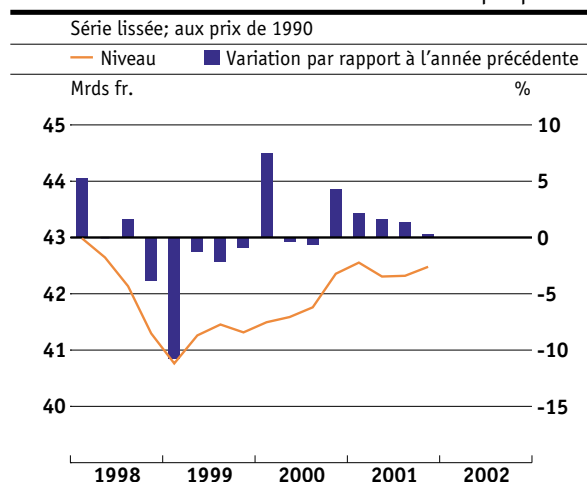
Le refroidissement conjoncturel a particulièrement affecté les investissements en biens d'équipement en 2001. Au quatrième trimestre, ils étaient inférieurs de 9,7%, en termes réels, au niveau enre-

gistré un an auparavant. Etant donné qu'une grande partie des biens d'équipement provient de l'étranger, la baisse des investissements s'est traduite par un fort recul des importations. Les acquisitions à l'étranger de véhicules routiers et d'avions ont sensiblement diminué. En janvier et février, cette tendance s'est renforcée. En outre, l'enquête de Swissmem – l'organisation faïtière de l'industrie suisse des machines, des équipements électriques et des métaux – a révélé une nouvelle dégradation des entrées de commandes de la clientèle suisse au quatrième trimestre.

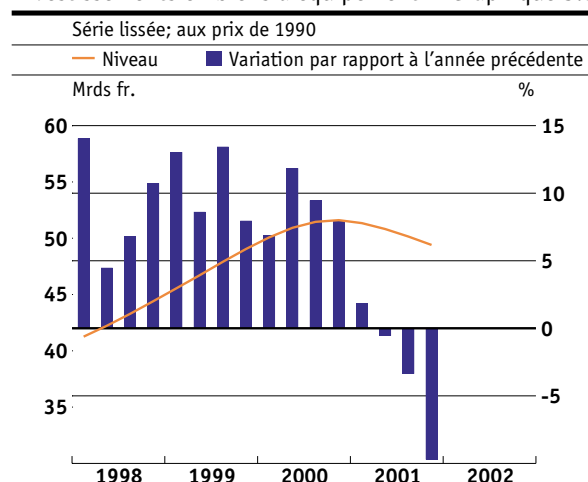
### Pas encore de reprise au premier semestre de 2002

Vu la détérioration de la situation bénéficiaire de l'industrie et la réduction du taux d'utilisation de ses capacités de production, les investissements en biens d'équipement devraient encore décliner au premier semestre de 2002. Une reprise des investissements ne devrait se produire qu'après un net redressement de la conjoncture. Selon l'enquête annuelle sur les investissements menée par le Centre de recherches conjoncturelles de l'EPFZ, les rares impulsions positives devraient venir du secteur des services avant tout. En effet, les entreprises industrielles prévoient moins d'investissements qu'en 2001.

Investissements en constructions Graphique 3.6



Investissements en biens d'équipement Graphique 3.7



Graphiques 3.6 et 3.7:  
Estimations trimestrielles,  
annualisées.  
Source: seco



### 3.5 Taux d'utilisation des capacités de production

Les indicateurs relatifs à l'utilisation des capacités de production dans l'économie fournissent des informations importantes pour l'estimation de la situation économique actuelle et de l'évolution des prix. Deux indicateurs (voir graphique 3.9) retiennent tout particulièrement l'attention: le taux d'utilisation des capacités de production dans l'industrie, qui est établi chaque trimestre par le Centre de recherches conjoncturelles de l'EPFZ, et l'écart de production pour l'ensemble de l'économie, lequel est mesuré au produit intérieur brut réel. L'écart de production (positif ou négatif) représente la différence, en pour-cent, entre le produit intérieur brut réel, tel qu'il est observé, et le produit intérieur brut réel potentiel qui serait atteint en cas d'utilisation normale des capacités de production et de stabilité des prix. En Suisse, le produit intérieur brut réel potentiel croît, estime-t-on, de près de 2% par an en moyenne.

#### Ecart de production légèrement accru

Du troisième au quatrième trimestre, le produit intérieur brut réel a stagné. L'écart de production, qui était encore légèrement positif au début de 2001, s'est creusé, passant à -0,8%. La croissance économique ne devant s'accélérer que vers la fin de l'année, il faut s'attendre à un écart de production encore légèrement négatif au cours des prochains trimestres.

#### Diminution du taux d'utilisation des capacités de production

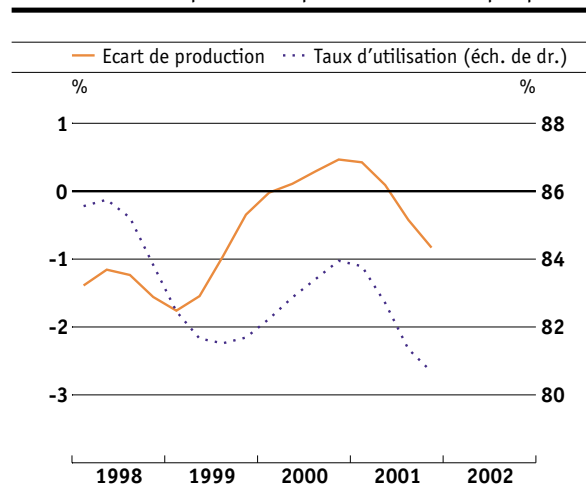
Dans l'industrie, le taux d'utilisation des capacités techniques a diminué de 0,7 point, au quatrième trimestre, pour s'inscrire à 80,7%; il était ainsi nettement inférieur à sa moyenne sur une longue période, soit 84%. Comme au trimestre précédent, de nombreuses entreprises interrogées ont estimé que le manque de vigueur de la demande constituait une entrave à la production; en majorité, elles ont considéré que les capacités de production étaient suffisantes. Cette constatation émanait avant tout des fabricants de biens intermédiaires et de biens d'équipement, mais aussi, dans une moindre mesure, des entreprises produisant des biens de consommation.

### 3.6 Perspectives conjoncturelles

En décembre 2001, la Banque nationale escomptait une hausse du produit intérieur brut réel d'environ 1% en 2002. Elle tablait sur une évolution modérée au premier semestre, puis sur une accélération qui devrait porter la croissance à près de 2,5% vers la fin de l'année. Jusqu'ici, l'évolution de la conjoncture a correspondu approximativement à ces prévisions.

Selon le «Business Economists' Consensus» (BEC)<sup>1</sup> de fin mars, la croissance du produit intérieur brut réel devrait s'inscrire à 1,2% en 2002, soit un taux légèrement supérieur à celui de l'enquête de décembre (1,1%).

Utilisation des capacités de production Graphique 3.9



Sources: BNS et Centre de recherches conjoncturelles de l'EPFZ

1 Vingt-cinq économistes de vingt-deux banques, entreprises et instituts de recherches conjoncturelles ont contribué au «Business Economists' Consensus» (BEC) de fin mars 2002. Le BEC est établi et évalué par la Banque Cantonale de Zurich à la demande de l'association des Business Economists.



## 4 Marché du travail

### 4.1 Emploi

#### Légère diminution de l'emploi

Le ralentissement de la conjoncture a eu de sensibles répercussions sur le marché du travail. Au quatrième trimestre, l'emploi a diminué et ne dépassait plus que de 0,4% son niveau de la période correspondante de 2000. Par rapport au troisième trimestre, il a reculé de 0,2% dans l'industrie et de 1,2% dans la construction. Une stagnation ou une légère baisse de l'emploi ont été observées dans toutes les branches, à l'exception de la chimie et des instruments de précision. Dans les services, le nombre des emplois a stagné. Les effectifs ont encore progressé dans des domaines tels que la formation et la santé, mais diminué sensiblement dans le commerce, dans les banques et assurances ainsi que dans l'informatique.

#### Poursuite attendue de la baisse

Selon des indicateurs avancés, la demande de main-d'œuvre a sans doute encore faibli au cours des premiers mois de 2002. Les entreprises ayant participé à l'enquête trimestrielle que le Centre de recherches conjoncturelles de l'EPFZ a menée dans l'industrie et la construction ont estimé, en majorité croissante, que leur personnel était trop nombreux. Comme les perspectives conjoncturelles se sont éclaircies entre-temps, les suppressions d'emplois devraient toutefois rester inférieures à ce qui a été enregistré dans la seconde moitié de 2001.

Les résultats de l'enquête trimestrielle de l'Office fédéral de la statistique (OFS) et l'évolution des places vacantes laissent eux aussi présager une nouvelle et légère diminution de l'emploi. Les perspectives en matière d'emploi ont continué à se détériorer dans l'industrie comme dans la construction, mais sont restées relativement bonnes dans les services. L'indice Manpower, qui mesure le volume des annonces d'offres d'emploi dans les journaux, a continué à reculer entre octobre et janvier. L'indice des places vacantes que l'OFS établit sur la base d'une enquête a suivi la même tendance.

Marché du travail données brutes

Tableau 9

	2000	2001	2000	2001	2002				2002	2002
			4e trim.	1er trim.	2e trim.	3e trim.	4e trim.	janvier	février	
Personnes occupées à plein temps et à temps partiel <sup>1</sup>	2,2	1,1	1,9	1,7	1,0	1,1	0,4	-	-	
Personnes occupées à plein temps <sup>1</sup>	1,0	0,7	1,0	1,4	0,7	0,5	0,0	-	-	
Taux de chômage <sup>2,3</sup>	2,0	1,9	1,8	1,9	1,7	1,7	2,1	2,6	2,6	
Chômeurs <sup>3</sup>	72,0	67,2	66,1	69,2	61,1	61,1	77,3	93,7	94,5	
Demandeurs d'emploi <sup>3</sup>	124,6	109,4	112,7	113,8	103,2	100,8	119,9	138,4	140,6	
Personnes touchées par des réductions de l'horaire de travail <sup>3</sup>	0,7	2,4	0,3	0,8	0,8	1,5	6,6	12,6	-	
Places vacantes annoncées <sup>3</sup>	13,5	12,4	11,8	13,7	13,9	11,4	10,6	9,5	10,9	

1 Variation en % par rapport à l'année précédente  
2 Chômeurs enregistrés, en % de la population active selon le recensement de 1990 (3 621 716 personnes actives)

3 En milliers; en regard des années et des trimestres figurent des moyennes des valeurs mensuelles.  
Sources: seco et OFS

## 4.2 Chômage

### Accroissement du chômage

Le nombre des chômeurs, qui avait commencé à marquer une tendance à la hausse à partir du mois d'avril déjà, s'est accru nettement dans la seconde moitié de 2001. En plus du refroidissement de la conjoncture, la forte réduction du personnel de Swissair, dans l'agglomération zurichoise, a contribué à l'aggravation du chômage. Selon des indicateurs avancés, il faut s'attendre à une nouvelle et légère augmentation du chômage jusqu'au milieu de 2002.

En données corrigées des variations saisonnières, le nombre des chômeurs s'est accru, passant de 67 000 en septembre à 85 000 en février; le taux de chômage a ainsi augmenté de 0,5 point pour s'établir à 2,3%. Le nombre des demandeurs d'emploi s'est accru davantage, soit de 26 300, pour atteindre 132 700. Il englobe les chômeurs inscrits aux offices du travail, mais aussi les personnes qui participent à des programmes d'occupation, qui suivent des cours de reconversion ou de perfectionnement, qui ont un emploi limité dans le temps ou qui accomplissent leur école de recrue. La part des demandeurs d'emploi à la population active a augmenté, passant de 2,9% à 3,7%. De nombreux demandeurs d'emploi venaient de l'hôtellerie, du commerce et des transports.

La répartition du chômage selon la durée montre que ce sont les personnes sans emploi depuis moins de six mois qui ont le plus augmenté. Le chômage de longue durée est resté inchangé. Il faut toutefois s'attendre à une certaine aggravation, dans cette catégorie également, au cours des prochains mois.

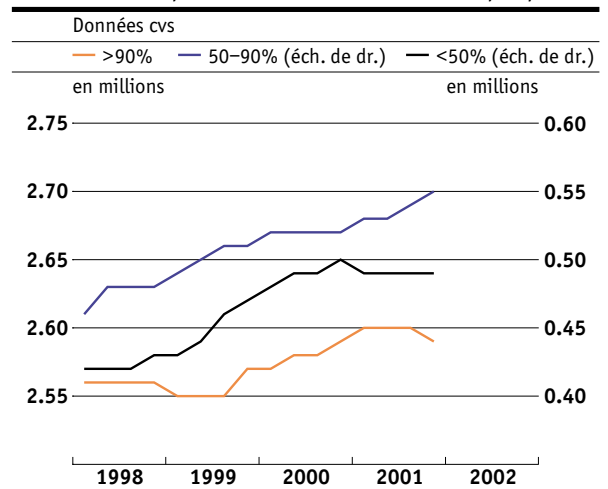
La détérioration observée sur le marché du travail a touché presque autant la Suisse romande que la Suisse alémanique. Entre septembre et janvier, le taux

de chômage s'est accru de 0,4 point dans ces deux régions pour s'établir à 3,3% en Suisse romande et à 1,9% en Suisse alémanique. Au Tessin, il a augmenté de 0,2 point, passant à 3,1%.

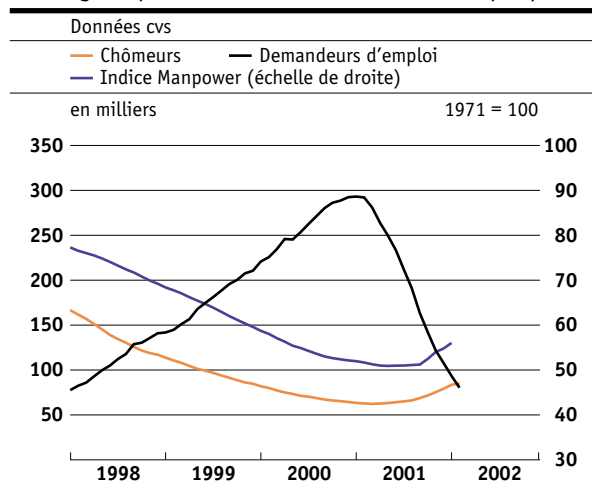
### Offre de travail plus abondante

L'accroissement du chômage, relativement fort par rapport à la diminution de l'emploi, indique que l'offre de travail a continué à progresser en 2001. Selon l'enquête suisse sur la population active (ESPA), qui a été menée au milieu de l'année 2001, le taux d'activité atteignait 81,2%. En un an, il a augmenté de près d'un point à la suite de la présence plus forte des femmes sur le marché du travail. En outre, la main-d'œuvre étrangère a elle aussi continué à croître jusqu'à la fin de l'année. Une hausse a été observée dans toutes les catégories de permis, à l'exception des saisonniers.

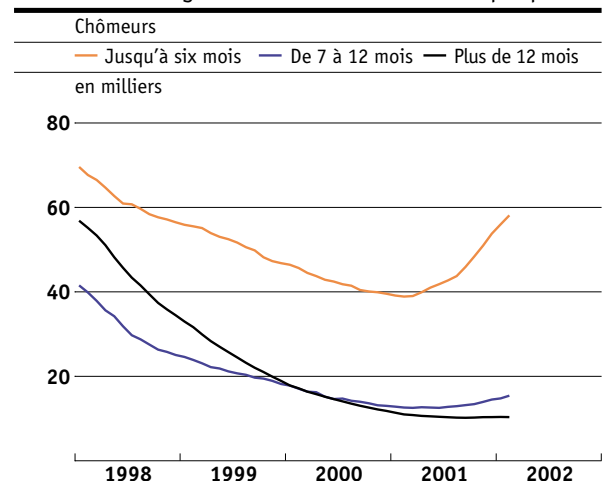
Personnes occupées Graphique 4.1



Chômage et places vacantes Graphique 4.2



Durée du chômage Graphique 4.3



Source pour graphiques 4.1 à 4.3: OFS

## 5 Prix

### 5.1 Prix à la consommation

Mesuré à l'indice suisse des prix à la consommation, le renchérissement annuel s'est accéléré, passant de 0,3% en novembre à 0,5% en janvier. Des hausses de prix dans l'alimentation et quelques services expliquent cette accélération. Des effets modérateurs sur le renchérissement ont continué à découler des produits pétroliers. En février, l'indice s'est maintenu à son niveau du mois précédent. Etant donné qu'il avait diminué quelque peu un an auparavant, le renchérissement annuel a augmenté pour s'établir à 0,7%.

#### Renchérissement intérieur légèrement accru

En dépit du ralentissement de la conjoncture, la hausse en un an des prix des marchandises et services suisses s'est accélérée légèrement. Elle était de 1,8% en février, contre 1,6% en novembre. Des relèvements de prix ont été observés en particulier dans l'hôtellerie et la restauration. Dans l'alimentation (légumes), la vague de froid a entraîné des hausses de prix en partie fortes.

#### Nouvelle baisse des prix des biens importés

Les prix des biens de consommation importés ont continué à diminuer en comparaison annuelle, mais leur repli n'a pas été aussi substantiel qu'en décembre. La baisse en un an était de 2,6% en février, contre 3,5% en novembre. Les prix des biens importés se sont repliés même si l'on fait abstraction

des produits pétroliers; en février, l'indice des prix à l'importation, sans le pétrole, était inférieur de 1,4% à son niveau du même mois de 2001. La valeur extérieure du franc, qui a augmenté, a elle aussi joué un rôle modérateur sur les prix.

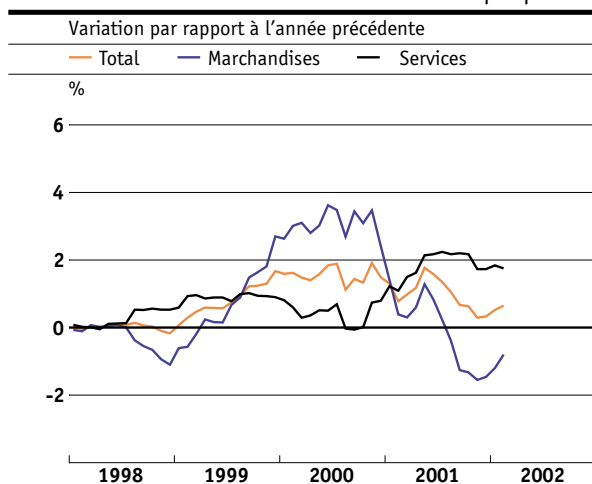
#### Hausse moins forte des loyers

Dans les services, le renchérissement était de 1,8%, en février comme en novembre. Il s'est accéléré de 0,2 point – du fait des prestations hospitalières – pour s'établir à 1,3% dans les services publics, mais est resté inchangé à 1,8% environ dans les services privés. En dépit du marché des logements très tendu dans certaines régions, la hausse annuelle des loyers s'inscrivait à 1,5% en février, contre 1,7% lors du précédent relevé, soit en novembre. Ce ralentissement a été cependant compensé par un renchérissement accru dans les autres services privés (2,1%). Des hausses de prix ont été observées non seulement dans la restauration et l'hôtellerie, mais aussi notamment dans les services fournis par les banques et les coiffeurs.

#### Net ralentissement de la baisse des prix des marchandises

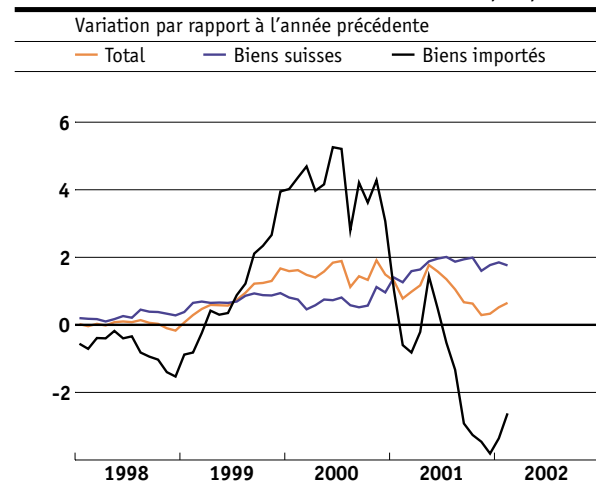
La baisse des prix des marchandises s'est nettement ralentie. Elle était de 0,8% en février, contre 1,5% en novembre. Les prix de marchandises importées telles que les produits pétroliers, l'habillement d'hiver et les chaussures ont sensiblement diminué, alors que le renchérissement des marchandises suisses s'est accéléré, passant de 1,2% en novembre à 1,7% en février.

Prix à la consommation Graphique 5.1



Source pour graphiques 5.1 et 5.2: OFS

Prix à la consommation Graphique 5.2



### Nouvelle pondération du panier-type

Depuis sa révision en profondeur de mai 2000, l'indice suisse des prix à la consommation est un indice chaîne, et les pondérations du panier-type sont adaptées chaque année. Ainsi, le panier-type reflète mieux les habitudes de consommation, qui évoluent constamment, et le renchérissement peut être mesuré avec davantage de précision. Au début de 2002, les pondérations ont été mises à jour pour la première fois, mise à jour qui a reposé sur les résultats de l'enquête menée en 2000 sur les revenus et la consommation. Les pondérations des groupes principaux «Santé», «Communications» et «Transports» ont été relevées au total de 2,1 points, alors que les groupes «Loisirs et culture», «Habillage et chaussures», «Logement et énergie» et «Équipement ménager et entretien courant» ont vu leur importance diminuer de 2,3 points. Comme précédemment, la pondération la plus forte, soit 20,1%, est celle des loyers des logements. Quant à la pondération des produits pétroliers (carburants et huile de chauffage), elle a en revanche diminué, passant de 4,2% à 3,7%.

## 5.2 Inflation sous-jacente

### Stabilisation de l'inflation sous-jacente calculée par la BNS

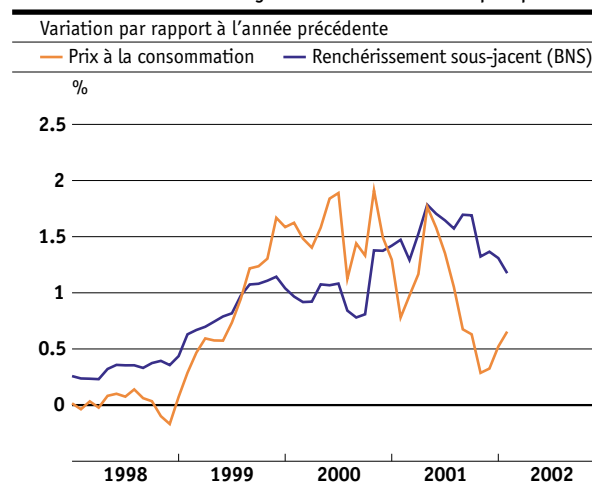
L'inflation sous-jacente, telle que la Banque nationale la calcule et qui exclut les plus fortes variations de prix vers le haut et vers le bas (30% des biens entrant dans l'indice suisse n'y figurent pas), a diminué de 0,1 point entre novembre et février pour s'inscrire à 1,2%. Elle était donc toujours supérieure au renchérissement qui ressort de l'indice suisse des prix à la consommation. Cette situation montre que les facteurs spéciaux ayant eu des effets modérateurs sur l'indice suisse ont joué un plus grand rôle que ceux qui ont poussé les prix à la hausse.

### Diminution de l'inflation sous-jacente calculée par l'OFS

Les inflations sous-jacentes 1 et 2 que calcule l'OFS – elles excluent des groupes précis du panier-type – s'établissaient toutes deux à 0,9% en novembre et ont, depuis, diminué légèrement. En février, l'inflation sous-jacente 1 s'inscrivait à 0,7%, et l'inflation sous-jacente 2, à 0,6%. L'inflation sous-jacente 1 exclut du panier-type l'alimentation, les boissons, le tabac, les produits saisonniers, l'énergie et les carburants. Quant à l'inflation sous-jacente 2, elle exclut également les produits dont les prix sont administrés.

L'écart substantiel entre les inflations sous-jacentes calculées par la Banque nationale et par l'OFS est dû aux fortes baisses de prix du groupe principal «Habillage et chaussures». La Banque nationale n'a pas tenu compte de ce groupe principal, comme le veut sa méthode de calcul, alors que l'OFS l'a maintenu, conformément aux définitions retenues, d'où des effets modérateurs sur les inflations sous-jacentes 1 et 2. Si l'on exclut ces éléments de l'inflation sous-jacente 1, l'écart se réduit très nettement: ainsi calculée, l'inflation sous-jacente 1 s'inscrivait à 1,1% en février et était inférieure de 0,1 point seulement à la moyenne élarguée de 30% qu'établit la Banque nationale.

Renchérissement sous-jacent Graphique 5.3



Source pour graphique 5.3: OFS

## 5.3 Prix de l'offre totale

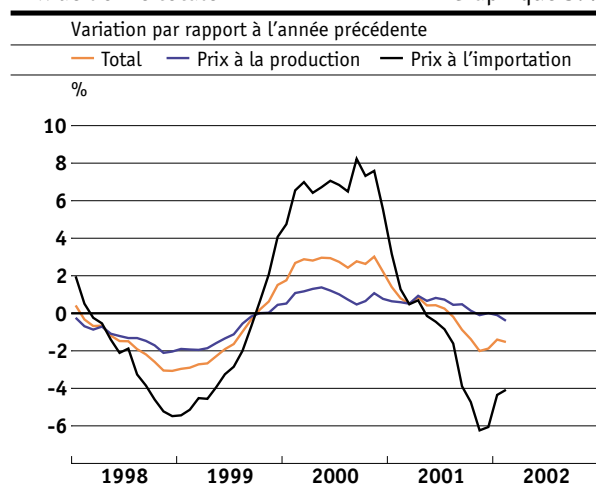
### Recul des prix de l'offre totale

Les prix de l'offre totale (prix à la production et prix à l'importation) ont poursuivi leur mouvement de baisse. En février, ils étaient inférieurs de 1,5% au niveau observé un an auparavant. Leur repli a découlé principalement de baisses de prix du côté des biens importés. Les prix des biens suisses n'ont par contre diminué que très légèrement.

En février, l'indice des prix des biens importés était inférieur de 4,1% au niveau observé un an auparavant. Les baisses des prix des produits pétroliers et métallurgiques ainsi que du papier ont joué, comme précédemment, un rôle important. La tendance à la diminution des prix a continué dans les quatre groupes: entre février 2001 et février 2002, les prix se sont repliés de 8,9% pour les matières premières, de 7,1% pour les produits semi-finis, de 1,7% pour les biens de consommation et de 1,5% pour les biens d'équipement.

En février, les prix à la production étaient inférieurs de 0,4% au niveau observé un an auparavant (novembre: -0,1%). La baisse des prix a faibli dans le domaine des matières premières pour s'établir à 3,3%, et s'est accélérée dans celui des produits semi-finis, passant à 1,4%. Le renchérissement était de 1,1% pour les biens de consommation et de 1,4% pour ceux d'équipement; par rapport à leur niveau de novembre, ces taux n'ont guère varié. Les prix des biens produits en Suisse et destinés au marché intérieur ont diminué de 0,6% en un an; ceux des biens destinés à l'exportation se sont eux aussi repliés légèrement, soit de 0,1%.

Prix de l'offre totale Graphique 5.4



Source pour graphique 5.4: OFS

## 6 Perspectives de renchérissement

### 6.1 Evolution des prix sur le plan international

#### **Effets modérateurs provenant toujours de l'étranger**

A la suite du refroidissement de la conjoncture sur le plan mondial, le prix du pétrole a baissé, passant nettement sous la barre de 20 dollars le baril au quatrième trimestre de 2001. A la mi-novembre, l'OPEP a annoncé qu'elle réduirait de 6%, à partir du 1<sup>er</sup> janvier 2002, sa production journalière; de plus, elle est parvenue à associer à sa politique d'autres pays producteurs de pétrole, notamment la Russie. Etant donné la faible demande de produits pétroliers, en particulier de kérosène, le prix du pétrole est resté, en janvier et en février, inférieur à l'objectif de l'OPEP, soit une marge comprise entre 22 et 28 dollars.

Compte tenu de la croissance encore fragile de l'économie mondiale, il ne faut pas s'attendre à des augmentations substantielles des prix des produits pétroliers dans le proche avenir. En outre, les pressions à la hausse sur les prix étant faibles à l'étranger et la valeur extérieure du franc augmentant, les prix à l'importation devraient rester stables.

### 6.2 Evolution des prix en Suisse

#### **Faibles pressions sur les coûts**

Le taux d'utilisation des capacités de production ayant diminué en 2001, les pressions à la hausse sur les prix se sont en général relâchées. Selon une enquête que l'UBS a menée l'automne dernier, les salaires nominaux augmenteront en moyenne de 2,3% en 2002; ils progresseront ainsi un peu moins que l'année précédente. Comme le renchérissement – mesuré aux prix à la consommation – devrait diminuer d'un demi-point environ d'une année à l'autre, les salaires réels croîtront à peu près au même rythme qu'en 2001. Les pressions sur les prix, qui découlent des salaires, devraient néanmoins fléchir légèrement, étant donné que la productivité du travail augmentera davantage. De plus, la concurrence toujours vive continue à limiter la marge de manœuvre pour des majorations de prix.

#### **Accélération de la hausse des loyers**

Après une brusque accélération en novembre 2000, la hausse des loyers – telle qu'elle ressort de l'indice des prix à la consommation – s'est ralentie,

passant à 1,5% en février 2002. Son ralentissement a découlé notamment du léger repli des taux hypothécaires. Pour l'année en cours, il ne faut pas s'attendre à un nouveau ralentissement de la hausse des loyers. Le nombre des logements vacants, qui est établi par l'OFS, et les enquêtes trimestrielles menées par Wüest & Partner montrent que l'offre d'appartements libres est restreinte, en particulier à Zurich et dans la région lémanique. Les loyers des logements neufs ont par conséquent augmenté. La situation tendue sur le marché du logement devrait permettre, à l'avenir également, des majorations substantielles de loyers.

#### **Relèvements des prix des transports publics**

Les CFF et l'Union des transports publics ont annoncé des hausses de prix au 1<sup>er</sup> mai 2002. Cette adaptation est due au renchérissement général et à l'extension des prestations au cours des trois dernières années. Les prix des titres de transport seront relevés en général de 3,7%, mais des majorations nettement plus fortes seront appliquées notamment aux prix des abonnements demi-tarif de deux ans, des cartes multicourses et des abonnements de réseau. Les répercussions sur l'indice suisse des prix à la consommation resteront cependant négligeables, étant donné le faible poids des transports publics dans le panier-type. Selon des calculs effectués par l'OFS, l'indice des prix à la consommation s'accroîtra de 0,05% au maximum à la suite de ces adaptations de prix dans les transports publics.

#### **Baisse des prix des produits agricoles à moyen terme**

La mise en œuvre de la politique agricole 2002, lancée en janvier 1999, devrait s'achever dans le courant de l'année. Un élément clé de la politique agricole 2002 porte sur la libéralisation du marché du lait et du marché des céréales panifiables. Dans l'indice, le prix du lait a baissé de 4,8% entre janvier 1999 et janvier 2002, et celui du pain, de 4,3%. Une prochaine étape dans le processus de libéralisation concernera un volet des accords bilatéraux conclus entre la Suisse et l'UE, volet qui porte sur le commerce des produits agricoles. Des pressions à la baisse sur les prix sont ainsi prévues dans les secteurs du lait, des fruits et des légumes. Après une phase transitoire de cinq ans, le commerce du fromage notamment devrait être entièrement libéralisé. Au cours des prochaines années, le marché agricole suisse devrait donc ressentir toujours plus fortement la concurrence internationale, d'où de nouvelles baisses de prix des produits agricoles.

### 6.3 Prévision d'inflation pour les années 2002 à 2004

Le 21 mars 2002, lors de son appréciation trimestrielle de la situation, la Banque nationale a estimé que les risques d'un nouveau ralentissement de la conjoncture et, partant, d'une tendance déflationniste, avaient diminué depuis le début de l'année. Aussi a-t-elle maintenu à 1,25%-2,25% la marge de fluctuation du Libor à trois mois.

La dernière adaptation de la marge de fluctuation remonte au 7 décembre 2001. La Banque nationale l'avait alors abaissée d'un demi-point. Se basant sur un Libor à trois mois qui resterait inchangé, elle avait pronostiqué une hausse moyenne de l'indice suisse des prix à la consommation de 0,9% en 2002, de 1,3% en 2003 et de 1,5% en 2004.

A la suite d'un effet de base, le renchérissement pourrait être légèrement inférieur, en 2002, à ce qui avait été prévu en décembre 2001. A partir du milieu de 2003, il devrait toutefois suivre l'évolution pronostiquée. Cette prévision repose sur plusieurs hypothèses. Ainsi, la conjoncture devrait gagner en dynamisme aux Etats-Unis et en Europe à partir du milieu de 2002, mais avec une vigueur plus marquée outre-Atlantique qu'en Europe. La relation de change entre l'euro et le dollar devrait se maintenir approximativement à son niveau de mars 2002, et le prix du pétrole devrait augmenter quelque peu dans le sillage de la reprise de la conjoncture.

## 7 Appréciation portée par les comptoirs de la BNS sur la situation conjoncturelle

Les comptoirs de la Banque nationale sont en contact permanent avec de nombreuses entreprises des divers secteurs et branches de l'économie. Leurs rapports, qui reflètent une appréciation subjective des entreprises, constituent une source supplémentaire d'informations pour porter un jugement sur la situation économique. Les principaux résultats tirés des entretiens sur la situation actuelle et future de l'économie, entretiens qui ont été menés durant les mois de novembre à février, sont résumés ci-après.

### 7.1 Production

Le ralentissement de la croissance, observé au second semestre de 2001, n'a pas affecté tous les producteurs dans la même mesure. Alors que le secteur industriel a subi en partie de forts reculs, de nombreuses entreprises des services axées sur les biens de consommation ont encore jugé satisfaisante la marche de leurs affaires. Une reprise de la conjoncture est généralement attendue dans la seconde moitié de l'année. Toutefois, pour l'instant, peu de signes concrets viennent corroborer cette prévision.

#### Industrie

L'affaiblissement conjoncturel a eu de sensibles répercussions sur plusieurs entreprises industrielles. Nombre d'entre elles ont enregistré une nouvelle baisse de leur production et des entrées de commandes au quatrième trimestre, mais aussi une diminution des capacités tant sur le plan technique que du personnel. Les branches proches de la construction et les producteurs de biens d'équipement et de biens intermédiaires, dans les domaines des machines et de la métallurgie, de l'électronique et des télécommunications (notamment de matériel informatique), ont été particulièrement affectés. Ils ont subi les effets du fort repli de la demande étrangère et enregistré de sensibles baisses de leurs chiffres d'affaires. Une série d'entreprises ont introduit le chômage partiel ou ont même dû procéder à des licenciements. Les producteurs de biens de consommation (en particulier de produits textiles) ont été moins touchés, alors que les branches peu sensibles à la conjoncture (chimie et produits alimentaires) ont vu leurs ventes continuer à s'accroître.

Les producteurs comme les clients ont pu réduire leurs stocks au quatrième trimestre et, depuis le début de l'année, ils sont de nouveau plus nombreux à les considérer comme étant appropriés. Ces constatations sont positives. Dans plusieurs branches, l'activité a stagné ou s'est légèrement animée en janvier. Cela a éveillé l'espoir que le creux de la vague pourrait être atteint au premier trimestre. Dans le

domaine des télécommunications et des technologies de l'information, on ne s'attend par contre à une reprise que vers la fin de l'année.

#### Services

Dans le commerce de détail, les ventes de Noël et celles du début de la nouvelle année étaient satisfaisantes, après les appréciations plutôt pessimistes de l'automne 2001. La plupart des détaillants considéraient le climat de consommation comme robuste et avaient confiance dans l'avenir. Le bon climat de consommation général a profité aussi à la restauration et à l'hébergement. Dans le segment des biens de luxe, l'absence de la clientèle étrangère et un certain transfert vers des produits bon marché ont entraîné, en partie, de fortes baisses des ventes.

La demande a reculé dans d'autres domaines du secteur des services. Dans l'informatique (matériel et logiciel), maintes entreprises ont ressenti nettement les efforts d'économie de leurs clients. Dans les banques, la gestion de fortunes a connu une dégradation, alors que les opérations sur différence d'intérêts ont évolué favorablement. Les chiffres d'affaires ont augmenté dans les transports de personnes, mais diminué dans les transports de marchandises. Cette dernière évolution est due à l'affaiblissement de la production industrielle et du commerce international. La branche touristique a elle aussi subi une chute de son chiffre d'affaires.

#### Tourisme

La saison d'hiver a été étonnamment bonne dans la plupart des régions touristiques. Grâce à la vive demande émanant de la Suisse et de l'Europe, le sensible recul des nuitées de la clientèle d'outre-mer, notamment dans le tourisme de groupe, a pu être compensé. Le tourisme d'affaires a par contre stagné dans maints endroits. Toutefois, du fait de la reprise de la conjoncture, ce compartiment va sans doute évoluer favorablement.

#### Construction

Un climat morose a régné dans la construction. De nombreuses entreprises se sont plaintes d'une baisse de leurs chiffres d'affaires et d'autres ont enregistré, dans le meilleur des cas, une stagnation. Du fait de la segmentation de la construction – par région et par domaine d'activité –, les appréciations ont été en partie très inégales. Dans la construction de logements, les perspectives se sont améliorées nettement dans quelques régions, alors que, dans l'ensemble, l'évolution était plutôt terne. La construction à caractère commercial a pâti de l'affaiblissement conjoncturel, et le génie civil a subi les effets des mesures d'économie prises par les collectivités publiques, bien que le nombre des grands chantiers ait été considérable.



## 7.2 Demande

### **Consommation privée**

Dans les entreprises axées sur les biens de consommation, le climat est resté fondamentalement favorable au quatrième trimestre. En janvier également, des hausses de chiffres d'affaires ont été observées en majorité, et une croissance des ventes est attendue pour l'année en cours. Les chiffres d'affaires et l'appréciation portée sur l'évolution du climat de consommation ont toutefois varié assez inégalement selon les segments et les régions.

### **Biens d'équipement**

Dans de nombreuses branches, des économies drastiques ont été réalisées du côté des biens d'équipement. En outre, les attentes peu favorables et les grandes incertitudes ont freiné les investissements. Au quatrième trimestre, les plans d'investissement ont par conséquent été souvent remaniés ou même supprimés. Des investissements de remplacement et de rationalisation ont primé sur les investissements visant à accroître les capacités.

### **Exportations de biens**

Dans de nombreuses entreprises exportatrices, la marche des affaires s'est sensiblement détériorée au quatrième trimestre. Seule l'industrie pharmaceutique et très peu d'entreprises hautement spécialisées ont pu échapper à cette tendance. Ces derniers mois, la demande provenant d'Europe a faibli en partie fortement, alors que les commandes de la clientèle américaine ont semblé s'orienter de nouveau à la hausse.

## 7.3 Marché du travail

Dans beaucoup d'entreprises, la main-d'œuvre n'a pu être pleinement utilisée du fait de la dégradation de la marche des affaires. Pour empêcher des pertes de savoir-faire, les entreprises ont voulu éviter autant que possible de procéder à des licenciements. Nombre d'entreprises n'ont plus remplacé les départs de personnel et n'ont pas engagé de la main-d'œuvre travaillant à temps partiel. En outre, des adaptations ont été opérées à court terme, et les possibilités offertes par le temps de travail annualisé ont été mises entièrement à profit. Les entreprises qui ont été particulièrement affectées par le recul conjoncturel ont dû parfois licencier de la main-d'œuvre très qualifiée.

## 7.4 Prix, marges et conditions de financement

Le net repli des chiffres d'affaires dans maintes entreprises industrielles a entraîné une détérioration des bénéfices. En outre, la hausse des prix des matières premières et le raffermissement du franc ont pesé en partie sur les marges. La plupart des entreprises ne prévoient pas de relever les prix, étant donné la situation concurrentielle difficile. Dans la construction, les augmentations de prix devraient continuer à se ralentir. En ce qui concerne les conditions de financement, les banques n'ont pas modifié leur pratique en matière d'octroi de crédits.

# Prévisions d'inflation par des modèles vectoriels autorégressifs

Thomas J. Jordan, Chef de la Direction de la recherche,  
Banque nationale suisse, Zurich

Peter Kugler, Professeur, Université de Bâle

Carlos Lenz, Professeur, Université de Bâle

Marcel R. Savioz, Conseiller scientifique, Direction de la recherche,  
Banque nationale suisse, Zurich

Dans la nouvelle stratégie de politique monétaire de la Banque nationale suisse (BNS), la prévision de l'inflation joue un rôle clé. D'une part, elle est à la base des décisions de politique monétaire, d'autre part, elle constitue un important outil de communication avec le public. Afin d'améliorer encore la transparence de sa politique monétaire, la Banque nationale a décidé de publier différentes études expliquant le calcul des prévisions d'inflation et leur influence sur les décisions de politique monétaire. Dans ce contexte, elle a déjà publié les articles de Jordan et Peytrignet (2001), ainsi que de Stalder (2001) dans son deuxième numéro du Bulletin trimestriel de 2001.

Le premier de ces exposés examine en détail la raison pour laquelle la Banque nationale fonde sa politique sur la prévision de l'inflation, en quoi cette prévision influe sur les décisions et comment il convient d'interpréter les prévisions publiées. Il décrit aussi la façon dont la Banque nationale recourt à une prévision qui repose sur un large consensus. Cette prévision se fonde aussi bien sur divers indicateurs que sur des modèles macroéconomiques.

Parmi les modèles que la BNS utilise, il faut mentionner les modèles économétriques traditionnels et les modèles vectoriels autorégressifs (modèles VAR). Les premiers se fondent sur une conception explicite du fonctionnement de l'économie, les relations entre les variables étant modélisées à l'aide d'équations de comportement. Dans le cas des modèles VAR, on part en revanche du principe que la connaissance du fonctionnement de l'économie est limitée. Pour cette raison, aucune structure n'est imposée aux modèles ou cette structure est réduite au minimum. Contrairement aux modèles traditionnels dans lesquels une distinction est faite entre variables exogènes et endogènes, les modèles VAR considèrent toutes les variables comme endogènes.

Stalder (2001) décrit en détail le plus grand modèle structurel traditionnel auquel recourt la BNS. Il s'agit d'un modèle néo-keynésien. Le présent exposé complète la présentation des modèles de prévision de l'inflation utilisés par la BNS par une présentation des modèles VAR développés par la BNS. Ceux-ci comportent deux catégories, à savoir les modèles VAR non structurels et structurels.

Les modèles VAR non structurels se caractérisent par l'absence d'une préconception du fonctionnement de l'économie. En particulier, le mécanisme de transmission des impulsions de politique monétaire n'est pas modélisé explicitement. Les prévisions faites par de tels modèles comportent implicitement les effets d'une politique monétaire qui correspond au comportement historique moyen de la banque centrale. A cette occasion, l'évolution de l'instrument de politique monétaire fait également l'objet d'une prévision. Celle-ci est explicite lorsque l'instrument est une variable du modèle et implicite dans le cas contraire. Comme la politique monétaire prévue correspond simplement au comportement historique moyen de l'institut d'émission et qu'ainsi aucune condition n'est imposée au sujet de son évolution, ces prévisions sont souvent appelées non conditionnelles.

Les modèles VAR non structurels ne permettent pas de faire des prévisions de politique monétaire dépendant d'hypothèses différentes. Les effets d'une politique qui s'écarte du comportement historique moyen de la BNS ne peuvent de même pas être calculés; les modèles VAR non structurels n'identifiant ni le mécanisme de transmission ni la fonction de réaction de la banque centrale. Cette limitation peut être dépassée en transformant des modèles VAR non structurels en modèles structurels (modèles SVAR). En se basant sur un minimum d'a priori quant au fonctionnement de l'économie – c'est-à-dire sur un nombre minimum de restrictions fondées sur des principes économiques généralement acceptés – un modèle SVAR permet de retracer la transmission à l'économie d'une impulsion de politique monétaire. Il permet donc de calculer des prévisions pour diverses hypothèses quant à l'évolution de la politique monétaire. Ces simulations constituent des prévisions conditionnelles. Elles donnent la possibilité de prévoir les variables du modèle sur la base d'une évolution donnée de la politique monétaire, qui peut donc temporairement diverger du comportement historique moyen de l'institut d'émission.

Tant les prévisions conditionnelles que non conditionnelles sont des parties importantes de l'analyse de la politique monétaire. Dans la pratique, les prévisions non conditionnelles forment le point de départ de la discussion. Elles indiquent les perspectives d'inflation lorsque l'institut d'émission se comporte comme par le passé. Afin d'analyser les effets d'hypothèses alternatives de politique monétaire et prendre une décision en la matière, l'institut d'émission a cependant besoin de prévisions conditionnelles.

Le présent exposé se divise en quatre parties. La première est une introduction générale à la méthodologie du VAR. Le lecteur familiarisé avec les modèles VAR peut passer directement à la deuxième partie. Elle montre la façon dont des modèles VAR non structurels permettent d'établir des prévisions non conditionnelles, et leur utilisation à la BNS. La troisième partie présente les modèles VAR structurels, décrit le modèle utilisé par la BNS et montre comment des simulations de politique monétaire et des prévisions conditionnelles peuvent être effectuées avec ce modèle. Les conclusions figurent dans la quatrième partie.

## 1 Introduction succincte à la méthode VAR

Ce chapitre a pour but de faciliter la compréhension des modèles VAR. La section 1.1 donne un bref aperçu historique, puis passe à la question de l'identification des modèles, question essentielle pour distinguer la méthode VAR des méthodes traditionnelles. La section 1.2 est consacrée à une description générale de ces modèles.

### 1.1 Contexte historique

Tinbergen a développé dès l'avant-guerre les premiers modèles macroéconomiques de prévision.<sup>1</sup> Ce sont ensuite Koopmans et ses collaborateurs à la *Cowles Foundation* qui ont formulé, dans les années cinquante, la base méthodologique sur laquelle reposent ces modèles.<sup>2</sup> Ainsi, la méthode économétrique des modèles traditionnels est souvent nommée *Cowles Commission Approach*. Ces modèles sont des systèmes d'équations dynamiques simultanées, qui comportent des équations décrivant le comportement des agents économiques ainsi que des identités comptables.

La méthode de la Commission Cowles se caractérise par une séparation stricte des tâches de la théorie économique et de l'économétrie. D'un côté, la théorie économique définit les équations du modèle, c'est-à-dire fixe les relations entre les variables. Elle détermine notamment quelles variables figurent dans certaines équations et quelles variables en sont exclues. De l'autre côté, il incombe à l'économétrie d'estimer les paramètres (de choisir éventuellement la forme supposée des relations) et de déterminer le processus d'ajustement progressif à l'équilibre (structure des retards échelonnés).

Cette division des tâches a été remise en question au milieu des années septante. A l'époque, les modèles macroéconomiques traditionnels n'ont pas été à même de prévoir la récession mondiale déclenchée par le premier choc pétrolier. Cette situation a démontré que les modèles étaient mal construits, malgré des recherches théoriques menées pendant des années pour les améliorer. La méthode de spécification des modèles macroéconomiques traditionnels a alors été critiquée de façon radicale.<sup>3</sup> A partir des années septante, de nouvelles voies se sont ainsi ouvertes à la recherche économétrique.<sup>4</sup>

L'une d'elle consistait à restreindre le rôle de la théorie économique pour spécifier les modèles économétriques. Les modèles basés sur des techniques

1 Dès 1936, Tinbergen a présenté un modèle de 27 équations pour les Pays-Bas et un modèle de 84 équations pour les Etats-Unis.

2 Voir Koopmans et Hood (1953).

3 Voir Liu (1960) qui a fait œuvre de précurseur et Sims (1980).

4 Voir un aperçu chez Kirchgässner et Savioz (1997).

de séries temporelles étaient particulièrement appropriés à cet objectif, puisqu'ils ne nécessitent que peu de théorie économique. La recherche dans le domaine de l'économétrie des séries temporelles en a été stimulée jusqu'à aujourd'hui. Dès 1970, Box et Jenkins ont développé les modèles de séries temporelles ARIMA. En 1975, Granger et Newbold ont démontré que de petits modèles de séries temporelles ARIMA ont souvent fourni de meilleures prévisions que les grands et onéreux modèles économétriques traditionnels d'alors. Dans les années quatre-vingt, on est parvenu à des percées décisives dans la conception de l'économétrie des séries temporelles, notamment par les travaux de Dickey et Fuller (1981) sur les variables intégrées, d'Engle et Granger (1987) sur les variables cointégrées, de Sims (1980) sur les modèles de séries temporelles multivariées (modèles VAR) et de Johansen (1988) sur le recours aux relations de cointégration dans les modèles multivariés de séries temporelles. Ces méthodes ont été développées en particulier pour le traitement des questions liées à la politique monétaire.

En substance, la critique de Sims (1980) à l'encontre des modèles macroéconomiques traditionnels porte sur la manière dont ceux-ci sont identifiés. Indépendamment de l'approche économétrique choisie, un modèle doit être *identifié* de manière à permettre une interprétation économique de ses résultats. Des prévisions conditionnelles ne sont ainsi possibles qu'après identification du modèle. Habituellement, dans les manuels d'économétrie le problème de l'identification est illustré à l'aide du marché d'un produit agricole tel que le café. L'offre de café aux Etats-Unis dépend des conditions météorologiques du Brésil. Toutefois, les conditions météorologiques ne jouent guère de rôle dans la demande de café aux Etats-Unis. Cette situation permet d'exclure un facteur, les conditions météorologiques, de l'équation qui détermine la demande de café. Si les conditions météorologiques changent en Amérique du Sud, l'équilibre du marché se déplace le long de la courbe de la demande de café. Celle-ci peut donc être *identifiée* et ses paramètres peuvent être déterminés empiriquement. Il devient alors possible de faire des prévisions du prix du café conditionnelles à un changement météorologique. Si non seulement l'offre, mais aussi la demande de café dépendaient du temps en Amérique du Sud, les variations de prix et de quantités le long de la courbe de demande ne se distingueraient plus de celles le long de la courbe d'offre. Les variations de prix et de quantités observées ne se laisseraient plus traduire en terme de déplacements

de l'équilibre le long de la courbe de demande (notion d'identification de la courbe de demande). La pente de la courbe de demande serait inconnue et les prévisions conditionnelles aux conditions météorologiques deviendraient difficiles voire impossibles.<sup>5</sup>

Selon l'approche de la Commission Cowles, l'identification s'effectue grâce à des *restrictions d'exclusion*. Par une telle restriction, le coefficient d'une variable explicative potentielle est fixé à zéro dans l'équation qui détermine une variable endogène du modèle. Ainsi, toute valeur explicative est déniée à cette variable dans la détermination de la variable endogène. L'identification a ainsi lieu simultanément à la spécification du modèle, en ayant recours aux connaissances de la théorie économique. Sims (1980) taxe de *peu plausible* l'identification d'après la méthode de la Commission Cowles. Il soutient que l'on ne peut guère faire appel à la théorie économique pour justifier de telles restrictions d'exclusion. Au contraire, la théorie de l'équilibre général décrit l'économie comme un système dans lequel tout est lié. L'identification d'une équation de demande en donne un exemple. Il est difficile d'identifier une équation seule, car toutes les équations de demande devraient théoriquement présenter les prix de tous les biens comme variables explicatives. Si des restrictions d'exclusion apparaissent néanmoins dans un système d'équations de demande, Sims suppose que l'économètre recourt alors davantage à sa propre version d'une théorie psychologique ou sociologique qu'à la théorie économique.<sup>6</sup>

Le rôle des anticipations en économie est une autre raison qui conduit à remettre en question l'identification selon l'approche de la Commission Cowles. Sims recourt précisément à l'exemple du marché du café pour démontrer que, dans le cas d'anticipations rationnelles, les restrictions d'exclusion des modèles économétriques traditionnels ne sont pas adéquates et les modèles ne sont donc pas identifiés. Des conditions météorologiques défavorables au Brésil peuvent en effet entraîner des achats de café par les consommateurs et les courtiers qui anticipent la hausse des prix. Si l'on part d'anticipations rationnelles tant la courbe d'offre que la courbe de demande dépendent donc du temps au Brésil. Il en résulte que les variations de prix et de quantités utilisées par l'économètre pour estimer la valeur des paramètres de la courbe de demande n'ont pas nécessairement lieu le long de celle-ci. L'équation estimée n'est pas véritablement une courbe de demande de café et ne doit pas être considérée comme *structurelle*. En fait, elle résulte de l'action combinée des

5 Voir une discussion plus détaillée chez Sims (1980).

6 Voir Sims (1980), page 3.

courbes d'offre et de demande qui se déplacent simultanément. Elle constitue de ce fait ce que les économètres appellent une *forme réduite* du modèle d'offre et de demande. Par conséquent, les prévisions conditionnelles calculées sur la base d'une équation de demande estimée ainsi sont erronées.

Le développement de l'approche VAR par Sims (1980) est une réponse aux difficultés susmentionnées. Sims a montré qu'une méthode de spécification et d'identification moins problématique était possible dans le cadre des modèles vectoriels autorégressifs.

## 1.2 Bases théoriques des modèles VAR

Un modèle VAR( $p$ ) peut être décrit de la manière suivante:

$$(1) \quad y_t = D_1 y_{t-1} + D_2 y_{t-2} + \dots + D_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \\ E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega,$$

où  $y_t$  constitue un vecteur de  $n$  variables endogènes au moment  $t$ . Le vecteur peut, par exemple, inclure le taux d'inflation, la variation des taux d'intérêt, l'expansion de la masse monétaire ou d'autres variables:

$$y_t = \begin{bmatrix} \text{taux d'inflation,} \\ \text{variation des taux d'intérêt,} \\ \text{expansion de la masse monétaire,} \\ \dots \end{bmatrix}.$$

Les matrices  $D_i$ , pour  $i = 1, \dots, p$ , contiennent les coefficients du modèle. L'ordre  $p$  du modèle VAR indique combien de vecteurs retardés  $y_{t-i}$  figurent dans le modèle. Le vecteur  $\varepsilon_t$  représente les influences non systématiques, dénommées également impulsions ou innovations. La matrice de variance-covariance  $\Omega$  indique la structure de corrélation des influences non systématiques  $\varepsilon_t$ .<sup>7</sup>

Dans le cas du modèle VAR bivarié d'ordre 1 que nous utiliserons plusieurs fois à titre d'illustration, l'équation (1) devient:

$$y_t = D_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \\ = \begin{bmatrix} d_{11} y_{1t-1} + d_{12} y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \\ d_{21} y_{1t-1} + d_{22} y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}.$$

Le vecteur des variables endogènes ( $y_t = (y_{1t} \ y_{2t})'$ ) s'explique par le modèle (les coefficients de la matrice  $D_1$ ), la position initiale ( $y_{t-1} = (y_{1t-1} \ y_{2t-1})'$ ) de la période précédente et les influences non systématiques ( $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t} \ \varepsilon_{2t})'$ ). Chaque variable dépend de l'évolution passée de l'ensemble des variables. Les relations simultanées entre les variables, c'est-à-dire les effets réciproques qui se manifestent au cours de la période, seront saisies par la matrice de variance-covariance suivante:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \text{var}(\varepsilon_{1t}) & \text{cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) \\ \text{cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) & \text{var}(\varepsilon_{2t}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{bmatrix}.$$

Supposons que la première variable du vecteur  $y_t$  représente le taux d'inflation et la seconde le taux d'intérêt déterminé par la politique monétaire. Com-

7 Voir également Stock et Watson (2001) pour une description simple de la méthode VAR. Afin de simplifier la notation, les variables sont exprimées en déviation par rapport à la tendance. Pour la même raison, la notation ne distingue pas les paramètres véritables des paramètres estimés.

ment faut-il, dans ce cas, interpréter les coefficients de la matrice  $D_1$  et  $\Omega$ ? Une innovation du taux d'intérêt ne se répercute directement sur l'inflation que si la covariance avec l'innovation de l'inflation est différente de zéro:  $\text{cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) \neq 0$ . Si l'inflation a sa propre dynamique, le premier coefficient de la première ligne de la matrice ( $d_{11}$ ) est différent de zéro. L'inertie du taux d'inflation dépend de la taille de ce coefficient. Si le coefficient  $d_{11}$  est proche de un, une inflation forte restera forte. Si la politique monétaire influe sur l'inflation avec retard, le coefficient  $d_{12}$  doit être différent de zéro. L'ampleur de l'effet dépend de la taille du coefficient. Ce retard peut provenir du fait qu'un changement du taux d'intérêt ne se répercute sur les prix qu'après un certain temps. Toutefois, il peut aussi être imputable au fait que la politique monétaire fixe le taux d'intérêt au moment  $t$  en anticipation de l'inflation au moment  $t+1$ .

Dans une économie, la relation entre l'inflation et le taux d'intérêt est trop complexe pour être capturée par les quatre coefficients de la matrice  $D_1$ . Néanmoins, les interrelations dynamiques complexes que l'on observe dans une économie peuvent être décrites par des modèles VAR comportant plusieurs variables et d'ordre  $p$  supérieur à un.

Revenons à la partie systématique du modèle (1) VAR( $p$ ):

$$(2) \quad \hat{y}_t = D_1 y_{t-1} + D_2 y_{t-2} + \dots + D_p y_{t-p}$$

Les coefficients des matrices  $D_i$   $i=1,2,\dots,p$  ne doivent pas être interprétés comme des paramètres de comportement structurels, car ils sont des fonctions complexes de coefficients de comportement sous-jacents. La composante systématique  $\hat{y}_t$  du modèle VAR( $p$ ) représente la prévision de la variable  $y_t$ . Cette prévision ne se base que sur des informations disponibles au moment  $t-1$ , à savoir la position initiale  $y_{t-i}$ ,  $i=1,\dots,p$  et les matrices  $D_i$   $i=1,2,\dots,p$ . Ainsi, le vecteur des influences non systématiques  $\varepsilon_t$  représente l'erreur de prévision

$$y_t - \hat{y}_t = \varepsilon_t$$

du modèle. Le vecteur des influences non systématiques  $\varepsilon_t$  rassemble les informations qui se rapportent aux variables pour la période en cours  $t$ , et qui ne sont pas prévisibles par le modèle. C'est pourquoi les composantes de ce vecteur sont nommées innovations. Dans la méthode VAR, ces innovations figurent au centre de l'analyse. Si, comme ci-dessus dans le modèle VAR(1), la seconde variable du vecteur  $y_t$  représente le taux d'intérêt, l'innovation de la seconde équation de (1) représente la variation non

prévisible du taux d'intérêt. Un changement de politique monétaire inattendu constitue une telle variation imprévisible: La politique monétaire se fonde sur des informations disponibles *durant* le trimestre en cours  $t$ , tandis que le taux d'intérêt attendu  $\hat{y}_{2t}$  se rapporte à des informations de la période précédente  $t-1$ . Une modification imprévue du taux d'intérêt peut également provenir d'un changement inattendu de l'inflation.

L'équation (1) illustre qu'au moment  $t$ , les variables endogènes  $y_t$  dépendent de leur passé,  $y_{t-i}$  pour  $i=1,2,\dots,p$ , et de l'innovation en cours  $\varepsilon_t$ . Il en va ainsi de toutes les périodes précédentes. En raison du caractère récursif de l'équation (1), le vecteur des variables endogènes peut être représenté uniquement comme une fonction des innovations passées:<sup>8</sup>

$$(3) \quad y_t = \varepsilon_t + C_1 \varepsilon_{t-1} + C_2 \varepsilon_{t-2} + \dots$$

L'équation (3) forme le noyau de la méthode VAR. Elle représente le vecteur de variables endogènes  $y_t$  comme la moyenne pondérée des innovations actuelles et antérieures. Il s'agit de la représentation «moyenne mobile» (*Vector Moving Average* ou VMA) du modèle. L'influence des innovations  $\varepsilon_{t-i}$  sur le vecteur de variables endogènes  $y_t$ ,  $i$  périodes dans l'avenir, est décrite par la matrice des coefficients  $C_i$ . Les matrices  $C_i$  indiquent les réactions des variables  $y_t$  aux innovations et sont des fonctions complexes des matrices  $D_i$ ,  $i=1,2,\dots,p$ .

Toutefois, les matrices  $C_i$  sont difficiles à interpréter s'il existe une corrélation entre les innovations: il n'est guère judicieux de considérer séparément la réaction d'une variable à une innovation déterminée s'il faut prévoir que le changement de cette innovation entraînera simultanément un changement de toutes les innovations corrélées avec elle. Pour résoudre ce problème, Sims a proposé simplement et pragmatiquement de représenter de manière récursive la corrélation des innovations, méthode devenue routinière dans les analyses VAR. Dans ce contexte, l'innovation de la première variable du système VAR,  $\varepsilon_{1t}$ , est interprétée comme un changement exogène. Le deuxième changement exogène est le résidu de la régression de l'innovation de la deuxième variable  $\varepsilon_{2t}$  sur la première. Si nous appliquons cette méthode récursivement jusqu'à la  $n^{\text{ème}}$  innovation,  $\varepsilon_{nt}$ , nous obtenons la représentation des innovations comme fonction linéaire récursive de  $n$  variables non corrélées, désignés par  $u$  ci-après:

8 La stabilité du modèle VAR est considérée comme une condition.

$$\begin{aligned}
\varepsilon_{1t} &= u_{1t}, \\
\varepsilon_{2t} &= a_{21}u_{1t} + u_{2t}, \\
(4) \quad &\dots \\
&\dots \\
\varepsilon_{nt} &= a_{n1}u_{1t} + \dots + a_{n,n-1}u_{n-1t} + u_{nt}.
\end{aligned}$$

En remplaçant les innovations de l'équation (3) par les chocs non corrélés de l'équation (4), nous obtenons une représentation du modèle qu'il est possible d'interpréter directement. Celle-ci indique les effets des chocs autonomes  $u$  sur les variables du modèle (fonction de réponse aux impulsions). La matrice triangulaire  $A_0$  des coefficients de (4) peut également être calculée par une décomposition de Choleski de la matrice  $\Omega$  des covariances des innovations. Un modèle VAR dont les innovations sont décomposées selon (4) est appelé modèle VAR *récuratif*.

## 2 Prévisions de base par modèle VAR

Ce chapitre est consacré aux prévisions qui peuvent être calculées par des modèles VAR non structurels. La section 2.1 contient quelques remarques préalables relatives à l'élaboration de prévisions VAR et au rôle que ces prévisions peuvent jouer dans la politique monétaire. Dans la section 2.2, nous examinons la spécification des modèles VAR non structurels utilisés par la BNS. La section 2.3 explique comment combiner les prévisions de divers modèles VAR pour améliorer les prévisions.

### 2.1 Quelques remarques préalables

Les prévisions d'inflation calculées grâce à un modèle VAR non structurel s'expliquent le plus simplement au moyen d'un modèle VAR(1).

$$\begin{aligned}
y_t &= D_1 y_{t-1} + \varepsilon_t, \\
E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] &= \Omega.
\end{aligned}$$

Si l'on nomme le présent  $T$ , l'état de l'économie aux moments  $T+1$  et  $T+2$  est donné par l'expression

$$y_{T+1} = D_1 y_T + \varepsilon_{T+1}$$

et

$$\begin{aligned}
y_{T+2} &= D_1 y_{T+1} + \varepsilon_{T+2} \\
&= D_1 (D_1 y_T + \varepsilon_{T+1}) + \varepsilon_{T+2} \\
&= D_1^2 y_T + D_1 \varepsilon_{T+1} + \varepsilon_{T+2}
\end{aligned}$$

Les innovations futures  $\varepsilon_{T+1}$  et  $\varepsilon_{T+2}$  sont inconnues au moment  $T$  où la prévision est établie. L'espérance mathématique de ces innovations est donc égale à zéro:

$$E_T(\varepsilon_{T+1}) = E_T(\varepsilon_{T+2}) = 0.$$

Ainsi, les prévisions d'inflation des moments  $T+1$  et  $T+2$  sont:

$$\begin{aligned}
\hat{y}_{T+1} &= E_T(y_{T+1}) = D_1 y_T, \\
\hat{y}_{T+2} &= E_T(y_{T+2}) = D_1^2 y_T
\end{aligned}$$

et la prévision du moment  $T+i$  est

$$(5) \quad \hat{y}_{T+i} = D_1^i y_T.$$

Si les prévisions sont destinées à la politique monétaire, l'horizon de prévision doit dépasser le délai moyen à partir duquel les instruments de politique monétaire agissent. La Banque nationale suisse se fonde sur l'idée que la majeure partie de l'effet d'un choc de politique monétaire se manifeste dans



un délai de trois ans. La période de prévision est donc de  $i = 12$  trimestres et la prévision la plus longue est, par conséquent,

$$\hat{y}_{T+12} = D_1^{12} y_T.$$

Dans les prévisions calculées par des modèles VAR non structurels, la politique monétaire n'est pas déterminée par un scénario, mais correspond au comportement historique moyen de la banque centrale. Contrairement aux prévisions conditionnelles, basées sur certaines hypothèses relatives à l'évolution future de la politique monétaire, les prévisions de base sont non conditionnelles.<sup>9</sup> Si la période de prévision  $i$  est assez longue, les prévisions de modèles VAR non structurels, comme les prévisions non conditionnelles de tout modèle économétrique défini de façon appropriée, indiquent toujours une convergence avec la moyenne historique des variables lorsque les variables sont stationnaires (voir l'équation (5)).<sup>10</sup> Les prévisions de ces modèles sont néanmoins intéressantes à court et moyen terme. Premièrement, elles forment une première base pour juger les besoins d'action en politique monétaire. Les prévisions  $\hat{y}_{T+i}$  indiquent l'évolution attendue en prenant en compte l'état initial de l'économie et le comportement passé moyen de la banque centrale en matière de politique monétaire. Ainsi, les prévisions non conditionnelles révèlent si le comportement habituel en matière de politique monétaire suffit à maintenir à moyen terme l'inflation dans le cadre souhaité.

Deuxièmement, les prévisions de modèles VAR non structurels sont athéoriques. Ainsi, l'évaluation d'un éventuel besoin d'agir ne se base pas sur un modèle théorique spécifique. L'évaluation est ainsi indépendante d'une préconception quant à la structure et à la manière de fonctionner de l'économie. En raison de leur caractère athéorique, ces prévisions servent fréquemment de *référence* dans la comparaison avec d'autres.

9 Il faut être conscient que chaque prévision est conditionnelle à certains égards. Même les prévisions des modèles VAR non structurels dépendent des informations disponibles. On préfère donc employer la notion de prévision de base (baseline forecast) à celle de prévision non conditionnelle. (Voir à ce sujet Canova (1995), page 100).

10 La raison de la convergence est que le modèle est estimé par les données d'un régime de politique monétaire dans lequel l'inflation est l'objectif prioritaire de la politique monétaire. De plus, l'inflation historique moyenne ne devrait pas s'écarter fortement du niveau souhaité. Ces conditions impliquent que la situation soit stable et que  $\lim_{j \rightarrow \infty} D_1^j = 0$ .

## 2.2 Spécification des modèles VAR

Pour ses prévisions de base, la Banque nationale ne recourt pas à un seul modèle VAR. Elle se base sur ceux qui ont fourni récemment les meilleures prévisions et calcule une prévision combinée de ces modèles.

La spécification d'un modèle VAR repose sur quatre décisions: (i) sélection des variables, (ii) détermination de l'ordre du modèle VAR, (iii) choix de composantes déterministes éventuelles et (iv) traitement des caractéristiques tendanciennes des variables (degré d'intégration et propriétés de cointégration).

L'ordre des modèles VAR non structurels utilisés par la BNS est de quatre ou cinq. Cet ordre suffit pour saisir la dynamique des variables et, partant, de disposer d'équations débarrassées d'une éventuelle autocorrélation des résidus. Chaque équation VAR comprend une constante et des variables muettes (en cas de données non corrigées des variations saisonnières). Aucune composante déterministe additionnelle n'est insérée dans les modèles VAR. Les modèles dont les variables sont en première différence ne tiennent pas compte des tendances et des relations de cointégration éventuelles entre variables intégrées; tous les modèles sont ainsi estimés aussi bien en niveau qu'en première différence.<sup>11</sup>

Le choix des variables entrant dans les modèles se fait en plusieurs étapes. Un groupe de variables potentiellement informatives quant aux perspectives futures de l'inflation est tout d'abord déterminé. Selon les connaissances théoriques concernant le processus de transmission, les études empiriques ainsi que les recherches internes à la BNS,<sup>12</sup> 11 variables au moins font partie de ce groupe. Outre de l'inflation, mesurée par l'indice des prix à la consommation (IPC), il s'agit du PIB en terme réel, des masses monétaires  $M_1$ ,  $M_2$  et  $M_3$ , des crédits bancaires en Suisse, des indices de change nominal et réel pondérés en fonction du commerce extérieur, du taux d'intérêt à court et à long terme ainsi que la différence entre ces deux taux. Les résultats de tests de stationnarité montrent que les premières différences de ces variables peuvent être considérées comme stationnaires.

Des tests de causalité de Granger donnent une première impression de la valeur informative de ces variables quant à l'inflation future. Ils indiquent si l'adjonction d'une des dix variables améliore la prévision de l'inflation, qui se fonde uniquement sur l'évo-

11 Voir également Sims, Stock et Watson (1990).

12 Voir Jordan (1999).

lution passée de celle-ci. Si tel est le cas la variable en question comprend des informations sur l'inflation future. On dit alors qu'il s'agit d'une cause de l'inflation selon le concept de causalité de Granger. Les résultats des tests de causalité de Granger sont résumés au tableau 2.1.

Les résultats démontrent que la plupart des variables sont informatives sur l'évolution future de l'inflation et peuvent être utilisées pour des prévisions. Pris isolément, les cours du change et l'écart entre les taux d'intérêt ne causent pas l'inflation au sens de Granger. Toutefois, l'expérience indique que les cours de change et l'écart entre les taux d'intérêt combinés à d'autres variables peuvent améliorer les prévisions d'inflation.

Toute phase de prévision débute par un examen préalable des caractéristiques de prévision de tous les modèles VAR qui peuvent être formés à partir du groupe des variables informatives (5 variables par modèle au maximum). Cet examen préalable a lieu en deux étapes:

1. Les prévisions d'inflation annuelle sont calculées pour des horizons prévisionnels allant jusqu'à trois ans. Ces prévisions se rapportent au passé récent. Elles sont établies à l'extérieur de l'échantillon des données utilisées pour l'estimation des modèles VAR (*out-of-sample forecast*).
2. Les prévisions établies à l'extérieur de l'échantillon sont évaluées d'après le critère des écarts quadratiques moyens (RMSE), et les meilleurs modèles VAR sont sélectionnés.<sup>13</sup>

Quatre caractéristiques des prévisions à l'aide de modèles VAR<sup>14</sup> se sont confirmées depuis que, au début de 2000, la nouvelle stratégie de politique monétaire est entrée en vigueur:

1. Le RMSE augmente avec la longueur de la période de prévision. Avec des données corrigées des variations saisonnières et pour un horizon prévisionnel de un an, les meilleures prévisions ont un RMSE de moins de 1,0 point de pourcentage du taux d'inflation. Pour une période de prévision de trois ans, les meilleurs modèles VAR ont un RMSE inférieur à 1,5 points de pourcentage.
2. Pour des prévisions à long terme, les modèles VAR à variables en niveau donnent de meilleurs résultats que ceux à variables en première différence.
3. Les meilleures prévisions sont réalisées avec des modèles VAR contenant au maximum de trois à quatre variables.<sup>15</sup>
4. Les variables qui sont le plus fréquemment sélectionnées dans les modèles VAR qui produisent les meilleures prévisions à long terme sont: les crédits, les taux d'intérêt et les agrégats monétaires.

La sélection des modèles qui seront employés pour les prévisions d'inflation se fait sur la base d'un examen préalable. Cet examen sert en outre à détecter d'éventuelles ruptures de structure. Comme la sélection des modèles est renouvelée chaque trimestre, les modèles ayant les meilleures qualités de prévision après une éventuelle rupture de structure devraient être retenus. Il a été constaté jusqu'à maintenant que le groupe des meilleurs modèles VAR sélectionnés ne change que rarement.

## Test de causalité de Granger

Tableau 2.1

Variable	Retards = 4		Retards = 6	
	Statistique F	Valeur p	Statistique F	Valeur p
Produit intérieur brut réel	2,12	0,085*	1,87	0,096*
Masse monétaire M <sub>1</sub>	3,42	0,012**	2,08	0,064*
Masse monétaire M <sub>2</sub>	3,58	0,009***	1,98	0,078*
Masse monétaire M <sub>3</sub>	1,58	0,187	1,92	0,087*
Crédits bancaires en Suisse	3,51	0,010***	2,06	0,067*
Cours du change nominal pondéré en fonction du commerce extérieur	1,57	0,189	1,47	0,199
Cours du change réel pond. suivant le commerce extérieur	1,47	0,219	1,37	0,235
Taux court nominal	2,46	0,051*	2,46	0,030**
Taux long nominal	4,80	0,001***	3,41	0,005***
Ecart entre les taux long et court	0,98	0,425	1,43	0,211

On a recouru à des variables en première différence avec un retard maximum de 4 et de 6 trimestres. L'hypothèse testée est celle d'une non-causalité de Granger. Le rejet de l'hypothèse testée est marqué d'un astérisque. Une, deux ou trois astérisques signifient que l'hypothèse testée est rejetée avec un seuil de signification de respectivement 10%, 5% et 1%. Le test a lieu par couples de variables et sans tenir compte de relations de cointégration éventuelles.

13 Le RMSE est la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne de prévision. Il n'est pas possible de comparer sans autre la qualité des prévisions extérieures à l'échantillon d'un modèle VAR avec celle d'un modèle économétrique traditionnel à l'aide du critère RMSE.

Les prévisions VAR étant complètement dynamiques, le RMSE d'un modèle économétrique traditionnel ne peut être comparé avec celui d'un modèle VAR que si les variables exogènes intégrées dans le modèle économétrique traditionnel font aussi l'objet de prévisions.

14 Voir Jordan (1999).

15 Le manque relatif de précision des prévisions réalisées à l'aide des modèles à cinq variables pourrait provenir du manque de degrés de liberté dans l'estimation de tels modèles.

## 2.3 Combinaison de prévisions à partir de divers modèles VAR

Après la sélection des meilleurs modèles VAR, les prévisions calculées grâce à ces modèles sont combinées en une seule. Supposons par exemple que, lors de l'examen préalable, les trois modèles VAR1, VAR2 et VAR3 aient été sélectionnés pour l'horizon prévisionnel  $i$ . Les modèles seront réestimés tout d'abord en incluant les données les plus récentes. Ensuite, les prévisions  $\hat{\pi}_{VAR1, T+i}$ ,  $\hat{\pi}_{VAR2, T+i}$  et  $\hat{\pi}_{VAR3, T+i}$  seront calculées pour l'inflation  $i$  périodes dans le futur. La prévision combinée correspond alors à la moyenne pondérée de ces prévisions:

$$\hat{\pi}_{T+i} = w_1 \hat{\pi}_{VAR1, T+i} + w_2 \hat{\pi}_{VAR2, T+i} + w_3 \hat{\pi}_{VAR3, T+i}$$

dans laquelle  $w_1$ ,  $w_2$  et  $w_3$  sont les pondérations attribuées aux diverses prévisions. Il existe différentes méthodes pour pondérer les prévisions. La méthode de la moyenne simple attribue la même pondération à chaque prévision; le total des pondérations étant de un. Une méthode alternative consiste à estimer ces pondérations à l'aide des prévisions calculées lors de l'examen préalable. Dans la méthode des moindres carrés, les pondérations sont calculées grâce à une régression du taux d'inflation réalisé sur les diverses prévisions VAR. Actuellement, la BNS utilise la méthode de la moyenne simple. Ce processus est appliqué aux horizons prévisionnels  $i = 2, 4, 6, 8, 10, 12$ . Les prévisions des meilleurs modèles sont combinées pour chaque horizon  $i$ .

Le gain de précision atteint par les prévisions combinées découle de la diversification. Exception faite d'une corrélation parfaitement positive entre les différentes erreurs de prévision, une prévision faite sur la base d'une moyenne pondérée comporte une variance d'erreur inférieure à la moyenne de celles des diverses prévisions. Cet effet de diversification ne se manifeste que pour des prévisions dont l'espérance mathématique des erreurs de prévisions est nulle. Comme les modèles VAR n'ont été soumis à aucune restriction, cette propriété peut être admise. Le fait que l'erreur de prévision ait une variance inférieure signifie également que le RMSE des prévisions combinées est inférieur au RMSE moyen des diverses prévisions dont il résulte.<sup>16</sup>

Outre une précision accrue, les prévisions combinées ont les grands avantages suivants:

1. La combinaison des prévisions permet d'obtenir une *agrégation des informations*. Alors que les prévisions VAR ne tiennent compte que d'un petit nombre de variables informatives, les prévisions combinées peuvent assouplir cette restriction.
2. La combinaison de prévisions évite de se concentrer sur un seul modèle VAR. Ainsi, le problème de l'*insécurité quant à la spécification correcte du modèle* est atténué.
3. L'estimation des pondérations de la combinaison – au moyen de la méthode des moindres carrés par exemple – indique quelles prévisions VAR comportent des informations qui ne sont pas disponibles dans les autres. En outre, un changement de pondération signale une rupture de structure.

Jordan et Savioz (2001) montrent que le RMSE des prévisions d'inflation peut être réduit considérablement par des combinaisons. La méthode de la moyenne simple restreint de plus de 10% le RMSE des prévisions d'une durée d'une année. Pour les horizons prévisionnels de deux et de trois ans, la méthode la plus adéquate est celle des moindres carrés. La réduction du RMSE se chiffre de nouveau à environ 10%. Ces indications se rapportent à une comparaison du RMSE moyen des prévisions VAR avec le RMSE moyen des prévisions VAR combinées. En revanche, si l'on compare les meilleures prévisions VAR avec les meilleures prévisions VAR combinées, l'efficacité est encore accrue. Pour les prévisions d'inflation dont l'horizon s'étend à deux ou trois ans, le RMSE moyen des meilleures prévisions VAR combinées pondérées par la méthode des moindres carrés est inférieur de 30% au RMSE moyen des meilleurs modèles VAR.

Sur le graphique 2.1 figurent des prévisions de modèles VAR non structurels pour une période allant du deuxième trimestre 2000 au quatrième trimestre 2001. Seules les informations disponibles au moment de chaque prévision ont été utilisées. Les prévisions ont été faites au moyen du processus en deux étapes décrit ci-dessus.

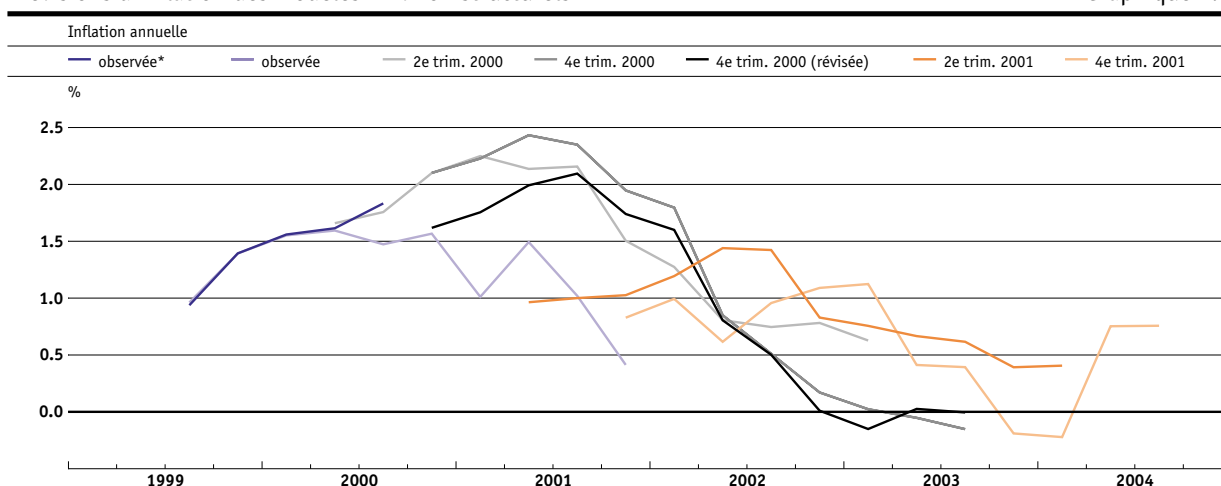
16 Le RMSE est la somme de la variance de l'erreur de prévision et du biais au carré de la prévision. Pour des prévisions sans biais, le RMSE est donc fonction de la variance de l'erreur de prévision.

Le graphique représente l'inflation annuelle calculée selon l'IPC désaisonnalisé. L'IPC ayant été corrigé d'une erreur de mesure au quatrième trimestre 2000, l'inflation annuelle est indiquée telle que calculée avant cette date. On constate sur le graphique 2.1 que les prévisions ont rapidement indiqué un net ralentissement de l'inflation. Le fait que les prévisions aient dépassé la limite des 2% au début de 2001, s'explique partiellement par l'erreur de mesure de l'IPC. Cela se constate clairement lorsque l'on compare la prévision révisée sur la base de l'IPC corrigé avec la prévision calculée avant la correction. Il est frappant que les prévisions VAR aient indiqué très tôt l'affaiblissement de l'inflation, que l'évolution de l'inflation observée n'indiquait pas avant le deuxième trimestre 2001.

Comme susmentionné, les prévisions des modèles VAR non structurels convergent vers une inflation basse si l'estimation résulte de données issues d'un régime de politique monétaire axé sur le maintien de la stabilité des prix. Par conséquent, l'information la plus importante fournie par ces prévisions est non pas la convergence vers un taux d'inflation faible, mais la rapidité et la manière dont l'adaptation au niveau historique de l'inflation se fait. Dans un horizon de trois ans, les prévisions du graphique 2.1 convergent légèrement au-dessous de 1%. Si en revanche sur l'horizon de prévision de trois ans, les prévisions d'inflation n'indiquaient aucune tendance à la convergence vers la stabilité des prix ou indiquaient même une évolution divergente la politique monétaire devrait dévier du comportement historique.

Prévisions d'inflation des modèles VAR non structurels

Graphique 2.1



\* ancien indice IPC

### 3 Modèles VAR structurels (SVAR)

Dans ce chapitre, nous nous demanderons comment les modèles VAR permettent d'analyser différents scénarios de politique monétaire. Les prévisions de base ne peuvent visiblement pas être utilisées à cette fin, puisque celles-ci impliquent une politique économique correspondant à la moyenne historique. Toutefois, en recourant à quelques connaissances théoriques concernant les effets de la politique monétaire sur l'économie, cette question peut être examinée à l'aide des prévisions conditionnelles de modèles structurels VAR (SVAR). Dans les sections 3.1 et 3.2, nous décrivons les aspects fondamentaux de la méthode. Le modèle SVAR utilisé par la BNS et les différents types de prévisions conditionnelles obtenues avec ce modèle seront traités aux sections 3.3 et 3.4.

#### 3.1 Simulations de politique monétaire

Cette section examine comment les modèles VAR ou plus précisément les modèles SVAR permettent d'effectuer des simulations de politique monétaire. Concrètement, il s'agit d'effectuer des prévisions sur les variables d'un modèle VAR qui soient subordonnées à certaines conditions. Une telle condition peut être l'exigence qu'un instrument contrôlé par la politique monétaire suive une trajectoire prédéterminée. Une autre condition envisageable est qu'une variable cible atteigne à un moment précis dans le futur une valeur prédéterminée. De telles prévisions conditionnelles peuvent être utilisées pour évaluer l'effet de décisions alternatives de politique monétaire, en examinant par exemple les conséquences dans le temps de la fixation à différents niveaux du taux d'intérêt sur les prévisions d'inflation, de la croissance de la production ou de la masse monétaire.

Lors de calculs de prévisions conditionnelles par des modèles VAR, il est nécessaire de tenir compte de la corrélation des variables entre elles à l'intérieur d'une même période. Nous allons l'illustrer au moyen du modèle VAR(1). La forme réduite de ce modèle correspond à

$$y_t = Dy_{t-1} + \varepsilon_t, \\ E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega.$$

où  $t=1,2,\dots,T$ , le vecteur  $y_t = (y_{1t}, y_{2t})'$  comprenant les variables à prévoir. Par estimation, nous connaissons

la matrice de coefficients  $D$  et la matrice de variance-covariance des résidus  $\Omega$ . Les deux matrices ont la dimension  $2 \times 2$ . Soulignons que les innovations  $\varepsilon_t$  sont généralement corrélées entre elles, c'est-à-dire que  $\Omega$  n'est pas diagonale. Les éléments essentiels permettant de calculer la prévision conditionnelle peuvent être illustrés à l'aide d'une prévision en une étape. Partant du moment actuel  $T$ , la prévision non conditionnelle en une étape de  $y_{T+1}$  se formule dans le cadre de ce modèle:

$$\hat{y}_{T+1} = Dy_T$$

Par conséquent, l'erreur de prévision est de  $\varepsilon_{T+1}$  et correspond au vecteur des innovations au moment  $T+1$ . Dans la prévision *non conditionnelle* basée sur des modèles VAR,  $\varepsilon_{T+1}$  (et, le cas échéant, l'erreur de prévision pour des prévisions à plus long terme) est posée comme égale à la valeur de l'espérance mathématique, soit équivalente à zéro. Ce faisant, on part de l'idée qu'aucune information sur les innovations ne sera disponible au-delà du moment  $T$ .

Si la politique monétaire peut contrôler une des variables de  $y_t$ , tel le taux d'intérêt  $y_{2t}$ , on peut se demander comment la prévision de l'autre, à savoir  $y_{1t}$  (l'inflation par exemple), changera lorsque l'évolution future de la variable de politique monétaire sera prédéterminée. Pour répondre à cette question, il suffit, en partant du moment  $T$ , de modifier la politique monétaire de façon à ce que la variable de politique monétaire  $y_{2, T+1}$  atteigne la valeur visée. Puis on examinera comment cela influe sur la prévision de l'autre variable. De telles prévisions conditionnelles permettent alors d'évaluer des scénarios alternatifs de politique monétaire.

On peut illustrer cette stratégie simplement à l'aide du modèle à deux variables pour le moment  $T+1$ :

$$\begin{bmatrix} y_{1, T+1} \\ y_{2, T+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1, T} \\ y_{2, T} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1, T+1} \\ \varepsilon_{2, T+1} \end{bmatrix}.$$

Si  $y_{2,t}$  est la variable de politique monétaire, il faut choisir  $\varepsilon_{2, T+1}$  de façon que  $y_{2, T+1}$  ( $y_{1, T}$  et  $y_{2, T}$  étant donnés) atteigne la valeur souhaitée  $y_{2, T+1}^*$ . Relevons cependant que  $\varepsilon_{1, T+1}$  ne peut pas être posé simplement comme égal à zéro. Comme les éléments de  $\varepsilon_t$  sont généralement corrélés, il convient de tenir compte de la corrélation historique entre les innovations et de fixer  $\varepsilon_{1, T+1}$  en conséquence. En d'autres termes, l'information passée quant à la corrélation simultanée des deux éléments de  $y_t$  peut être utilisée pour améliorer la prévision de  $y_{1, T+1}$  si  $y_{2, T+1}$  est connu.

Les innovations de la variable de politique monétaire  $\varepsilon_{2,t}$  s'expliquent partiellement par des réactions systématiques de la politique monétaire aux variations inattendues des autres variables et partiellement par des chocs de politique monétaire. Or seuls les chocs de politique monétaire jouent un rôle pour le calcul d'une prévision conditionnelle, aucune information sur les variations inattendues des autres variables n'étant disponible au moment de la simulation. Le choc de politique monétaire sera alors déterminé de façon à ce que la variable de politique monétaire atteigne la valeur souhaitée par l'institut d'émission. A cet égard, il faut tenir compte du changement attendu de la variable de politique monétaire sur la base des valeurs passées de toutes les variables. Dans le cas des prévisions conditionnelles, il ne faut tenir compte que des effets des chocs de politique monétaire. La forme structurelle du modèle VAR tient explicitement compte de ces effets. Par conséquent, il convient de calculer directement les prévisions conditionnelles au moyen de la forme structurelle du modèle.

La forme structurelle du modèle VAR(1) s'exprime comme

$$B_0 y_t = B_1 y_{t-1} + u_t, \\ E(u_t u_t') = I$$

où  $D = B_0^{-1} B_1$  und  $\varepsilon_t = B_0^{-1} u_t$ . Les innovations de la forme structurelle  $u_t$ , dont la variance est normalisée à un, peuvent dorénavant être interprétées comme des chocs structurels, puisqu'ils ne sont pas corrélés. Ainsi, les chocs structurels peuvent être attribués sans conteste – formellement, mais pas économiquement – à la fluctuation d'une variable. Les interdépendances entre les variables qui se manifestent durant une période sont capturées par la matrice  $B_0$ .

Au moment  $T+1$ , le système peut être décrit comme suit:

$$y_{T+1} = D y_T + A_0 u_{T+1}, \\ A_0 = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} = B_0^{-1}.$$

On peut maintenant appliquer la méthode décrite ci-dessus à la fixation des chocs structurels:  $u_{2,T+1}$  est déterminé de sorte que  $y_{2,T+1}$  ait la valeur souhaitée sachant que  $u_{1,T+1}$  est égal à zéro. Ce processus est légitime du fait que les chocs structurels ne sont pas corrélés. Ainsi,  $u_{2,T+1}$  peut être considéré comme un choc de politique monétaire destiné à amener  $y_{2,T+1}$  à la valeur souhaitée  $y_{2,T+1}^*$ . Ses effets

sur l'autre variable doivent également être examinés. Le choc de politique monétaire  $u_{2,T+1}$  nécessaire correspond à

$$u_{2,T+1} = \frac{1}{a_{22}} (y_{2,T+1}^* - E_T y_{2,T+1}).$$

La prévision conditionnelle de  $y_{1,T+1}$  se formule alors ainsi:

$$\hat{y}_{1,T+1} = d_{11} y_{1,T} + d_{12} y_{2,T} + a_{12} u_{2,T+1}.$$

La détermination de la forme structurelle du modèle VAR, c'est à dire la matrice  $B_0$  et, ce faisant, la matrice  $A_0$  constitue un pas décisif dans l'établissement de la prévision conditionnelle. Ce pas consiste à déterminer les chocs structurels à partir des chocs de la forme réduite et sera décrit à la section suivante.

Soulignons tout d'abord que la méthode décrite ci-dessus peut être appliquée récursivement si l'on s'intéresse à une prévision conditionnelle sur une longue période. Dans ce cas, la trajectoire dans le temps de la variable de politique monétaire est prédéterminée pour le nombre souhaité de périodes et on cherchera la prévision conditionnelle de l'autre variable. A cette fin, on recourra à la prévision venant d'être calculée pour  $y_{T+1}$ . A partir de

$$y_{T+2} = D \hat{y}_{T+1} + A_0 u_{T+2},$$

on calculera alors le choc de politique monétaire  $u_{2,T+2}$  au moyen de la valeur prédéterminée  $y_{2,T+2}^*$  et de la prévision conditionnelle de  $y_{T+1}$ . On posera  $u_{1,T+2}$  égal à zéro pour les mêmes raisons que précédemment. Le calcul permettra ainsi d'établir la prévision conditionnelle de  $y_{1,T+2}$ . Cette procédure peut être répétée jusqu'à la date ultime de la période prévisionnelle.

## 3.2 L'identification de chocs structurels dans des modèles VAR

Dans la section précédente, nous avons souligné l'importance de la forme structurelle d'un modèle VAR pour le calcul de la prévision conditionnelle. Il convient maintenant d'identifier la forme structurelle d'un modèle VAR à partir de la forme réduite.

Nous avons déjà indiqué que seules les innovations de modèles VAR structurels pouvaient être considérées comme des chocs structurels. Les innovations de la forme réduite sont généralement corrélées, nous empêchant ainsi de les interpréter de façon structurelle. Seuls des chocs non corrélés constituent des sources indépendantes de changement, alors que des chocs corrélés comprennent toujours l'influence de diverses sources. Dans l'identification d'un modèle VAR, structurel le problème essentiel consiste à déterminer la matrice  $B_0$  permettant de calculer la forme structurelle (non observable) à partir de la forme réduite (observable). La matrice  $B_0$  doit remplir la condition  $B_0\Omega B_0' = I$  pour assurer que les innovations  $u_t$  de la forme structurelle soient non corrélées et que la variance soit unitaire. Comme la matrice  $B_0$  comporte  $n^2$  éléments, mais que la condition ci-dessus ne fournit que  $n(n+1)/2$  restrictions en raison de la symétrie de la matrice de variance-covariance  $\Omega$ , il faut encore au moins  $n(n-1)/2$  restrictions pour déterminer  $B_0$ . Pour un modèle VAR à quatre variables par exemple, six restrictions sont nécessaires. Il serait judicieux de justifier ces restrictions supplémentaires, nommées d'habitude restrictions d'identification, en se basant sur la théorie économique. On s'assurerait ainsi que les innovations de la forme structurelle ont effectivement une interprétation économique structurelle.

La forme traditionnelle de restrictions d'identification, que nous avons déjà mentionnée à la section 1.2, se fonde sur le fait que la matrice  $B_0$  ou  $A_0$  est triangulaire (modèle VAR récursif). Il en résulte que les chocs structurels seront identifiés au moyen de leur effet sur les variables dans le temps. Seul le premier choc de  $u_t$  touche immédiatement la première variable de  $y_t$  les autres chocs n'agissant qu'avec retard. La deuxième variable ne sera touchée que par les deux premiers chocs, etc. On peut décider, par exemple, que la croissance de la production et l'inflation ne réagiront qu'avec un certain retard à des chocs de politique monétaire. Cette limitation temporelle de l'effet des chocs ne peut être judicieuse sur le

plan économique que si la fréquence d'observations des variables est relativement élevée. En outre, il n'est pas toujours possible de trouver des restrictions judicieuses sur le plan économique qui impliquent une structure triangulaire de  $B_0$ .

La critique formulée par Cooley et LeRoy (1985) à l'égard de la forme traditionnelle des restrictions d'identification dans les modèles VAR a abouti à toute une série d'autres méthodes dépassant la triangularité de  $B_0$ . D'une part, elles restreignent l'effet à court terme des divers chocs et, d'autre part, leur effet à long terme (ou la combinaison des deux).<sup>17</sup> Dans ces conditions, on peut partir, par exemple, de l'idée que le choc de politique monétaire et celui au taux d'intérêt nominal influent simultanément sur le taux d'intérêt et la masse monétaire et que ces deux chocs n'exercent pas d'effet immédiat sur l'inflation et le PIB. Dans un modèle VAR à quatre variables (inflation, croissances de la production et de la masse monétaire, taux d'intérêt), il en résulte la structure non triangulaire suivante:

$$A_0 = \begin{bmatrix} x & x & 0 & 0 \\ x & x & 0 & 0 \\ x & x & x & x \\ x & x & x & x \end{bmatrix}$$

Le modèle n'est pas encore identifié par ces quatre restrictions à court terme. Nous obtiendrons les restrictions encore nécessaires par des restrictions supplémentaires à long terme. Une restriction envisageable serait de postuler, par exemple, que les chocs de politique monétaire n'exerceront aucun effet à long terme sur le PIB en raison de la neutralité de la monnaie. Notons qu'en ce qui concerne les restrictions d'identification à long terme des modèles VAR structurels, il faut tenir compte du fait que celles-ci ne s'appliquent qu'à des variables intégrées d'ordre un (ou davantage). Par conséquent, certains chocs exercent des effets permanents sur ces variables. Si tel est le cas, on pourra déterminer à partir de la forme structurelle d'un modèle VAR(1) en première différence

$$B_0\Delta y_t = B_1\Delta y_{t-1} + u_t,$$

la représentation «moyenne mobile» du modèle

$$\Delta y_t = A_0 u_t + A_1 u_{t-1} + A_2 u_{t-2} + \dots$$

Cette formulation, dénommée également fonction de réponse aux impulsions, représente l'effet dynamique que les chocs structurels contemporains et passés exercent sur la première différence des variables. Ces effets se manifestent dans les matrices

17 Bernanke (1986), Blanchard et Watson (1986) ainsi que Sims (1986) ont introduit des restrictions d'identification à court terme non fondées sur la triangularité de  $B_0$ . Shapiro et Watson (1988), Blanchard et Quah (1989) ainsi que King et consorts (1992) sont des exemples précoces

d'identification de chocs au moyen de restrictions à long terme. Galí (1992), le premier, a combiné des restrictions à court et à long terme.

$A_0, A_1, A_2, \dots$ . La fonction de réponse aux impulsions pour le niveau des variables se formule alors ainsi:

$$y_t = y_0 + A_0 u_t + (A_0 + A_1) u_{t-1} + (A_0 + A_1 + A_2) u_{t-2} + \dots + (A_0 + A_1 + \dots + A_{t-1}) u_1.$$

Par conséquent, il est évident que la matrice  $A(1) = A_0 + A_1 + \dots + A_{t-1}$  représente les effets à long terme exercés par les chocs structurels sur le niveau des variables. On obtient les restrictions d'identification en posant certains éléments de la matrice  $A(1)$  comme égaux à zéro. Une relation directe, quoique relativement compliquée, existe entre  $A(1)$  et, respectivement, la matrice  $B_0$  et  $A_0$ . Par conséquent les hypothèses que la théorie économique nous offre concernant la forme de la matrice  $A(1)$  sont transposées à la matrice  $B_0$ , ce qui permet d'identifier la forme structurelle.

Relevons également que pour identifier un modèle VAR structurel il peut s'avérer adéquat du point de vue de la théorie économique d'appliquer plus de restrictions que nécessaires. On obtient alors un VAR suridentifié. La validité des restrictions supplémentaires peut être testée statistiquement.

En identifiant un modèle VAR, on cherche à obtenir des chocs structurels auxquels on peut attacher une interprétation économique. A des fins de contrôle, il est donc utile d'examiner les effets des chocs identifiés pour déceler d'éventuelles contradictions entre les effets des chocs structurels estimés empiriquement et les effets attendus par la théorie économique; et le cas échéant modifier le modèle. L'instrument servant à évaluer des modèles structurels VAR est la fonction de réponse aux impulsions. Celle-ci reflète la réaction dans le temps des variables aux chocs identifiés. D'une part l'examen de la fonction de réponse aux impulsions fournit des informations sur les conséquences dans le temps des chocs; ainsi, elles renseignent notamment sur l'importance des délais de réaction à la politique monétaire. Pour que les chocs identifiés puissent servir à la prévision conditionnelle leurs effets doivent, d'autre part, corroborer les hypothèses de la théorie économique en la matière. Il serait par exemple peu crédible d'un point de vue économique que les chocs utilisés dans la simulation de la politique monétaire soient basés sur l'idée qu'une politique monétaire axée sur l'expansion réduise l'inflation à long terme.

La désignation SVAR (VAR structurel) donne peut-être l'impression que cette catégorie de modèle est en étroite relation avec les modèles structurels macroéconométriques traditionnels. Les explications susmentionnées démontrent cependant que tel n'est le cas que de manière très limitée. Dans des modèles VAR structurels, seules sont fixées de rares restrictions à court ou long terme qui sont fondées sur la théorie économique. Par ailleurs, la relation entre les variables reste indéterminée et est définie implicitement sur la base de données empiriques, ce qui est un avantage indéniable. Dans des modèles structurels traditionnels, l'effet de la politique monétaire sur l'économie (mécanisme de transmission) est formulé, au contraire, par une description détaillée du processus de transmission des variations de taux d'intérêt et de change à de nombreuses composantes de la demande et aux déflateurs de celles-ci. En raison des nombreuses théories économiques, parfois contradictoires, quant au mécanisme de transmission, il s'agit là, certainement, d'un inconvénient.



### 3.3 Le modèle SVAR utilisé par la BNS

Dans cette section, nous présenterons le modèle SVAR utilisé par la BNS dans ses analyses de politique monétaire. Le modèle comprend quatre variables, à savoir le taux d'inflation calculé selon l'IPC, le taux de croissance du PIB réel, le taux de croissance de la masse monétaire  $M_1$  et la première différence du Libor à trois mois. Le vecteur des variables incluses dans le modèle peut donc être défini comme

$$y_t' = (\Delta \log p_t, \Delta \log y_t, \Delta \log m_t, \Delta r_t),$$

les différences des logarithmes correspondant aux taux de croissance des variables.

Comment justifier le choix des variables? Il convient visiblement de tenir compte du taux d'inflation et du taux d'intérêt, puisqu'ils jouent un rôle l'un en tant qu'objectif final et l'autre en tant qu'objectif opérationnel dans la stratégie de politique monétaire de la BNS. Le taux de croissance du PIB est également indispensable, puisque cette donnée doit aussi être prise en compte dans la politique monétaire. Finalement, la masse monétaire  $M_1$  a été incluse, car les opérations monétaires se manifestent très vite dans les variations des taux d'intérêt et des masses monétaires. En d'autres termes, la masse monétaire fournit des informations importantes pour l'identification d'un choc de politique monétaire. Toutes les variables sont introduites en première différence. Ceci s'explique, d'une part, par les résultats des tests de racine unitaire mentionnés et, d'autre part, par le fait que l'on ne puisse pas, rejeter l'hypothèse de non-cointégration des variables considérées. Ceci est en contradiction avec l'idée d'une fonction de demande de monnaie stable à long terme, c'est-à-dire d'une relation stable entre la masse monétaire, le niveau des prix, le revenu réel et le niveau des taux d'intérêt. Pour la Suisse comme pour de nombreux autres pays, une telle relation d'équilibre à long terme n'existe que dans le cas d'agrégats définis largement tels que  $M_3$ , et non dans le cas de  $M_1$ . Une fonction instable de la demande de  $M_1$  signifie qu'il existe des chocs à la demande de monnaie aux effets permanents sur la détention réelle de monnaie. Cet état de fait permet une identification plus aisée des chocs de politique monétaire.

En examinant la liste des variables, beaucoup de lecteurs déploreront certainement l'absence du cours de change. Dans l'analyse de la politique monétaire d'une petite économie ouverte, ce facteur a une grande importance. Il n'entre pas ici en ligne de

compte pour deux raisons. Premièrement, le taux de change constitue une série chronologique très volatile, subissant des ruptures structurelles (introduction puis abrogation de l'objectif de change à la fin des années septante, introduction de l'euro à la fin des années nonante). Ainsi, il est difficile à représenter de manière adéquate dans un modèle VAR linéaire. Deuxièmement, les fonctions de réponse aux impulsions reflètent implicitement l'effet exercé sur l'inflation et la croissance réelle par des variables non prises directement en considération. Un avantage de la méthode SVAR est précisément le fait que les relations entre variables ne doivent pas être spécifiées de manière complète, mais qu'elles résultent de l'interaction dynamique de celles-ci. Pour étayer empiriquement cette opinion, on constatera, d'une part, que l'effet exercé par un choc de politique monétaire sur le niveau des prix et du PIB dans le modèle SVAR avec le cours de change ne se distingue pas, pour l'essentiel, de celui d'un modèle SVAR sans le taux de change. D'autre part, avec un modèle à cinq variables les réactions dynamiques de ces variables sont estimées avec plus d'imprécision.

Il importe de faire quelques remarques sur le choix de l'agrégat de la masse monétaire. A première vue, les avoirs en compte de virements, soit les réserves des banques à la BNS, constitue l'indicateur monétaire le plus approprié de la politique monétaire. Toutefois, cette variable est également très volatile et subit des ruptures structurelles. L'introduction du SIC et de nouvelles prescriptions en matière de liquidités au début de 1988 ont entraîné de profonds changements de la demande d'avoirs en comptes de virements. De plus, le fait que l'objectif opérationnel de politique monétaire ait passé, à la fin des années nonante, des avoirs en compte de virements au taux du Libor à trois mois a changé les propriétés de la série chronologique des avoirs en comptes de virements. Une autre rupture structurelle a résulté de l'introduction des pensions de titres intrajournalières, qui a encore réduit le besoin des banques en avoirs en comptes de virements. Les caractéristiques de ces avoirs en tant que série chronologique ont donc fortement changé au cours du temps, de sorte que cette série ne peut pas être utilisée dans le modèle. Nous recourons donc à la masse monétaire  $M_1$ , qui constitue une bonne approximation du concept de caisse de transactions des modèles théoriques.

Nous devons maintenant nous occuper des hypothèses économiques servant à identifier le modèle, en particulier du choc de politique monétaire

indispensable au calcul des prévisions conditionnelles. Il faut ici indiquer que nous pouvons potentiellement identifier quatre chocs à partir de nos quatre variables: un choc de l'offre ou de productivité, un choc des prix, un choc de politique monétaire et, finalement, un choc du taux d'intérêt nominal. Pour identifier le choc monétaire, des restrictions à court et à long terme ont été utilisées:

– Durant le trimestre en cours, les chocs monétaires (politique monétaire et taux d'intérêt nominal) ne se répercutent pas sur l'inflation et la croissance réelle. Il en résulte formellement que la matrice  $A_0$  et, partant, son inverse  $B_0$  sont des matrices triangulaires par bloc (les quatre éléments en haut à droite sont nuls).

– A long terme, seuls les chocs de l'offre influenceront sur le PIB réel, alors que des chocs du taux d'intérêt nominal exerceront, en plus, des effets à long terme sur le taux d'intérêt. La masse monétaire  $M_1$  et le niveau des prix seront influencés à long terme par les quatre chocs. Il en découle que cinq éléments de la matrice  $A(l)$  représentant la somme des coefficients des fonctions de réponse aux impulsions sont égaux à zéro.

Ces hypothèses se justifient, d'une part, par l'existence de rigidités et frictions à court terme qui retardent l'effet de la politique monétaire sur la production et les prix. D'autre part, elles reflètent la neutralité à long terme de la monnaie, qui implique que des perturbations dans l'offre de monnaie se reflètent seulement à long terme sur le niveau des prix et la masse monétaire nominale.

Nous avons noté à la section 3.2 que six restrictions sont nécessaires au minimum pour identifier les chocs structurels d'un modèle VAR à quatre variables. Comme neuf restrictions ont été imposées, le modèle est donc suridentifié. Des tests statistiques quant à la validité des restrictions d'identification supplémentaires montrent que celles-ci ne sont pas en contradiction avec les données. Ces tests montrent même qu'une structure triangulaire des matrices  $B_0$  (et  $A_0$ ) est compatible avec les données.

L'estimation de ce modèle par des données trimestrielles allant du deuxième trimestre de 1974 à la même période de 2002 aboutit aux fonctions de réponse aux impulsions figurant dans le graphique 3.1. Elles montrent l'effet d'un choc de politique monétaire. Il est à noter que l'on représente les effets cumulés, à savoir les effets sur le niveau des variables, et non les premières différences. Les intervalles de confiance sont calculés à l'aide de la méthode «bootstrap». Un choc de politique monétaire de la taille d'un écart-type va immédiatement accroître la masse monétaire  $M_1$  de

1,5% et réduire le taux du Libor à trois mois de presque 0,5 point de pourcentage (voir diagrammes en haut et en bas à droite). Au cours des quatre trimestres suivants, cet effet dit de liquidité se réduit à zéro en raison de l'augmentation des anticipations inflationnistes. Le taux d'intérêt monte alors au-dessus de son niveau initial (au maximum près de 0,1 point de pourcentage), pour converger à son niveau de départ près de quatre ans plus tard. Après une réaction initialement négative, le PIB réel réagit positivement avec un retard. Une augmentation cumulative du taux de croissance de 0,1 point de pourcentage est enregistrée après huit trimestres (voir diagramme en bas à gauche). Dès la troisième année, l'effet se réduit pratiquement à sa valeur de long terme de zéro. Le niveau des prix à la consommation ne réagit qu'avec un fort décalage à une politique monétaire expansive: plus de trois ans s'écoulent avant que l'effet de la politique monétaire expansive se soit répercuté intégralement sur le niveau des prix; la hausse du niveau des prix s'inscrit à quelque 0,4 pour cent. Après trois à quatre trimestres, la hausse des prix à la consommation ralentit; il faut l'attribuer à la baisse des loyers consécutive à celle des taux d'intérêt (voir diagramme en haut à gauche).

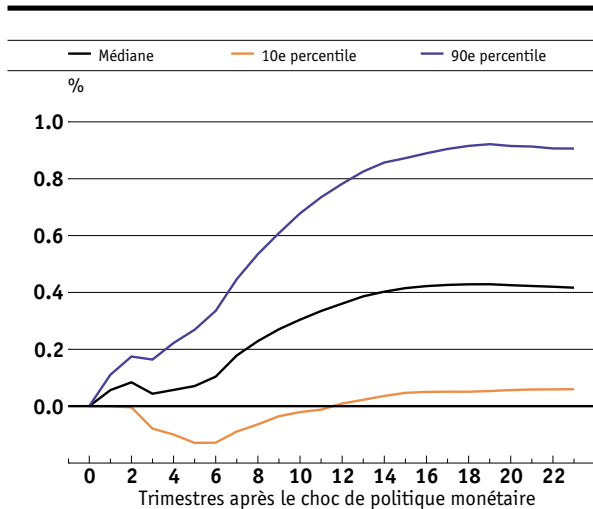
Les effets des chocs de politique monétaire paraissent plausibles. Ils prouvent que la banque centrale peut seulement influencer à court terme sur la masse monétaire et le niveau des taux d'intérêt. A moyen terme, c'est-à-dire de un à deux ans, la politique monétaire influe sur l'économie réelle; à long terme, c'est-à-dire après trois ans et davantage, seul subsiste l'effet sur le niveau des prix. L'effet négatif qu'une politique monétaire expansive exerce aux deuxième et troisième trimestres sur le PIB étonne au premier abord. Outre par l'imprécision de l'estimation (voir l'intervalle de confiance), il peut s'expliquer, par l'effet de la courbe  $j$ : la dépréciation du franc résultant de la politique monétaire expansive réduit à court terme la contribution au PIB réel des échanges réels avec l'étranger; les exportations et importations réelles ne réagissent en effet que faiblement à cette dépréciation.

### 3.4 Prévisions d'inflation conditionnelles

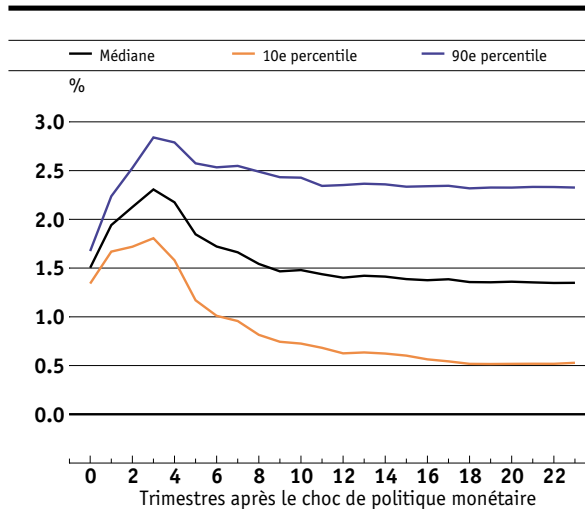
Dans cette section, nous décrivons l'emploi du modèle SVAR pour évaluer la politique monétaire. A cet égard, il faut tout d'abord tenir compte de la critique de Lucas aux évaluations économétriques d'une politique économique.<sup>18</sup> Dans le cas d'un changement

18 Pour une plus ample discussion du bien-fondé de la critique de Lucas pour ce type d'évaluation à l'aide de modèles VAR, le lecteur se référera à Leeper et Zha (1999).

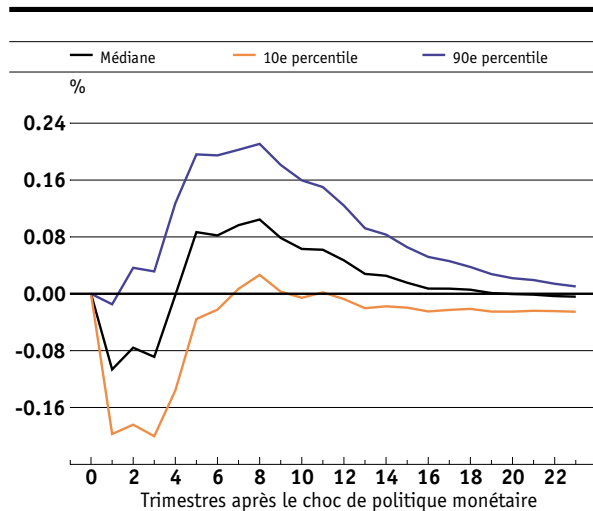
Réaction des prix à la consommation



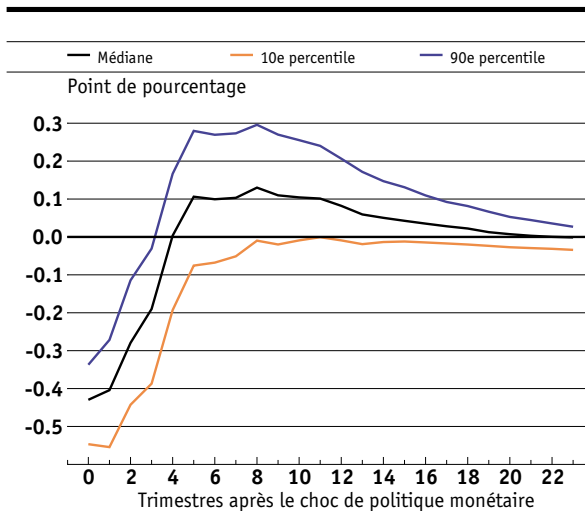
Réaction de la masse monétaire M1



Réaction du PIB



Réaction du Libor à trois mois



systématique de la politique se répercutant sur la formation des anticipations des agents économiques privés, Lucas affirme que les modèles économétriques, dont les paramètres ont été estimés dans un autre régime, perdent leur validité. Il nous faut donc nous demander si un changement systématique de la politique monétaire suisse a eu lieu depuis 1974. A notre avis, il faut répondre par la négative. Depuis le passage à des changes flexibles, la politique de la BNS a été axée sur un objectif final de stabilité des prix qui se caractérise par un taux d'inflation bas. Bien que les procédures opérationnelles et les objectifs intermédiaires visés aient changé et influé sur les caractéristiques de séries temporelles comme les réserves bancaires, les taux d'intérêt à court terme (taux de l'argent au jour le jour, taux des pensions de titres), on peut estimer que ces modifications n'ont toutefois pas exercé d'effets sur l'inflation, les croissances de  $M_1$  et du PIB, et le taux du Libor à trois mois.

### a) Prévisions conditionnelles avec taux d'intérêt constant

Après ces remarques préalables, nous examinerons tout d'abord les conséquences d'une fixation du taux d'intérêt à un niveau  $r^*$  durant les trois années suivantes. Lors d'une première étape, la prévision non conditionnelle pour la période  $T+1$  est calculée au moyen du modèle SVAR. En règle générale, la valeur du taux d'intérêt obtenue différera de la valeur-objectif  $r^*$ . Le choc de politique monétaire de la période  $T+1$  est ainsi déterminé de façon à ce que le taux d'intérêt atteigne le niveau souhaité. A l'aide du coefficient  $a_{43}$  de la fonction de réponse aux impulsions indiquant la réaction contemporaine du taux d'intérêt (quatrième variable du modèle) à un choc de politique monétaire (troisième choc du modèle), le choc monétaire requis s'écrit:

$$u_{3, T+1} = \frac{1}{a_{43}} (r^* - E_T r_{T+1}).$$

La prévision conditionnelle de  $T+1$  se formule alors comme suit:

$$\hat{y}_{T+1} = E_T y_{T+1} + a_{33} u_{3, T+1},$$

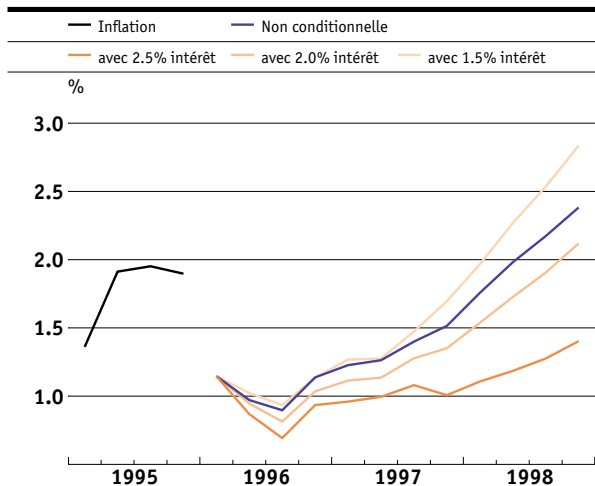
où le vecteur  $a_3$  correspond à la troisième colonne de la matrice  $A_0$ . Lors de la prochaine étape, nous partirons de la prévision conditionnelle de  $T+1$  pour calculer une prévision non conditionnelle pour  $T+2$  grâce au modèle SVAR. Nous adapterons ensuite cette prévision au taux d'intérêt prédéterminé, comme pour la période  $T+1$ . Cette procédure sera répétée jusqu'à ce que l'on atteigne la date ultime de la période prévisionnelle (c'est-à-dire douze trimestres).

Pour l'illustrer, nous considérerons les effets attendus sur l'économie de divers taux d'intérêt constants prédits par le modèle au quatrième trimestre de 1995 pour la période allant du premier trimestre 1996 au quatrième de 1998. Nous calculerons la prévision conditionnelle à la fin de l'année 1995, sous l'hypothèse du maintien, par la BNS, du taux d'intérêt constant les trois années suivantes à 1,5, 2,0 et 2,5%. Le graphique 3.2 indique l'évolution du taux d'inflation, ainsi que des taux de croissance du PIB réel et de la masse monétaire  $M_1$  résultant de ces divers taux d'intérêt à court terme. Exception faite du taux d'intérêt, toutes les variables sont présentées comme des taux de croissance par rapport au trimestre précédent. Outre les prévisions conditionnelles, une prévision non conditionnelle y figure également. Elle ne contient aucun choc de politique monétaire et le taux d'intérêt y fait l'objet d'une prévision.

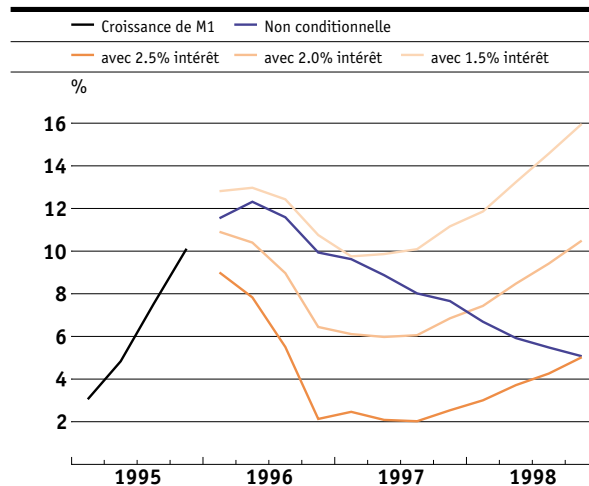
Lorsque le niveau du taux d'intérêt est fixé à 1,5% à partir du début de 1996, on peut voir sur le graphique que l'inflation prévue dépasse la barrière des 2% à partir de la seconde moitié de 1998. Si le niveau du taux d'intérêt est maintenu à 2%, ce dépassement ne se manifesterait qu'à partir de la fin de 1998. Pour maintenir la prévision d'inflation nettement au-dessous de 2% durant l'horizon prévisionnel de trois ans, une politique monétaire plus restrictive s'impose, à savoir le relèvement et le maintien du taux d'intérêt à 2,5%.

La prévision conditionnelle du PIB réel est l'image inversée de celle de l'inflation: la prévision calculée en partant d'un taux d'intérêt de 1,5% dépasse de 0,2 point de pourcentage celle qui résulte d'un taux d'intérêt supposé de 2,0%; toutefois, cette différence découle d'une forte baisse du niveau du taux d'intérêt réel; en raison des effets différés sur la croissance réelle et l'inflation, les pleines conséquences de cette politique n'apparaissent qu'au delà de l'horizon prévisionnel considéré, c'est-à-dire dans les années 1999 et 2000. Les prévisions conditionnelles à taux d'intérêt constants aident à déterminer le degré d'activité nécessaire de la politique monétaire. Cependant, les résultats susmentionnés montrent aussi le problème soulevé par la fixation du taux d'intérêt nominal pendant trois ans consécutifs alors que l'inflation évolue. Il est évident que la BNS ne maintiendrait pas le taux d'intérêt au même niveau dans ces circonstances. Pour que le taux d'inflation reste à long terme entre 0% et 2%, soit la plage assimilée à la stabilité des prix, la politique monétaire devrait être durcie au cours des derniers trimestres de la période de prévision tant dans le scénario de 1,5% que dans celui des 2,0%.

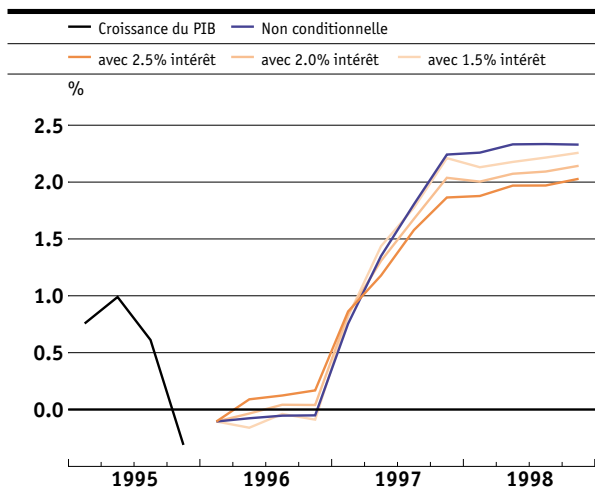
Prévisions d'inflation



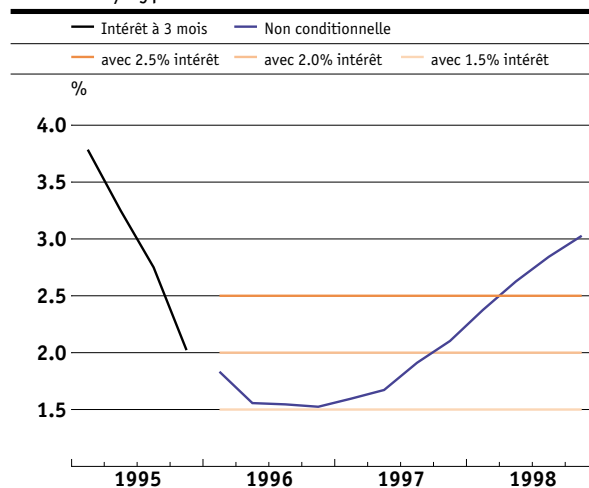
Prévisions de M1



Prévisions du PIB



Prévisions/hypothèses relatives au Libor à 3 mois



## b) Prévisions conditionnelles à taux d'intérêt variable et objectif mobile d'inflation

Compte tenu d'un objectif mobile d'inflation le modèle SVAR peut également être utilisé pour en simuler les implications en termes de fixation du taux d'intérêt. Par exemple, à chaque période le taux d'intérêt peut être fixé de telle manière qu'un taux moyen d'inflation de 2% soit visé pour les trois prochaines années. Dans le cadre de cette simulation, il convient d'adapter la politique monétaire de façon à ce que le niveau prévu des prix augmente en moyenne de quelque 0,5% par trimestre, soit 2% par an au cours des trois prochaines années. Cette condition peut être incluse dans la prévision SVAR, comme lors de la procédure relative au taux d'intérêt prédéterminé.

A nouveau, le point de départ consiste en une prévision non conditionnelle du niveau des prix durant les douze prochains trimestres. Si cette prévision dépasse la valeur visée d'un taux d'inflation de 0,5% par trimestre ( $\pi^*=0,5\%$ ), la politique monétaire doit être adaptée. Le montant du choc monétaire requis se calcule à l'aide des fonctions de réponse aux impulsions, représentées dans le graphique 3.1. Si nous désignons par  $AA_{13}(12)$ , la réponse du niveau des prix (première variable du modèle), après un délai de douze trimestres, à un choc de politique monétaire (troisième choc du modèle), le choc monétaire requis est exprimé:

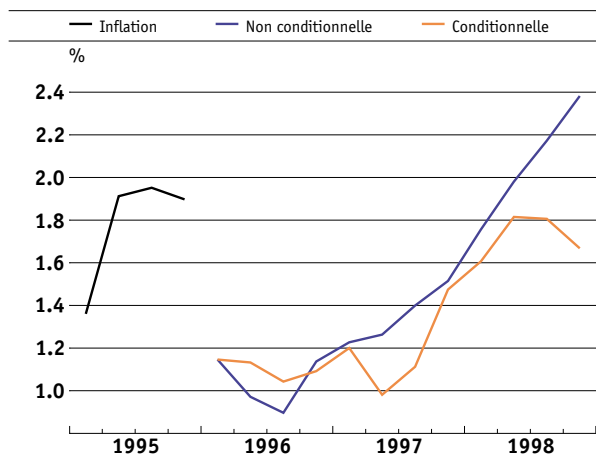
$$u_{3, T+1} = \frac{1}{AA_{13}(12)} ((\log p_{T+12} \pi^*) - E_T \log p_{T+12}).$$

Le choc de politique monétaire se calcule donc de façon que l'inflation trimestrielle moyenne visée  $\pi^*$  soit atteinte en  $T+12$ . Grâce au choc de politique monétaire ainsi calculé, on peut établir, comme dans le cas du taux d'intérêt constant, une prévision conditionnelle pour  $T+1$ . La procédure peut être répétée de manière analogue pour les périodes suivantes  $T+1$ ,  $T+2$ , ...,  $T+12$ .

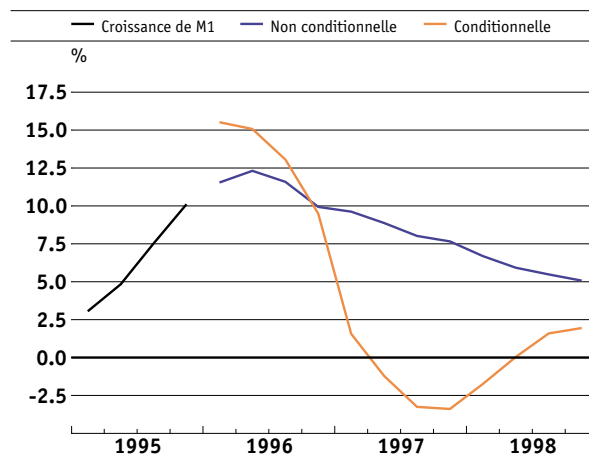
Pour illustrer la méthode, nous allons considérer les prévisions conditionnelles pour les années 1996 à 1998. Les résultats sont présentés dans le graphique 3.3 de la même manière que l'étaient ceux des prévisions conditionnelles dans le cas de taux d'intérêt constants. Pendant les premiers semestres de prévision, le taux d'intérêt est abaissé bien au-dessous de 2%. La raison en est que les prévisions non conditionnelles de l'inflation moyenne annuelle sont alors nettement inférieures à 2% pour les trois prochaines années. Les prévisions non conditionnelles montrent une hausse de l'inflation triennale à partir de 1997. De ce fait, la politique monétaire devient plus restrictive (taux d'intérêt relevé à 3%); la tendance inflationniste ascendante de la dernière année de la période de prévision est ainsi interrompue.

Dans la simulation décrite ci-dessus, on part de l'idée que la politique monétaire tient toujours compte de l'inflation moyenne attendue au cours des trois prochaines années au moment où le choc de politique monétaire est fixé. En règle générale, cela implique que la politique monétaire n'atteint pas l'inflation visée avec précision. Il est évident, par exemple, que le choc fixé au moment  $T+3$  sur la base d'une prévision d'inflation moyenne des trimestres  $T+3$  à  $T+14$  exercera un effet sur l'inflation moyenne qui se réalisera de  $T+1$  à  $T+12$ . Or il n'en est pas tenu compte au moment  $T+1$  lorsque le choc est fixé sur la base de l'inflation moyenne attendue pour  $T+1$  à  $T+12$ . Dans ce type de prévisions conditionnelles on néglige donc au moment où une décision est prise (par exemple en  $T+1$ ), les décisions qui seront prises par la suite (par exemple en  $T+3$ ). Cela explique pourquoi dans le graphique 3.3, le taux d'inflation reste au-dessous des 2% visés.

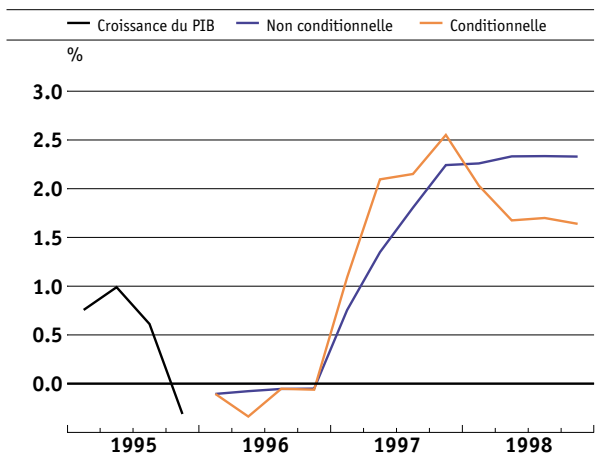
Prévisions d'inflation



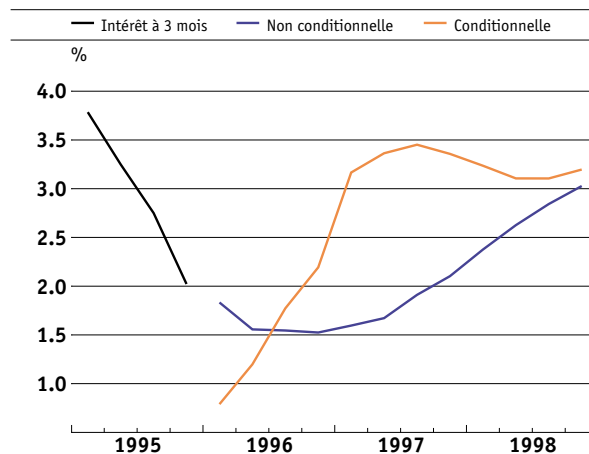
Prévisions de M1



Prévisions du PIB



Prévisions/hypothèses relatives au Libor à 3 mois



### c) Prévisions conditionnelles à taux d'intérêt variable et objectif fixe d'inflation

Le modèle SVAR peut être également utilisé lorsque l'objectif d'inflation moyenne pour la période des trois ans à venir doit être exactement atteint. Ce cas n'a que valeur d'exemple, puisque la BNS ne vise pas une inflation moyenne déterminée, mais s'efforce de maintenir l'inflation au-dessous de 2%.

Dans ces circonstances, la procédure de simulation est légèrement différente. La politique monétaire a davantage de latitude, les chocs de politique monétaire pouvant être choisis sur tout l'horizon de prévision pour atteindre l'objectif visé. Comme point de départ, on utilise de nouveau la différence entre le niveau des prix attendus à la période  $T+12$  et le niveau des prix visé avec un taux d'inflation moyen de  $\pi^*$ :

$$d = (\log p_{T+12} \pi^*) - E_T \log p_{T+12}.$$

Il convient maintenant de déterminer les chocs de politique monétaire de  $T+1$  à  $T+12$  de façon à ce que le niveau des prix attendu à la période  $T+12$  corresponde au niveau des prix visé par la simulation. On y parviendra en minimisant le montant des chocs au carré. Mathématiquement, cela correspond au problème d'optimisation

$$\sum_{i=1}^{12} u_{3,T+i}^2 \rightarrow \min$$

comportant la contrainte suivante:

$$\sum_{i=1}^{12} AA_{13}(12-i) u_{3,T+i} = d.$$

La contrainte implique que la somme totale des chocs de politique monétaire pondérés par les coefficients appropriés de la fonction de réponse aux impulsions corresponde exactement à la différence entre le niveau des prix prévu non conditionnellement et celui visé. L'expression

$$u_{3,T+i} = \frac{AA_{13}(12-i)}{\sum_{j=0}^{11} [AA_{13}(j)]^2} d$$

représente la solution de cet exercice d'optimisation. Comme la réaction du niveau des prix au choc de politique monétaire a tendance à augmenter avec le temps (voir graphique 3.1), les chocs nécessaires de politique monétaire ont tendance à diminuer au cours de la période prévisionnelle.

Le graphique 3.4 illustre cette procédure durant la période allant du premier trimestre 1996 au quatrième de 1998. Il s'avère que la prévision non conditionnelle ne doit être modifiée que marginalement pour atteindre exactement l'objectif des 2% d'inflation triennale moyenne. L'inflation étant très faible durant les premiers trimestres de prévision, où elle

avoisine 1%, la politique monétaire est assouplie par rapport à la prévision non conditionnelle des huit premiers trimestres; il en résulte une hausse du taux d'inflation prévu à plus de 2,5%. Ce résultat est inévitable au vu de la position initiale du taux d'inflation nettement inférieur à 2%, qui rend nécessaire une hausse du taux d'inflation vers la fin de la période de prévision, ceci afin d'atteindre l'objectif fixé pour la moyenne triennale. Il est évident que si une telle croissance du taux d'inflation venait à se réaliser, il en résulterait progressivement une politique monétaire toujours plus restrictive.

### d) Opérations courantes ou chocs de politique bénins

Comme mentionné, il faut veiller à ne pas simuler un changement systématique de politique monétaire lors de prévisions conditionnelles, sous peine de s'exposer à la critique de Lucas. En conséquence, les chocs de politique monétaire doivent être non systématiques et compatibles avec l'expérience historique. De tels chocs sont considérés comme *bénins* par Leeper et Zha (1999) («modest policy shocks») et, partant, admissibles, car *usuels* dans les opérations courantes de la banque centrale («business as usual policy»).

Cette exigence peut être vérifiée statistiquement. Premièrement, nous pouvons calculer la moyenne des chocs simulés pendant les 12 périodes, soit

$$\eta(12, T) = \sum_{i=1}^{12} u_{3,T+i} / 12,$$

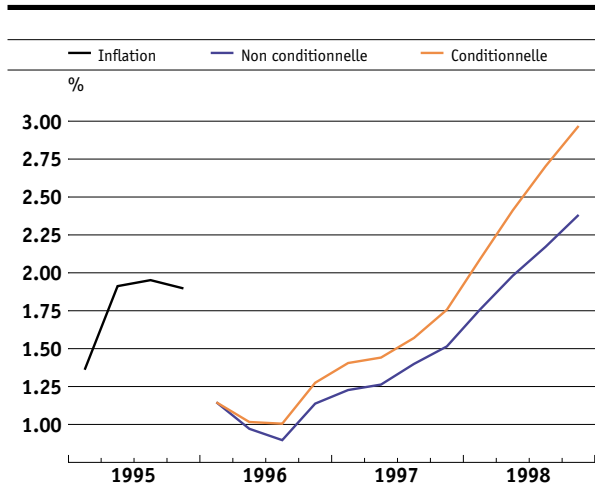
et examiner si cette statistique s'écarte fortement de zéro. Dans l'hypothèse de chocs distribués de manière identique et indépendante, cette statistique est distribuée de manière asymptotique selon une distribution normale avec une espérance mathématique de zéro et une variance de  $1/T$ . Ainsi, nous pouvons tester si les chocs de politique monétaire simulés subissent une distorsion positive ou négative systématique. Deuxièmement, nous pouvons examiner, en additionnant le carré des chocs simulés, si leur grandeur correspond à la moyenne historique. Dans l'hypothèse de chocs accidentels à variance de 1, la statistique suivante

$$Q(12, T) = \sum_{i=1}^{12} u_{3,T+i}^2$$

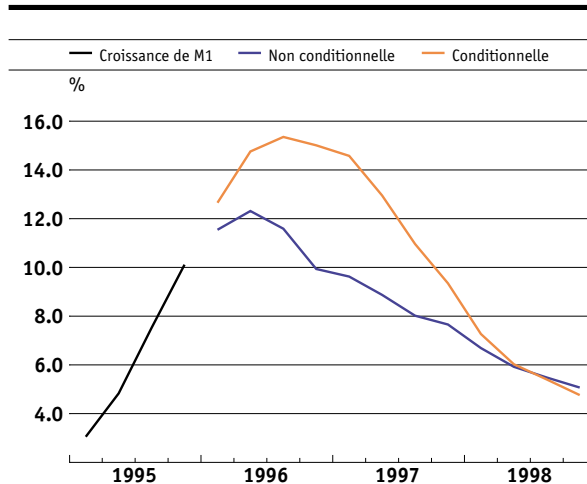
est distribuée asymptotiquement selon la loi de  $\chi^2$  avec 12 degrés de liberté. Le rejet de l'hypothèse implique que la grandeur des chocs simulés est trop élevée. En l'espèce, ces statistiques montrent que les simulations effectuées à titre d'exemple sont usuelles et ne représentent pas une déviation systématique par rapport à la politique économique poursuivie dans le passé.



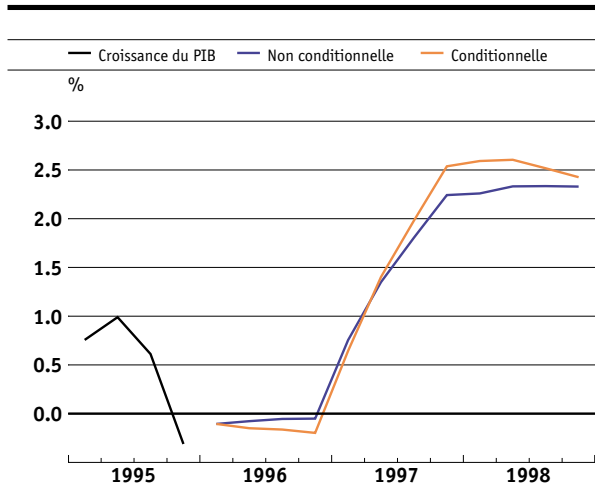
Prévision d'inflation



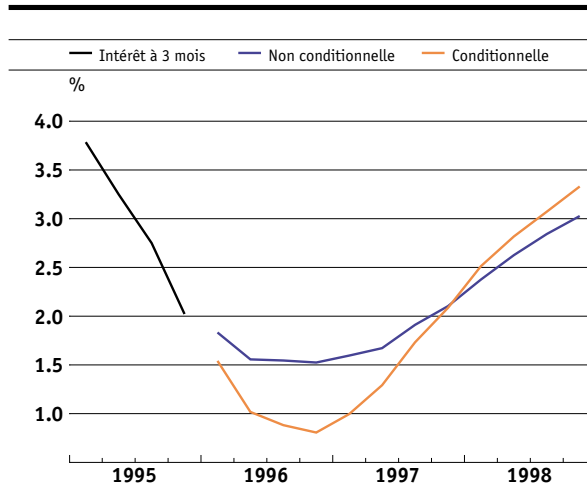
Prévisions de M1



Prévisions du PIB



Prévisions/hypothèses relatives au Libor à 3 mois



## 4 Conclusions

Dans ces conclusions, nous montrerons quelques limites des modèles VAR et esquisserons quelques pistes pour les surmonter. A cet égard, il faut distinguer entre les problèmes qui concernent la modélisation VAR en général et ceux qui se rapportent spécifiquement à l'identification de modèles VAR structurels. Généralement, deux propriétés spécifiques limitent les modèles VAR: ils sont linéaires et le nombre des variables qu'ils peuvent inclure est relativement limité. Ces caractéristiques influent naturellement sur les résultats atteints sur la base de ces modèles. Quant aux prévisions conditionnelles effectuées par des modèles VAR structurels, elles dépendent de manière cruciale des hypothèses faites pour identifier les modèles.

La formulation linéaire des modèles VAR ne permet pas de saisir des relations non linéaires éventuelles entre les variables, ainsi que des dépendances temporelles non linéaires des variables. Le second point, notamment, a fait l'objet d'une intense recherche économétrique. Il s'est avéré que de nombreuses variables économiques se caractérisent par une volatilité qui se modifie au fil du temps. De plus, cette volatilité a une structure temporelle particulière du fait qu'elle dépend de son propre passé. Les modèles GARCH, qui reflètent cette caractéristique des variables, ont connu un très grand succès, notamment dans la modélisation univariée du cours de change et de variables des marchés financiers. La combinaison de modèles VAR et de modèles GARCH pourrait ainsi permettre de saisir des dépendances non linéaires dans un contexte multivarié. Toutefois, l'estimation de ces modèles requiert toujours beaucoup d'observations; leur application se limite donc aux données financières. La fréquence relativement faible à laquelle les données macroéconomiques sont disponibles constitue de fait un obstacle général à l'application de modèles non linéaires.

Généralement, les modèles VAR ne comportent qu'un nombre de variables relativement restreint. Deux à six variables constituent la règle, les modèles à dix variables étant déjà beaucoup plus inhabituels. Cette limitation peut influencer sur la qualité des prévisions des modèles. Des changements importants de variables non-incluses dans le modèle conduisent, suivant les circonstances, à des erreurs importantes de prévision. Jusqu'à un certain degré, on peut éliminer cette source d'erreurs en accroissant le nombre de variables incluses dans le modèle. Cependant, il faut relever que le nombre des coefficients à estimer augmente au carré du nombre de variables et qu'il atteint déjà 150 avec un VAR à six variables et quatre retards. En considérant que seules 160 observations sont disponibles pour des données trimestrielles d'une durée de 40 ans, le problème qui en découle devient évident.

Une possibilité de le résoudre consiste à estimer des modèles VAR bayésiens. Pour appliquer cette méthode proposée par Litterman (1980), certaines suppositions sont faites quant aux relations entre les variables et à la dépendance des variables dans le temps. Chez Litterman, ces modèles sont restreints de manière à ce que chaque variable dépende plus fortement de son propre passé que de celui des autres variables. Il y est supposé que les observations perdent de l'importance avec le temps. De telles hypothèses permettent d'augmenter considérablement le nombre des coefficients qui peuvent être estimés et d'inclure un plus grand nombre de variables dans les modèles. De plus il s'est avéré que la qualité des prévisions non conditionnelles peut être améliorée par des modèles VAR bayésiens.

Outre ces réserves générales que l'on peut émettre envers les modèles VAR, il faut tenir compte, dans le cas des modèles SVAR, que les résultats dépendent des hypothèses faites pour identifier les chocs structurels. Si les hypothèses d'identification sont fausses, un choc structurel identifié comme choc de politique monétaire pourra inclure, de manière erronée, une composante systématique de la politique monétaire. Il est aussi possible que le choc monétaire identifié représente en fait une combinaison du véritable choc de politique monétaire et d'autres chocs. Bien que les résultats de tout modèle économétrique dépendent des hypothèses faites, il est utile de connaître l'importance de cette dépendance.

Pour identifier des chocs structurels, on recourt à des informations qui reflètent soit des données institutionnelles, soit des vues théoriques. Ainsi, des renseignements relatifs à l'instrument de politique monétaire et à ses effets à court terme, ou des informations quant à la neutralité d'un choc monétaire à long terme peuvent être utilisées pour l'identification des chocs. Une certaine incertitude quant à la validité de ces hypothèses d'identification étant inévitable, Faust (1998) et Uhlig (2001) ont proposé d'inclure cette incertitude dans l'identification des chocs. Leur idée consiste à d'abord identifier les chocs structurels à l'aide de différentes hypothèses, puis de confronter les résultats de ces différents chocs. Ainsi, on pourrait comparer diverses prévisions conditionnelles sur l'effet de chocs de politique monétaire qui reposent sur différentes hypothèses d'identification. Cette comparaison des prévisions fournit une mesure de l'incertitude due aux hypothèses d'identification.

## Références bibliographiques

- Bernanke, B.S. 1986. Alternative Explanations of the Money-Income Correlation. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 25: 49–100.
- Blanchard, O.J. et Quah, D. 1989. The Dynamic Effect of Aggregate Supply and Demand Disturbances. *American Economic Review* 79: 65–77.
- Blanchard, O.J. et Watson, M.W. 1986. Are Business Cycles All Alike? Dans *The American Business Cycle – Continuity and Change*, éd. R. Gordon. Chicago: University of Chicago Press.
- Canova, F. 1995. Vector Autoregressive Models: Specification, Estimation, Inference and Forecasting. Dans *Handbook of Applied Econometrics, Macroeconometrics*, éd. M.H. Pesaran et M.Wickens. Cambridge MA: Blackwell.
- Cooley, T.F. et LeRoy, S.F. 1985. A Theoretical Macroeconomics: A Critique. *Journal of Monetary Economics* 16: 283–308.
- Dickey, D. et Fuller, W.A. 1981. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica* 49: 1057–72.
- Engle, R.E. et Granger C.W.J. 1987. Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* 55: 251–76.
- Faust, J. 1988. The Robustness of Identified VAR Conclusions About Money. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 49: 207–244.
- Friedman, M. 1968. The Role of Monetary Policy. *American Economic Review* 58: 1–17.
- Friedman, M. et Schwartz, A.J. 1963. *A Monetary History of the United States, 1867–1970*. Princeton: Princeton University Press.
- Gali, J. 1992. How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar US Data? *Quarterly Journal of Economics* 107: 709–735.
- Johansen, S. 1988. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 231–254.
- Jordan, T.J. 1999. Inflationsprognosen mit VAR-Systemen. Miméo, Banque nationale suisse.
- Jordan, T.J. 1998. Monetary Policy Shocks in Switzerland: Is There a Liquidity Effect? Miméo, Banque nationale suisse.
- Jordan, T.J. et Peytrignet, M. 2001. La prévision d'inflation de la Banque nationale suisse. *Bulletin trimestriel de la Banque nationale suisse*, 19, 63–89.
- Jordan, T.J. et Savioz, M.R. 2001. Is there a Point in Combining Inflation Forecasts from VAR-Models? An Empirical Investigation for Switzerland. Miméo, Banque nationale suisse.
- King, R.G., Plosser, C.I., Stock, J.H. et Watson, M.W. 1991. Stochastic Trends and Economic Fluctuations. *American Economic Review* 81:819–840.
- Kugler, P. et Jordan, T.J. 2000. Vector Autoregressions and the Analysis of Monetary Policy Interventions: The Swiss Case. Miméo, Banque nationale suisse.
- Kirchgässner, G. et Savioz, M.R. 1997. Empirische Forschung in den Wirtschaftswissenschaften: Ein Überblick. *Homo oeconomicus* 16: 209–247.
- Koopmans, T.C. et Hood, W.C. 1953. The Estimation of Simultaneous Linear Economic Relationships. Dans *Studies in Econometric Method*, éd. W.C. Hood et T.C. Koopmans, 112–199. New York: John Wiley.
- Leeper, E.M. et Zha, T. 1999. Modest Policy Interventions. Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper 99–122.
- Litterman, R.B. 1980. A Bayesian Procedure for Forecasting with Vector Autoregression. Massachusetts Institute of Technology, Department of Economics Working Paper.
- Liu, T.C. 1960. Eteridentification, Structural Estimation, and Forecasting. *Econometrica* 28: 855–865.
- Lucas, R.E. 1976. Macroeconomic Policy Evaluation: A Critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 1: 19–46.
- Phelps, E.S. 1967. Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Employment over Time. *Economica* 34: 254–281.
- Shapiro, M.D. et Watson, M.W. 1988. Sources of Business Cycle Fluctuations. *NBER Macroeconomics Annual* 3: 108–148.
- Sims, C.A. 1980. Macroeconomics and Reality. *Econometrica* 48: 1–48.
- Sims, C.A. 1986 Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis. *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review* 10: 2–16.
- Sims, C.A., Stock, J. et Watson, M. 1990. Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica* 58:113–44.
- Stalder, P. 2001. Un modèle macroéconométrique pour la Suisse, *Bulletin trimestriel de la Banque nationale suisse* 19, 63–89.
- Stock, J.H. et Watson, M.W. 2001. Vector Autoregressions. *Journal of Economic Perspectives* 1(4): 101–115.
- Uhlig, H. 2001. What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure. manuscrit, Humboldt Universität Berlin.
- Zha, T. 1999. Block Recursion and Structural Vector Autoregressions, *Journal of Econometrics* 90: 265–289.





## Marge de fluctuation du Libor à trois mois inchangée

Le 21 mars 2002, lors de l'examen trimestriel de la situation, la Banque nationale a décidé de maintenir à 1,25%–2,25% la marge de fluctuation du Libor à trois mois. Elle a estimé que les risques d'un nouvel affaiblissement de la conjoncture et, partant, le danger d'une tendance déflationniste avaient diminué depuis décembre 2001.

## Révision partielle de la loi sur les banques – Texte du message concernant la garantie des dépôts et prise de position de la BNS

Dans sa prise de position de juin 2001, la Banque nationale s'est prononcée en principe favorablement sur les propositions de révision émanant de la commission d'experts «Assainissement et liquidation de banques, protection des déposants» (voir Chronique monétaire, Bulletin trimestriel 2/2001). Ce n'est qu'en janvier 2002 qu'elle a donné son avis sur la protection des déposants, l'élément le plus controversé de la révision partielle de la loi sur les banques.

La protection des déposants comprend deux volets, à savoir un privilège dans la faillite et une garantie des dépôts. Le privilège dans la faillite préserve la substance des dépôts, tandis que la garantie des dépôts assure un versement rapide. Selon le projet de révision, le privilège dans la faillite s'appliquera à tous les dépôts jusqu'à concurrence d'un montant de 30 000 francs par personne (aujourd'hui, seuls les dépôts d'épargne en bénéficient). Il est en outre prévu de rendre obligatoire, dans le cadre de la convention de l'Association suisse des banquiers relative à la protection des déposants, la garantie pour tous les dépôts privilégiés. Une limite maximale, valable pour l'ensemble du système, continuera à s'appliquer à la garantie des dépôts. Le montant auquel cette limite doit être fixée – il est aujourd'hui de 1 milliard de francs – fait toutefois l'objet d'opinions divergentes, tout comme l'introduction d'une obligation de couvrir d'une autre manière les dépôts privilégiés qui, dans une banque, excèdent cette limite.

Dans sa prise de position, la Banque nationale a souligné l'importance, pour la stabilité du système bancaire, de la protection des déposants et, en particulier, de la garantie des dépôts. A l'avenir également, la garantie des dépôts privilégiés en cas de faillite devrait être organisée et assumée par les banques. La Banque nationale propose cependant de modifier le système actuel sur certains points. Ainsi, elle estime que la limite maximale et globale de la garantie à prendre en charge par les banques elles-mêmes devrait être portée de 1 milliard à au moins 3 milliards, voire 5 milliards de francs. De plus, les banques ayant des dépôts privilégiés qui dépassent la limite maximale devraient, pour protéger cette part, disposer de suffisamment d'actifs de qualité, acceptés en nantissement. La Banque nationale, vu son rôle de «lender of last resort», pourrait ainsi fournir des liquidités dans des conditions plus favorables au cas où cela lui paraîtrait nécessaire pour des raisons systémiques.

**Editeur**

Banque nationale suisse  
Division économique  
Börsenstrasse 15  
Case postale  
8022 Zurich

**Conception**

Weiersmüller Bosshard Grüniger WBG, Zurich

**Composition**

Visiolink AG, Zurich

**Impression**

Waser Druck AG, Buchs (ZH)

**Copyright**

Reproduction autorisée avec indication de la source  
Copie souhaitée

**Abonnements**

Le Bulletin trimestriel de la Banque nationale suisse paraît en langues française (ISSN 1423-3797) et allemande (ISSN 1423-3789). On peut s'y abonner à l'adresse suivante: Zürichsee Zeitschriftenverlag, Postfach, Seestrasse 86, CH-8712 Stäfa, téléphone 01 928 55 25, téléfax 0848 80 55 20

**Prix**

Fr. 25.- (étranger: fr. 30.-) par an  
Pour les abonnés au Bulletin mensuel de statistiques économiques:  
fr. 15.- (étranger: fr. 20.-) par an  
Prix pour la Suisse, TVA comprise (2,4%)  
Compte postal 80-148-3

**Internet**

<http://www.snb.ch>





