

SCHWEIZERISCHE NATIONALBANK  
BANQUE NATIONALE SUISSE  
BANCA NAZIONALE SVIZZERA  
BANCA NAZIUNALA SVIZRA 

# Quartalsheft



# Schweizerische Nationalbank Quartalsheft

März

1/2002

20. Jahrgang



## Inhalt

4	Übersicht
5	Sommaire
6	Sommario
7	Overview
8	<b>Geldpolitische Lagebeurteilung</b>
10	<b>Die Wirtschafts- und Währungslage in der Schweiz</b>
11	1 Internationale Rahmenbedingungen
11	1.1 Konjunkturelle Entwicklung
13	1.2 Monetäre Entwicklung
14	1.3 Konjunkturaussichten
15	2 Monetäre Entwicklung
15	2.1 Zinsen
18	2.2 Wechselkurse
19	2.3 Geldaggregate
21	2.4 Kredite und Kapitalmarktbeanspruchung
23	3 Gesamtwirtschaftliche Nachfrage und Produktion
23	3.1 Bruttoinlandprodukt und Industrieproduktion
25	3.2 Aussenhandel und Ertragsbilanz
27	3.3 Investitionen
29	3.4 Konsum
30	3.5 Kapazitätsauslastung
30	3.6 Konjunkturaussichten
31	4 Arbeitsmarkt
31	4.1 Beschäftigung
32	4.2 Arbeitslosigkeit
33	5 Preise
33	5.1 Konsumentenpreise
34	5.2 Kerninflation
35	5.3 Preise des Gesamtangebots
36	6 Teuerungsaussichten
36	6.1 Internationale Preisentwicklung
36	6.2 Preisentwicklung im Inland
37	6.3 Inflationsprognosen für die Jahre 2002–2004
38	7 Beurteilung der Konjunkturlage aus Sicht der Bankstellen
38	7.1 Produktion
39	7.2 Nachfrage
39	7.3 Arbeitsmarkt
39	7.4 Preise, Margen und Finanzierungsbedingungen
40	<b>Inflationsprognosen mit vektorautoregressiven Modellen</b> Thomas J. Jordan, Peter Kugler, Carlos Lenz und Marcel R. Savioz
68	<b>Geld- und währungspolitische Chronik</b>

# Übersicht

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

Die Schweizerische Nationalbank beschloss am 21. März 2002, ihre gegenwärtige Geldpolitik weiterzuführen. Sie belies 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.

## **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.

## 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.



## Medienmitteilung zur vierteljährlichen Lagebeurteilung vom 21. März 2002

### **Unveränderte Geldpolitik – Zielband für den Dreimonate-Libor bleibt bei 1,25%–2,25%**

Die Nationalbank hat beschlossen, ihre gegenwärtige Geldpolitik weiterzuführen. Sie belässt das Zielband für den Dreimonate-Libor unverändert bei 1,25% bis 2,25%. Der Dreimonate-Libor soll bis auf weiteres im mittleren Bereich des Zielbandes gehalten werden. Die Nationalbank hat ihre Geldpolitik im Verlauf des letzten Jahres deutlich gelockert und das Zielband für den Dreimonate-Libor um insgesamt 1,75 Prozentpunkte gesenkt. Die letzte Senkung um 0,5 Prozentpunkte erfolgte am 7. Dezember 2001. Die Nationalbank trug mit der deutlichen Lockerung ihrer Geldpolitik dem verminderten Preisdruck und der Gefahr einer übermässigen Frankenaufwertung Rechnung. Mittlerweile haben sich das Risiko einer weiteren Abschwächung der Konjunktur und die damit verbundene Gefahr einer deflationären Preisentwicklung in der Schweiz verringert. Die weltwirtschaftliche Lage zeigt erste Zeichen einer Besserung. Die Nationalbank sieht daher zur Zeit keinen Anlass, ihre Geldpolitik zu ändern.

Die Wirtschaftsentwicklung in der Schweiz verlief in den ersten drei Quartalen des Jahres 2001 deutlich an Dynamik. Die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsproduktes fiel gegenüber dem Vorquartal auf annualisierter Basis von 1,6% im ersten auf –0,3% im dritten Quartal 2001. Im vierten Quartal 2001 kam der Abschwung zum Stillstand. Der Konsum nahm weiter zu, wenn auch etwas weniger stark als zuvor. Er stellt weiterhin eine Stütze der Konjunktur dar. Der starke Rückgang der Ausrüstungsinvestitionen hielt an, während die Bauinvestitionen im vierten Quartal 2001 leicht zulegen konnten. Nach zwei Quartalen mit deutlichen Rückgängen sind die Exporte im vierten Quartal gegenüber dem dritten Quartal 2001 wieder leicht gewachsen.

Die am Landesindex der Konsumentenpreise (LIK) gemessene Teuerung hat von 1,5% im zweiten Quartal 2001 auf 0,4% im vierten Quartal 2001 abgenommen. Im Januar 2002 betrug die Teuerung 0,5% und im Februar 0,7%. Die geringe Teuerung ist in erster Linie auf einen Preisrückgang bei den ausländischen Gütern, insbesondere bei den Erdölprodukten zurückzuführen. Zudem haben Saison- und Sondereffekte – wie die Ausverkaufspreise bei der Bekleidung – die Teuerung dämpfend beeinflusst. Der eigentliche Teuerungsdruck wird zur Zeit vom LIK

leicht unterschätzt. Die Teuerung der inländischen Güter ist mit 1,8% im Februar deutlich höher als die LIK-Teuerung ausgefallen.

Die Nationalbank geht bei ihrer Beurteilung der weltwirtschaftlichen Lage davon aus, dass die Konjunktur in den USA spätestens ab der Mitte des Jahres 2002 deutlich anziehen und danach allmählich zum Potenzialwachstum zurückkehren wird. Die europäische Wirtschaft dürfte sich vorläufig noch etwas verhaltener als die amerikanische entwickeln. Sie sollte aber in der zweiten Hälfte des Jahres wieder vermehrt an Dynamik gewinnen. Der Erdölpreis dürfte mit der konjunkturellen Erholung allmählich wieder leicht steigen. Der Euro sollte gegenüber dem Dollar ungefähr auf dem heutigen Niveau verweilen. Unter diesen Annahmen haben sich die Inflationsaussichten gegenüber der Prognose vom Dezember 2001 nur wenig verändert. Die Nationalbank nimmt an, dass die Teuerung über die nächsten Quartale leicht tiefer sein könnte als im letzten Dezember prognostiziert. Insbesondere könnte sie im Laufe des zweiten Quartals 2002 gegen Null tendieren. Dies dürfte aber ausschliesslich auf einen Basiseffekt zurückzuführen sein und würde keine deflationäre Entwicklung darstellen. Ab Mitte 2003 wird sich die Teuerung wieder gemäss der im Dezember veröffentlichten Prognose entwickeln. Die realwirtschaftliche Aktivität sollte im zweiten Halbjahr, gestützt von einer Erholung der Exporte, wieder anziehen. Für das ganze Jahr 2002 dürfte das Realwachstum rund 1% betragen. Die Arbeitslosigkeit wird sich noch leicht erhöhen und dann im Einklang mit der wirtschaftlichen Erholung wieder abnehmen.

Die Nationalbank betrachtet das jetzige Niveau des Dreimonate-Libors und die herrschenden monetären Bedingungen als angemessen, um eine nachhaltige und inflationsfreie Wirtschaftsentwicklung zu ermöglichen. Eine weitere Senkung des Dreimonate-Libors würde in Anbetracht der sich bessern- den Weltkonjunktur die Risiken für die zukünftige Preisstabilität verstärken. Eine Erhöhung des Dreimonate-Libors wäre angesichts der günstigen Inflationsaussichten und der Unsicherheit über den zeitlichen Verlauf des europäischen Wirtschaftsaufschwunges im jetzigen Zeitpunkt nicht angebracht. Die weltwirtschaftliche Situation kann sich aber rasch ändern. Bei einer unerwarteten Entwicklung der weltwirtschaftlichen Aktivität, insbesondere in Europa, oder bei Wechselkurssturbulenzen, würde die Nationalbank ihre Geldpolitik rasch anpassen.

# Die Wirtschafts- und Währungslage in der Schweiz

Bericht zuhanden des Direktoriums für die vierteljährliche Lagebeurteilung  
und zuhanden des Bankrats

Der Bericht wurde am 21. März 2002 verabschiedet. Später verfügbare  
Fakten wurden soweit als möglich ebenfalls berücksichtigt.  
Vorquartalsvergleiche basieren stets auf saisonbereinigten Daten.

# 1 Internationale Rahmenbedingungen

## 1.1 Konjunkturelle Entwicklung

Nach einer empfindlichen Abschwächung im dritten Quartal 2001 entwickelte sich die Konjunktur in den drei grossen Wirtschaftsräumen USA, Europa und Japan im vierten Quartal uneinheitlich. Während sich die Wirtschaftslage in den USA unerwartet rasch besserte, verschlechterte sie sich in Europa weiter und in Japan verstärkte sich die Rezession. In den ersten Monaten des Jahres 2002 blieben die Konjunkturaussichten gemischt: In den USA und in Europa mehrten sich die Anzeichen einer Erholung, wobei die Aussichten für Europa mit grösserer Unsicherheit behaftet blieben als für die USA. In Japan dürfte sich die Konjunkturlage vorerst nicht aufhellen.

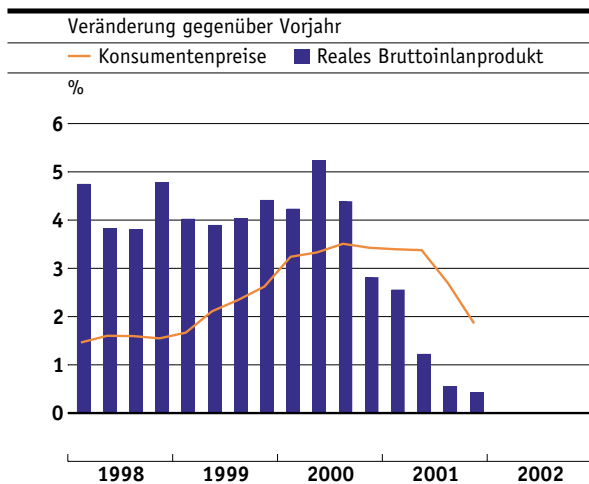
Zur Überwindung der Konjunkturflaute trugen die Zentralbanken der USA und Europas bei, die im zweiten Halbjahr 2001 die Leitzinsen beträchtlich gesenkt hatten. Diese Lockerung war durch eine rückläufige Teuerung und tiefe Inflationserwartungen erleichtert worden. Im ersten Quartal 2002 liessen die Zentralbanken ihre Geldpolitik unverändert. Anzeichen für einen Wiederanstieg der Teuerung gab es keine.

### Konjunkturelle Belebung in den USA

In den USA stieg das reale Bruttoinlandprodukt im vierten Quartal gegenüber der Vorperiode hochgerechnet um 1,4%, nachdem es im dritten Quartal um 1,3% gesunken war, und lag damit 0,4% über dem Stand des Vorjahres. Konjunkturstützend wirkten vor allem die private und die staatliche Konsumnachfrage, die erheblich stärker zunahm als im Vorquartal. Zu diesem Anstieg trugen einerseits Preissenkungen der Automobilindustrie, andererseits die stark wachsenden Staatsausgaben für Sicherheit bei. Die Unternehmensinvestitionen und die Exporte gingen dagegen erneut zurück. Auch die Wohnbauinvestitionen sanken deutlich, nachdem sie bis anhin kräftig gewachsen waren.

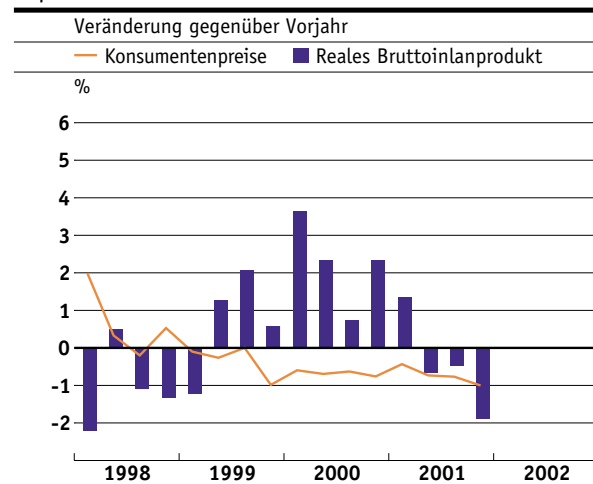
Im ersten Quartal 2002 dürfte sich die Konjunkturerholung auf breiter Basis fortgesetzt haben. Insbesondere besserte sich die Lage in der Industrie, nachdem im vierten Quartal die Lager stark abgebaut werden konnten und die meisten vorlaufenden Indikatoren seit einigen Monaten wieder nach oben deuten. Die Industrieproduktion ging im ersten Quartal nicht weiter zurück, nach einer Abnahme von insgesamt 4,3% im Vorjahr. Auch die Beschäftigung stabilisierte sich, nachdem sie in den letzten drei Quartalen rückläufig gewesen war, so dass die Arbeitslosenquote bei 5,5% verharrete.

USA Grafik 1.1



Quelle: Bank für Internationalen Zahlungsausgleich (BIZ)

Japan Grafik 1.2



Quelle: BIZ

### Weitere Abschwächung in Europa

Im Euro-Währungsgebiet sank das reale Bruttoinlandprodukt im vierten Quartal um hochgerechnet 0,7%, verglichen mit einem Zuwachs von 0,8% in der Vorperiode. Es lag damit 0,6% über dem Vorjahresstand. Der Rückgang ist auf eine verstärkte Abnahme der Anlageinvestitionen sowie der Exporte zurückzuführen. Auch die Lager waren weiter rückläufig. Dagegen erhöhte sich der private Konsum weiter, wenn auch nur wenig, und der staatliche Konsum zog leicht an.

Besonders deutlich fiel der Konjunkturrückgang in Deutschland aus. Das reale Bruttoinlandprodukt sank im vierten Quartal erneut, vor allem infolge der sinkenden Auslandnachfrage. Auch in Frankreich nahm das Bruttoinlandprodukt ab, nachdem es im dritten Quartal noch gewachsen war; in Italien stagnierte es. Im Vereinigten Königreich expandierte die Wirtschaft weiter, jedoch nicht mehr so kräftig wie bis anhin.

Zu Beginn des Jahres 2002 mehrten sich auch in Europa die Anzeichen einer konjunkturellen Besserung. Die Produzentenstimmung hellte sich auf und die Konsumentenstimmung stabilisierte sich. Dies galt besonders für Frankreich, Italien sowie eine Reihe kleinerer Länder. In Deutschland dagegen dürfte die konjunkturelle Wende noch nicht erfolgt sein.

Die Arbeitslosigkeit, die sich im vierten Quartal leicht erhöht hatte, verharrte im ersten Quartal bei 8,5%. Im Vereinigten Königreich stieg sie geringfügig von 3,1% auf 3,2%.

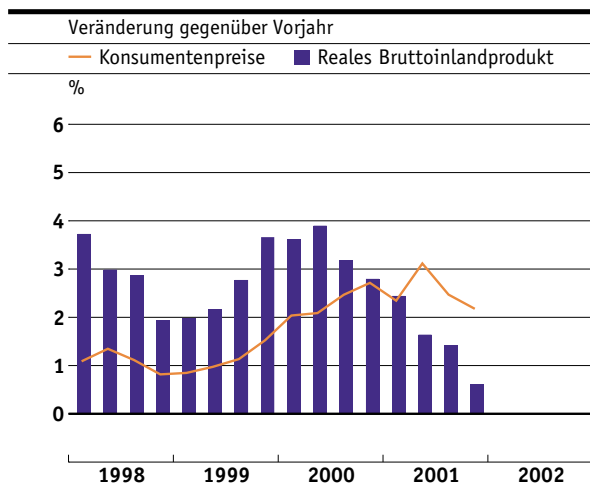
### Anhaltende Rezession in Japan

In Japan setzte sich die Rezession im vierten Quartal fort. Das reale Bruttoinlandprodukt sank hochgerechnet um 4,5% und lag damit fast 2% unter dem Stand des Vorjahres. Die Investitionen und die Exporte bildeten sich deutlich zurück, während sich der private Konsum leicht erhöhte. In den jüngsten Umfragen gab es keine Anzeichen einer Erholung. In verschiedenen Branchen, besonders im Detailhandel und der Bauwirtschaft, beschleunigte sich der Strukturbereinigungsprozess. Die Arbeitslosenquote betrug im Februar 5,5% und lag damit um 0,8 Prozentpunkte über dem Vorjahresstand.

### Krise in Argentinien

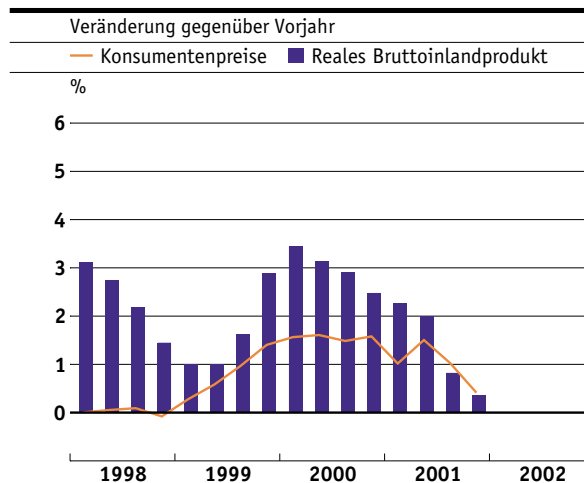
In Argentinien spitzte sich die Wirtschaftskrise gegen das Jahresende zu. Das Land leidet seit mehreren Jahren unter massiven wirtschaftlichen Schwierigkeiten, die bis anhin trotz umfangreicher internationaler Unterstützung nicht überwunden werden konnten. Im Dezember kam es zu schweren Unruhen, nachdem die Regierung versucht hatte, den starken Abzug von Bankeinlagen durch ihr fast vollständiges Einfrieren zu bremsen. Im Januar hob eine neue Regierung die Bindung des argentinischen Peso an den Dollar auf, worauf dieser stark an Wert verlor. Zudem stellte sie den ausländischen Schuldendienst ein. Das Land soll nun mit einem neuen Wirtschaftsprogramm und mit Hilfe zusätzlicher ausländischer Kredite aus der Krise geführt werden.

Euro-Gebiet Grafik 1.3



Quelle: BIZ

Schweiz Grafik 1.4



Quellen: Bundesamt für Statistik (BFS), Staatssekretariat für Wirtschaft (seco)

## 1.2 Monetäre Entwicklung

### **Stabile Teuerung**

Im ersten Quartal blieb die Teuerung auf Konsumstufe insgesamt stabil, nachdem sie in der zweiten Jahreshälfte 2001 in den meisten Industrieländern zurückgegangen war. In den USA betrug sie im Februar 1,1%, verglichen mit 1,9% im November. Im Euro-Währungsgebiet zog die Teuerung im Januar infolge verschiedener Sonderfaktoren, wie einem witterungsbedingten Anstieg der Gemüsepreise sowie Steuererhöhungen in mehreren Ländern, auf 2,7% an, bildete sich jedoch bis im März wieder auf 2,2% zurück. Auch im Vereinigten Königreich stieg die Teuerung; die Kerninflation erhöhte sich von 1,8% im November auf 2,2% im Februar.

In Japan setzte sich der Preisrückgang, der im Jahre 1999 begonnen und sich im Jahre 2001 verstärkt hatte, im Januar und Februar fort. Im Februar lag das Preisniveau um 1,6% unter dem entsprechenden Vorjahresstand, verglichen mit einem Rückgang von 1% im November.

### **Unveränderte Leitzinsen**

Die Zentralbanken liessen ihre Leitzinsen im ersten Quartal unverändert, nachdem sie diese im Laufe des Jahres 2001 beträchtlich gesenkt hatten. Der angestrebte Satz für Tagesgeld des Fed betrug 1,75%, der Mindestbietungssatz für Hauptrefinanzierungsgeschäfte der Europäischen Zentralbank 3,25% und der Repo-Satz der Bank von England 4,0%. Die japanische Zentralbank erhöhte die Liquidität weiter, so dass der Tagesgeldsatz bei 0,0% verharnte.

### **Leicht höhere langfristige Zinsen**

Die langfristigen Zinssätze stiegen im ersten Quartal nochmals geringfügig, nachdem sie im November und Dezember deutlich angezogen hatten. Die Rendite zehnjähriger Staatsanleihen betrug in den USA im März 5,2%, verglichen mit 5,1% im Dezember. In der Euro-Zone erhöhte sie sich im gleichen Zeitraum von 5,0% auf 5,3%, im Vereinigten Königreich von 4,9% auf 5,3% und in Japan von 1,3% auf 1,5%.

## 1.3 Konjunkturaussichten

### Tiefere Wachstumsprognosen

Die unterschiedlichen Konjunkturaussichten in den USA, Europa und Japan für das Jahr 2002 schlugen sich in den jüngsten Konsensus-Prognosen<sup>1</sup> nieder. Im Durchschnitt rechneten die Konsensus-Teilnehmer im März für die USA mit einem realen Wachstum von 2,1%, verglichen mit 0,9% im Dezember. Für die Euro-Zone und das Vereinigte Königreich blieben die Prognosen unverändert bei 1,2% bzw. 2%, während sie für Japan um 0,5 Prozentpunkte auf -1,1% nach unten revidiert wurde.

### Prognosen

Tabelle 1

	Wirtschaftswachstum <sup>2</sup>				Teuerung <sup>3</sup>			
	OECD		Konsensus <sup>4</sup>		OECD		Konsensus <sup>4</sup>	
	2001	2002	2001	2002	2001	2002	2001	2002
Europäische Union	1,7	1,5	1,5	1,3	2,5	2,2	2,5	1,8
Deutschland	0,7	1,0	0,6	0,8	1,4	1,1	2,5	1,5
Frankreich	2,0	1,6	2,0	1,4	1,7	1,8	2,0	1,5
Vereinigtes Königreich	2,3	1,7	2,4	2,0	2,4	2,5	2,1	2,1
Italien	1,8	1,2	1,8	1,3	3,0	2,8	2,7	2,0
USA	1,1	0,7	1,2	2,1	2,1	1,2	2,8	1,4
Japan	-0,7	-1,0	-0,5	-1,1	-1,6	-1,4	-0,7	-1,1
Schweiz	1,7	1,1	1,3	1,1	1,8	1,3	1,0	0,8

1 Bei den Konsensus-Prognosen (Consensus Forecasts) handelt es sich um eine monatliche Umfrage bei rund 200 bedeutenden Unternehmen und Konjunkturforschungsinstituten in rund 20 Ländern über die erwartete Entwicklung des Bruttoinlandprodukts, der Preise, der Zinssätze

und anderer wichtiger volkswirtschaftlicher Grössen. Publiziert werden die Resultate von Consensus Economics Inc., London.

2 Reales Bruttoinlandprodukt, Veränderung gegenüber Vorjahr in Prozent

3 OECD: BIP-Deflator, Konsensus: Konsumentenpreise. Veränderung gegenüber Vorjahr in Prozent

4 siehe Fussnote 1

Quellen: OECD: Economic Outlook, Dezember 2001; Konsensus: March Survey



## 2 Monetäre Entwicklung

Die Schweizerische Nationalbank senkte ihr Zinszielband im Jahre 2001 in mehreren Schritten. Sie reagierte damit auf die Verlangsamung des Wirtschaftswachstums und die Höherbewertung des Frankens am Devisenmarkt, die beide dazu beitrugen, die Teuerungsgefahr zu verringern. Die Lockerung der Geldpolitik wird auch durch die Entwicklung der Geldaggregate bestätigt, deren Wachstum sich im Laufe des Jahres beschleunigte.

Die langfristigen Zinssätze stiegen im November und Dezember an. Sie trugen damit dazu bei, dass sich die Differenz zwischen lang- und kurzfristigen Zinssätzen ausweitete. Seit der jüngsten Senkung des Zinszielbandes im Dezember 2001 weist die Zinskurve zudem auch im kurzfristigen Bereich eine positive Steigung auf. Dies deutet darauf hin, dass die Märkte erstmals seit Anfang 2001 keine weitere Senkung der Geldmarktzinsen mehr erwarten.

### 2.1 Zinsen

#### **Rückgang der Geldmarktsätze**

Die Nationalbank senkte am 7. Dezember 2001 ihr Zielband für den Zinssatz auf dreimonatigen Frankenanlagen am Interbankenmarkt (Dreimonate-Libor) um 0,5 Prozentpunkte auf 1,25%–2,25%. Es war die vierte Senkung des Zinszielbandes seit Anfang 2001. Im ersten Quartal 2002 nahm die Nationalbank keine weitere Anpassung des Zielbandes vor.

Der Dreimonate-Libor hatte sich vor dem 7. Dezember in der unteren Hälfte des alten Zielbandes bewegt. Nach der Senkung des Zielbandes lag er bis Anfang Januar leicht über der Mitte des neuen Zielbandes. Die unmittelbaren Auswirkungen des Zinsentscheides vom 7. Dezember auf die Geldmarktzinsen waren somit relativ gering. Im Zeitraum von Oktober bis Februar verringerte sich der Dreimonate-Libor dennoch von durchschnittlich 2,19% auf 1,68%. Der Tagesgeldsatz lag ausser im Oktober und November stets unter dem Dreimonate-Libor. Im Februar betrug die Differenz durchschnittlich 0,14 Prozentpunkte.

#### **Abnehmende Differenz zu den kurzfristigen Dollarzinsen**

Die amerikanische Notenbank reduzierte ihre Leitzinsen auch im vierten Quartal 2001 etwas stärker als die Nationalbank. Seit dem 11. Dezember liegt die Zielvorgabe für die Federal Funds Rate auf dem gleichen Niveau wie die Mitte des Zinszielbandes der Nationalbank (1,75%). Die Differenz zwischen den kurzfristigen Dollar- und Frankenzinsen schrumpfte damit weiter. Für dreimonatige Anlagen betrug sie im Durchschnitt des Monats Februar noch 0,22 Prozentpunkte.

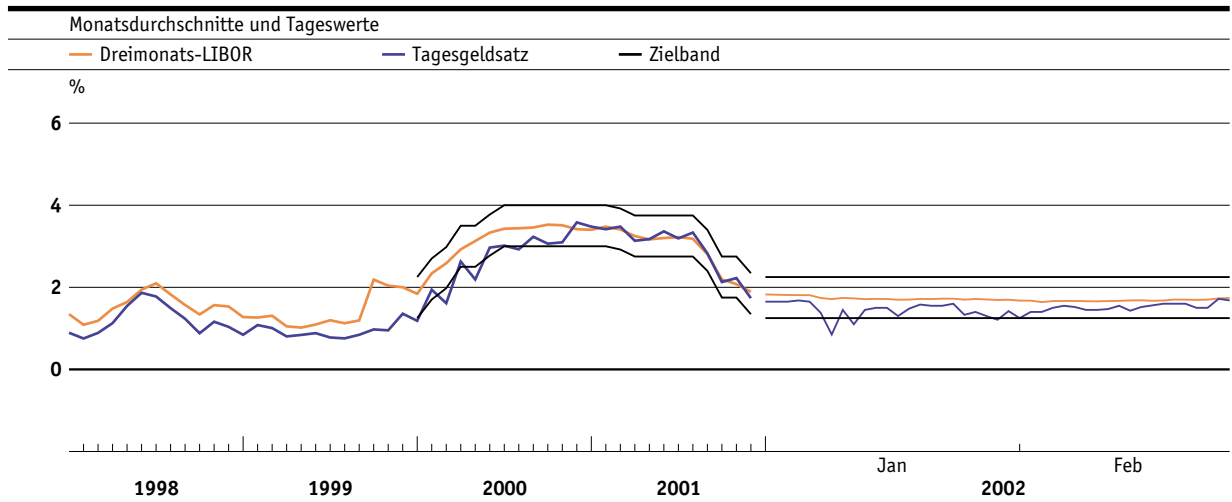
Anders als die amerikanische Notenbank nahm die Europäische Zentralbank ihre Leitzinsen weniger stark zurück als die Nationalbank. Die Zinsdifferenz zwischen Euro- und Frankenanlagen mit dreimonatiger Laufzeit stieg damit von durchschnittlich 1,41 Prozentpunkten im Oktober auf 1,68 Prozentpunkte im Februar.

Die Zinssätze auf kurzfristigen Yen-Anlagen, die schon zuvor nahe bei Null notiert hatten, blieben nahezu unverändert. Mit dem Rückgang des schweizerischen Zinsniveaus nahm die Differenz zwischen dreimonatigen Franken- und Yenzinsen deshalb nochmals ab. Im Februar betrug sie durchschnittlich 1,59 Prozentpunkte.

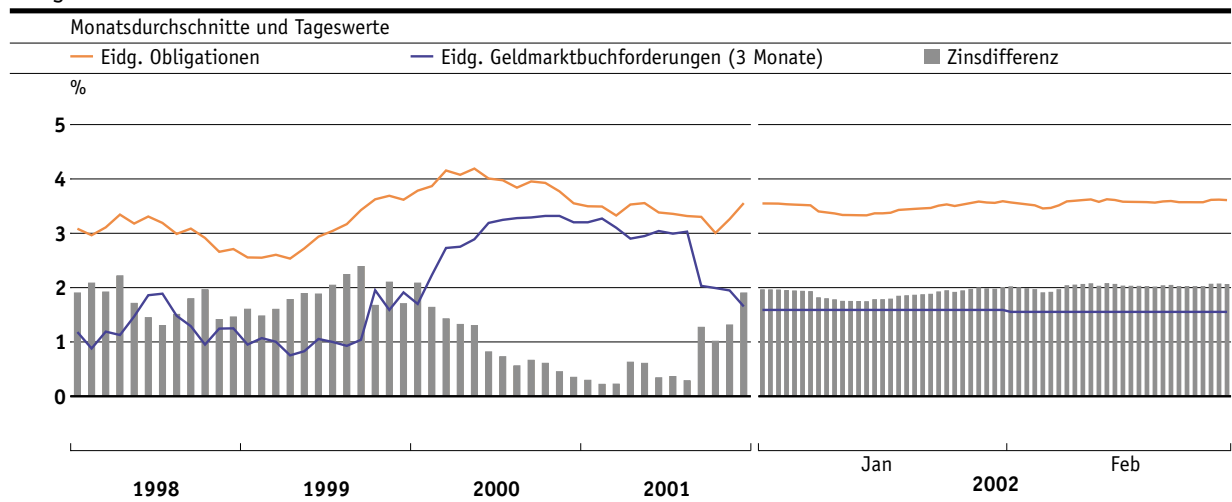
#### **Gegenläufige Entwicklung der Obligationenrenditen**

Die Renditen langfristiger Obligationenanleihen entwickelten sich anders als die Geldmarktzinsen. Zwar gingen sie im Oktober nochmals zurück, doch setzte anschliessend eine Gegenbewegung ein. Von Ende Oktober bis Ende Dezember stieg die Rendite einer Diskontanleihe der Eidgenossenschaft mit zehnjähriger Restlaufzeit von 3,01% auf 3,56%. Im Januar und Februar bewegte sie sich ungefähr auf dem Niveau von Ende Dezember.

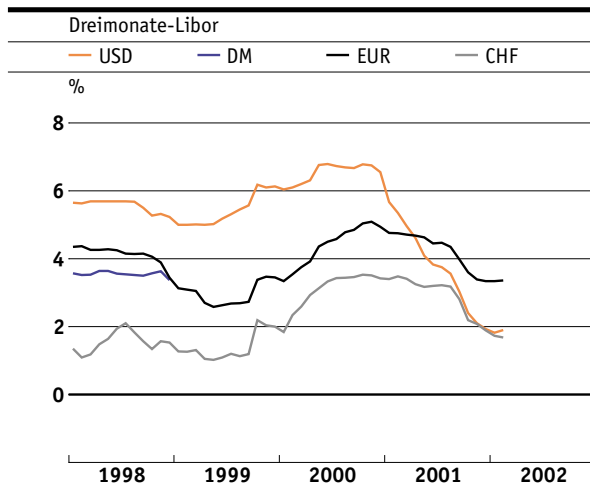
Die gegenläufige Entwicklung von Obligationenrenditen und Geldmarktzinsen schlug sich in einem deutlichen Anstieg der Differenz zwischen lang- und kurzfristigen Zinssätzen nieder. Gemessen am Abstand der Emissionsrendite Eidgenössischer Geldmarktbuchforderungen mit einer Laufzeit von drei Monaten zur Rendite einer Eidgenössischen Diskontanleihe mit zehnjähriger Restlaufzeit betrug diese Differenz im Februar durchschnittlich 2,02 Prozentpunkte.



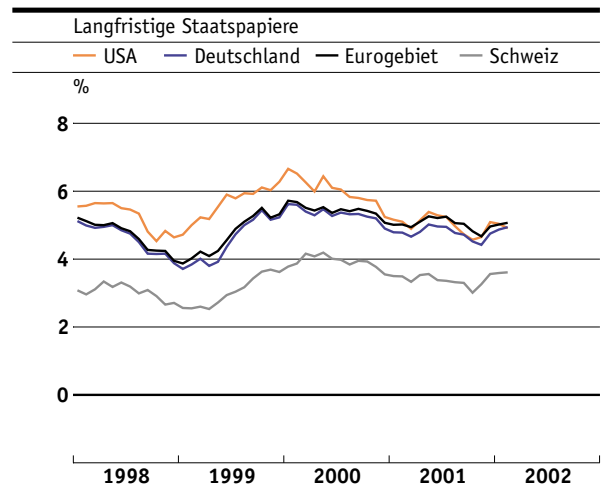
Obligationenrendite und Zinsstruktur



Zinssätze im Ausland



Zinssätze im Ausland



Grafiken 2.1 und 2.3: Quelle: SNB

Grafik 2.2: Eidg. Obligationen: Bis Ende 2000: Durchschnittsrendite berechnet nach Fälligkeit; ab 2001: Kassazinssatz von Diskontanleihen mit einer Laufzeit von 10 Jahren. Geldmarktbuchforderungen: Rendite bei Auktion. Bei mehreren Auktionen pro Monat: letzte des Monats. Quelle: SNB

Grafik 2.4: USA: Rendite der Papiere des amerikanischen Schatzamtes, Laufzeit 10 Jahre, Sekundärmarkt. Deutschland: Umlaufrendite börsennotierter Bundeswertpapiere, Laufzeit 10 Jahre. Schweiz: Rendite der Eidg. Obligationen; siehe Grafik 2.2. Quelle: BIZ

Da die Renditen ausländischer Staatsanleihen im November und Dezember ebenfalls stiegen, veränderten sich die internationalen Renditedifferenzen nur wenig. Im Februar lag die Rendite einer Eidgenössischen Diskontanleihe mit zehnjähriger Restlaufzeit um 1,34 bzw. 1,49 Prozentpunkte tiefer als die entsprechenden Renditen auf Staatsanleihen der USA und der Euroländer. Die Rendite japanischer Staatsanleihen lag weiterhin tiefer als die Rendite Eidgenössischer Anleihen (-2,07 Prozentpunkte).

#### **Sinkende Zinssätze auf Neuhypotheken**

Die Banken passten ihre Zinssätze auf Kassaobligationen mit einer kurzen Verzögerung an die Entwicklung der Obligationenrenditen an. Anfang Oktober 2001 vergüteten die Kantonalbanken auf ihren neuen Kassenobligationen durchschnittlich 3,10%. Dieser Durchschnittssatz fiel zunächst auf 2,78% im Dezember und stieg dann bis Anfang Februar 2002 wieder auf 3,0%.

Die Zinssätze auf Spareinlagen gingen zwischen Oktober und Februar kontinuierlich zurück und nahmen damit einen ähnlichen Verlauf wie die Geldmarktzinsen. Anfang Februar verzinsten die Kantonalbanken gewöhnliche Sparhefte mit durchschnittlich 1,28%. Vier Monate zuvor hatte der entsprechende Satz noch 1,42% betragen.

Am Hypothekemarkt nahmen die Banken die Zinssätze ebenfalls leicht zurück. Die Kantonalbanken reduzierten ihren Zinssatz auf Neuhypotheken von 4,27% Anfang Oktober auf 4,03% Anfang Februar. Bei den Althypotheken hat diese Zinsrunde bisher allerdings noch nicht voll durchgeschlagen. Anfang Februar betrug der durchschnittliche Zinssatz der Kantonalbanken auf Althypotheken 4,16%; im Oktober hatte sich der entsprechende Satz noch gleich wie bei den Neuhypotheken auf 4,27% belaufen.

#### **Vorübergehender Einbruch der Aktienkurse**

Die Aktienindizes, die nach den Terroranschlägen vom 11. September 2001 zunächst massiv gefallen waren, erholten sich ab Anfang Oktober rasch. Am Jahresende lagen die europäischen Aktienindizes nur noch leicht unter ihrem Stand von Ende August 2001, während die amerikanischen Indizes sogar darüber lagen. Die Argentinien-Krise, Unsicherheiten über die Buchführungspraxis amerikanischer Unternehmen nach dem Zusammenbruch des Energieriesen Enron und die allgemeine Ungewissheit über die Entwicklung der Weltkonjunktur trugen im Januar und Februar jedoch dazu bei, dass die Aktienmärkte volatil blieben.

Der SPI schloss Ende Februar mit 4333 Punkten. Damit lag er 4,6% tiefer als Ende August und 1,1% tiefer als Ende Dezember 2001.

## 2.2 Wechselkurse

### Stärkerer Dollar – schwächerer Yen

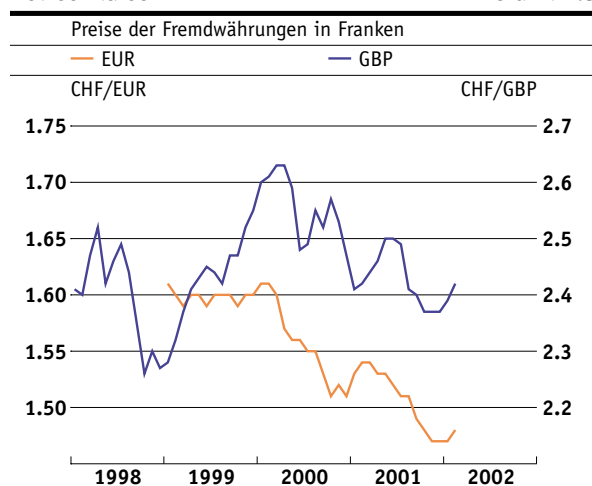
Die Entwicklung an den Devisenmärkten war von Oktober bis Februar durch die Wiedererstarkung des Dollars und den massiven Kursrückgang des Yen geprägt. Obschon sich die Zinsdifferenz zu den kurzfristigen Euro-Sätzen infolge der expansiven Geldpolitik der amerikanischen Notenbank bis Dezember ausweitete, gewann der Dollar gegenüber dem Euro an Wert. Anfang März lag der Eurokurs des Dollars mit 1,16 Euro 5,2% höher als Anfang Oktober. Noch stärker, nämlich um 11%, stieg der Dollar im Vergleich zum Yen. Zugunsten des Dollars sprachen insbesondere die sich mehrenden Zeichen einer konjunkturellen Erholung in den USA und die damit verbundene Erwartung steigender Zinsen. Bis Ende März schwächte sich der Dollar allerdings gegenüber dem Euro wieder leicht ab (-1,5%).

### Franken gegenüber Euro stabil

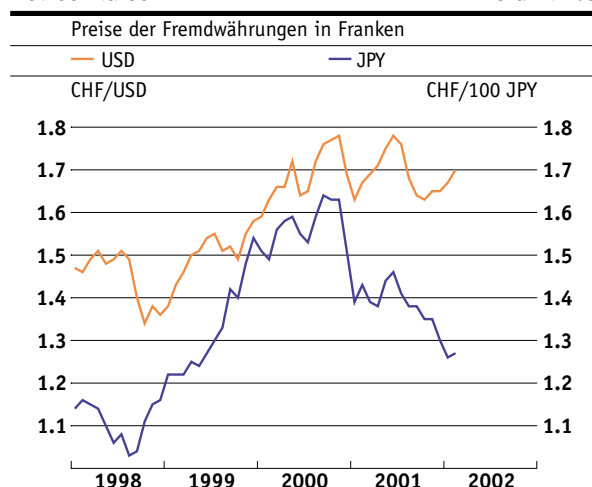
Auch der Franken büsste gegenüber dem amerikanischen Dollar von Oktober bis Februar an Wert ein. Anfang März lag der Frankenkurs des Dollars mit Fr. 1,70 um 4,5% höher als Anfang Oktober. Während auch das britische Pfund gegenüber dem Franken leicht stieg, blieb der Euro per Saldo unverändert. Anfang März notierte er mit 1,48 Franken pro Euro gleich hoch wie Anfang Oktober; bis zum Monatsende fiel er auf 1,46 Franken. Im Unterschied zum Dollar und zum Pfund verlor der Yen gegenüber dem Franken bis Ende Januar deutlich an Wert. Ende März lag er 7,8% tiefer als Anfang Oktober.

Insgesamt bildete sich der nominelle exportgewichtete Aussenwert des Frankens von Oktober bis Februar um 0,6% zurück, lag damit aber immer noch knapp 4% höher als vor Jahresfrist. Da die Teuerung in der Schweiz im Vergleich zu den wichtigen Handelspartnerländern stärker zurückging, stieg der reale Frankenkurs weniger stark (+2,7%).

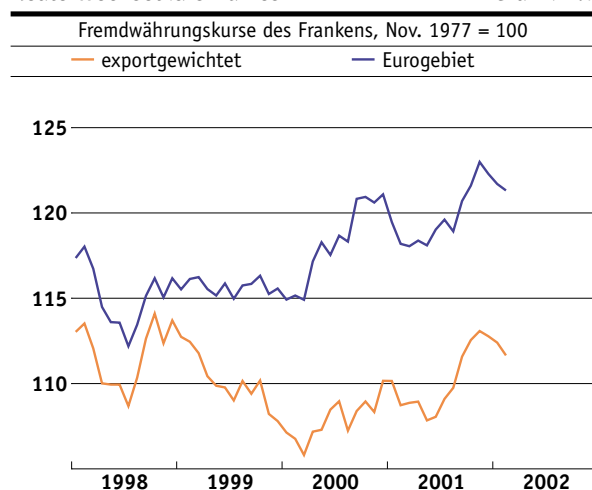
Devisenkurse Grafik 2.5



Devisenkurse Grafik 2.6



Reale Wechselkursindizes Grafik 2.7



Grafiken 2.5, 2.6 und 2.7:  
Quelle: SNB

## 2.3 Geldaggregate

### Starker Anstieg der Notenbankgeldmenge

Das Wachstum der Geldaggregate stieg in der zweiten Hälfte des Jahres 2001 kräftig. Das repräsentative eng definierte Geldaggregat, die saisonbereinigte Notenbankgeldmenge, wuchs vom dritten zum vierten Quartal mit einer Jahresrate von 8,8%. Im Januar stieg sie gegenüber der Vorperiode erneut massiv (22,4% annualisiert), bevor sie einen Teil dieses Anstiegs im Februar wieder abgab (-13,3% annualisiert). Damit lag sie im Februar um 8,5% über ihrem Stand vor Jahresfrist.

Das hohe Wachstum der Notenbankgeldmenge widerspiegelt den starken Anstieg der Notennachfrage. Zu dieser Entwicklung dürfte neben dem Rückgang der Zinssätze vor allem die Einführung des Eurobargeldes im Januar 2002 beigetragen haben. Im Unterschied zu früheren Jahren, in denen der Notenumlauf nach der saisonbedingten Zunahme am Jahresende jeweils rasch wieder abnahm, stieg er diesmal im Januar sogar nochmals an.

Die Gliederung des Notenumlaufs nach Notenabschnitten zeigt, dass die Nachfrage nach Tausendernoten weiterhin am schnellsten wuchs. Allerdings war die Differenz zur Entwicklung der anderen Notenabschnitte nicht mehr so ausgeprägt wie noch im Jahre 2000. Auch die Nachfrage nach kleinen und mittleren Notenabschnitten nahm im Laufe des Jahres 2001 verstärkt zu.

Die Entwicklung der zweiten Komponente der Notenbankgeldmenge, der Giroguthaben der Banken bei der Nationalbank, ist nach wie vor durch grosse Schwankungen gekennzeichnet. Insgesamt ist jedoch ein leichter Aufwärtstrend feststellbar. Im Zeitraum

von August 2001 bis Januar 2002 lagen die Giroguthaben in fünf von sechs Monaten über dem entsprechenden Vorjahresstand.

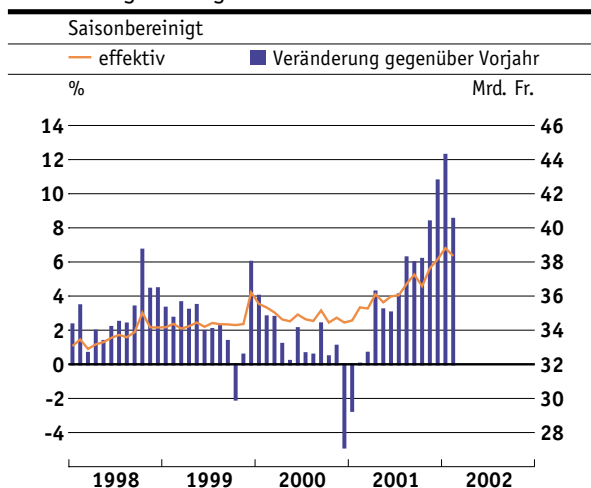
### Kräftiges Wachstum der Geldmenge M<sub>3</sub>

Das Wachstum der breit definierten Geldaggregate erhöhte sich im Laufe des Jahres 2001 ebenfalls deutlich. Die Geldmenge M<sub>3</sub> wuchs im vierten Quartal mit einer Jahresrate von 8,9% (saisonbereinigt) und lag damit um 4,8% über ihrem Stand vor Jahresfrist. Im Januar nahm sie gegenüber der Vorperiode jedoch wieder etwas ab und übertraf den entsprechenden Vorjahresstand nur noch um 3,2%.

In der Zusammensetzung von M<sub>3</sub> ergab sich infolge der Zinssenkungen eine Umschichtung von Termin- in Sicht- und Spareinlagen. Das Ausmass dieser Umschichtungen fiel allerdings relativ bescheiden aus, so dass die Termineinlagen im Januar immer noch über ihrem Vorjahresstand lagen (6,7%). Die Sichteinlagen bei Banken und der Post (-0,5%), die Transaktionskonti (3,1%) und die Spareinlagen (1,9%) wuchsen innert Jahresfrist alle schwächer als die Termineinlagen. Die höchste Zuwachsrate aller M<sub>3</sub>-Komponenten wies der Bargeldumlauf auf (11,5%).

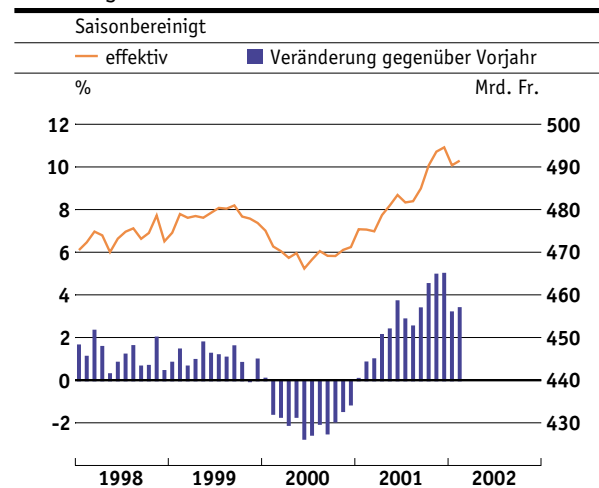
Damit bewegten sich die Jahresveränderungsraten der Geldmengen M<sub>1</sub> und M<sub>2</sub> ungefähr auf dem gleichen Niveau wie jene von M<sub>3</sub>. Die Geldmenge M<sub>1</sub>, die sich aus dem Bargeldumlauf, den Sichteinlagen bei Banken und Post sowie den Transaktionskonti zusammensetzt, lag im Januar 2,5% über dem Stand vor Jahresfrist. Bei der Geldmenge M<sub>2</sub>, die zusätzlich auch die Spareinlagen einschliesst, betrug der entsprechende Zuwachs 2,2%.

Notenbankgeldmenge Grafik 2.8



Grafiken 2.8 und 2.9:  
Quelle: SNB

Geldmenge M<sub>3</sub> Grafik 2.9



## Notenbankgeldmenge und ihre Komponenten

Tabelle 2

	2000	2001	2000	2001	2. Q.	3. Q.	4. Q.	2001	2002	
			4. Q.	1. Q.				Dez.	Jan.	
Notenumlauf <sup>1</sup>	31,6	33,0	31,8	32,4	32,5	32,7	34,6	36,6	36,8	35,4
Veränderung <sup>2</sup>	2,4	4,7	-0,5	0,9	3,9	5,5	8,7	10,5	12,3	10,4
Giroguthaben <sup>1</sup>	3,2	3,3	3,1	3,1	3,3	3,4	3,3	3,7	2,8	3,1
Veränderung <sup>2</sup>	-12,0	0,2	-10,8	-9,8	0,4	4,9	6,0	13,9	1,9	-10,0
NBGM <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>SBNBGM<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>
Veränderung <sup>2</sup>	1,1	4,1	-1,2	-0,7	3,5	5,4	8,4	10,8	12,3	8,5

## Breit definierte Geldaggregate und ihre Komponenten<sup>5</sup>

Tabelle 3

	2000	2001	2000	2001	2. Q. <sup>p</sup>	3. Q. <sup>p</sup>	4. Q. <sup>p</sup>	2001	2002	
			4. Q.	1. Q. <sup>p</sup>				Dez. <sup>p</sup>	Jan. <sup>p</sup>	
Bargeldumlauf	2,4	5,2	1,3	1,3	3,8	5,8	9,8	12,6	11,5	10,2
Sichteinlagen	-4,6	-1,5	-4,6	-4,4	-2,1	-0,9	1,4	6,3	-0,5	3,8
Transaktionskonti	0,4	-0,6	-2,8	-3,9	-1,7	0,2	3,2	3,6	3,1	4,1
<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>4,8</b>
Spareinlagen	-9,0	-5,8	-11,0	-9,3	-7,5	-5,4	-0,6	0,3	1,9	4,0
<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>4,4</b>
Termineinlagen	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>3,4</b>

1 In Mrd. Franken; Durchschnitt aus Monatswerten; Monatswerte sind Durchschnitte aus Tageswerten

2 gegenüber Vorjahr in Prozent  
3 NBGM = Notenbankgeldmenge = Notenumlauf + Giroguthaben

4 SBNBGM = Saisonbereinigte Notenbankgeldmenge = NBGM dividiert durch die entsprechenden Saisonfaktoren

5 Definition 1995, Veränderung gegenüber Vorjahr in Prozent  
p provisorisch

## 2.4 Kredite und Kapitalmarktbeanspruchung

### Mässiges Kreditwachstum

Im Unterschied zur Geldmenge  $M_3$ , deren Wachstum in der zweiten Hälfte des Jahres 2001 deutlich zunahm, konzentrierte sich das Wachstum der inländischen Bankkredite auf die erste Jahreshälfte. Als die schweizerische Wirtschaft ab Mitte 2001 stagnierte, nahmen die inländischen Bankkredite sogar ab.

Ende Dezember lagen die Inlandkredite der Banken noch um 1,8% über ihrem Vorjahresstand. Zu diesem Anstieg trugen vor allem die Hypothekaranlagen bei, die um 2,9% zunahmen. Die übrigen Kredite, d.h. die sogenannten Forderungen gegenüber Kunden, verringerten sich im gleichen Zeitraum um 1,2%.

### Rückgang der ungedeckten Kundenforderungen

Der Rückgang der Forderungen gegenüber Kunden ist allein auf die Entwicklung der ungedeckten Kundenforderungen zurückzuführen. Diese nahmen innert Jahresfrist um 3,6% ab. Die gedeckten Kundenforderungen entwickelten sich hingegen ähnlich wie die Hypothekaranlagen und legten um 2,8% zu.

Der Rückgang der ungedeckten Kundenkredite erfolgte in der zweiten Jahreshälfte. Von Ende Juni bis Ende Dezember 2001 betrug die Abnahme gut 10%. Zu Beginn des Jahres hatten sie noch zugenommen.

### Starker Anstieg der Aktienemissionen

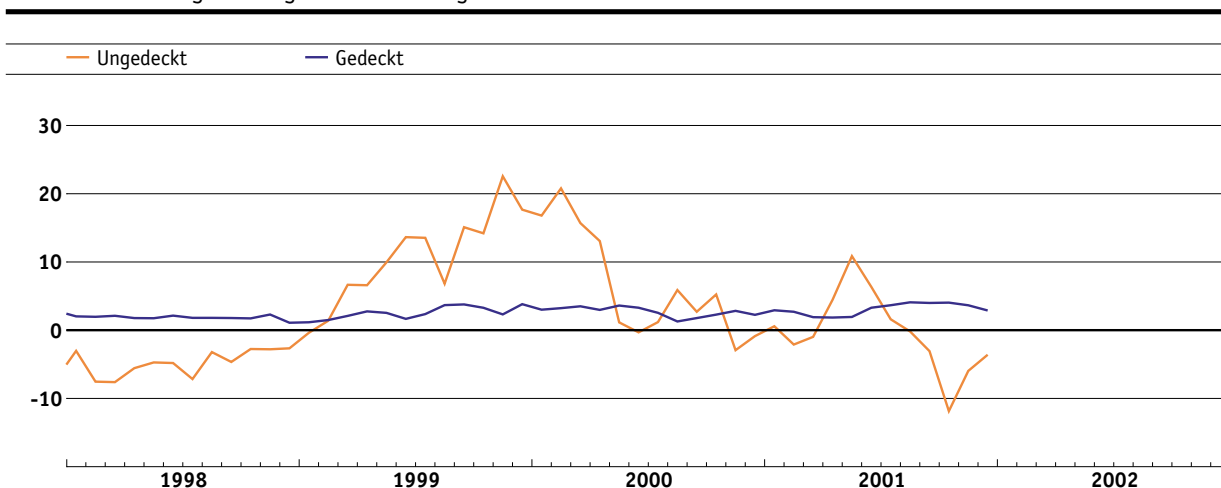
Im vierten Quartal erreichten die Aktienemissionen am schweizerischen Kapitalmarkt infolge des zeitlichen Zusammentreffens von drei grossen Emissionen (Crossair AG, Swiss Re und Convergium Holding AG) einen Höchststand. Ohne diese drei Emissionen hätten die Aktienrückzahlungen die Emissionen übertroffen.

Die Nettobeanspruchung des Kapitalmarktes durch Obligationenanleihen war deutlich negativ. Die Emissionstätigkeit war nach dem 11. September praktisch zum Erliegen gekommen und belebte sich erst gegen Ende des Jahres wieder. Die Rückzahlungen ausländischer Obligationenanleihen erreichten im vierten Quartal zudem einen neuen Höchststand.

Die Verteilung der Laufzeiten blieb gegenüber dem Vorquartal weitgehend unverändert. Längere Laufzeiten bildeten nach wie vor das Schwergewicht bei den Anleihen inländischer Emittenten. Im Auslandbereich wurden vor allem Wertpapiere mit kurzen und mittleren Laufzeiten ausgegeben.

Jahresveränderungsraten: gedeckte und ungedeckte Kredite

Grafik 2.10



	2000	2001	2000	2001			
			4. Q.	1. Q.	2. Q.	3. Q.	4. Q.
<b>Anleihen und Aktien, total</b>							
Emissionswert <sup>1</sup>	79,5	73,4	15,0	19,0	14,2	18,7	21,6
Konversion/Rückzahlung	53,6	60,4	13,4	15,8	11,8	18,1	14,6
Nettobeanspruchung	25,8	13,0	1,5	3,2	2,3	0,6	7,0
<b>Schweizerische Obligationenanleihen</b>							
Emissionswert <sup>1</sup>	37,1	27,0	6,2	8,8	5,6	7,9	4,7
Konversion/Rückzahlung	23,0	21,1	4,3	7,3	4,5	4,8	4,5
Nettobeanspruchung	14,1	5,9	1,9	1,5	1,1	3,1	0,2
<b>Schweizer Aktien</b>							
Emissionswert <sup>1</sup>	8,9	12,3	1,6	0,9	1,4	0,6	9,4
Rückzahlung	5,7	7,3	0,9	0,9	0,5	5,4	0,4
Nettobeanspruchung	3,2	5,0	0,7	0,1	0,9	-4,8	8,9
<b>Ausländische Obligationenanleihen<sup>2</sup></b>							
Emissionswert <sup>1</sup>	33,5	34,0	7,1	9,3	7,1	10,2	7,5
Rückzahlung	25,0	32,0	8,2	7,7	6,8	7,9	9,6
Nettobeanspruchung <sup>3</sup>	8,5	2,1	-1,1	1,6	0,3	2,3	-2,1

1 nach Liberierungsdatum

2 ohne Fremdwährungs-  
anleihen

3 ohne Konversion



### 3 Gesamtwirtschaftliche Nachfrage und Produktion

#### 3.1 Bruttoinlandprodukt und Industrieproduktion

##### Konjunktur erreicht Talsohle

Die schweizerische Wirtschaft stagnierte in der zweiten Hälfte 2001. Das reale Bruttoinlandprodukt verharrte im Schlussquartal annähernd auf dem Niveau der Vorperiode (+0,1%), nachdem es im dritten Quartal erstmals seit vier Jahren wieder abgenommen hatte (-0,3%). Gegenüber dem Vorjahr stieg das Bruttoinlandprodukt noch um 0,4%, nach 0,8% in der Vorperiode.

Zur schwachen Wirtschaftsentwicklung trugen nahezu alle Nachfragekomponenten bei. Die wichtigste Ausnahme bildet der private Konsum, der weiterhin als Wachstumsstütze wirkte. Der staatliche Konsum und die Bauinvestitionen lagen dagegen nur geringfügig über dem entsprechenden Vorjahresstand. Negativ ins Gewicht fielen vor allem der massive Rückgang der Ausrüstungsinvestitionen, der deutliche Lagerabbau sowie – weniger ausgeprägt – die sinkenden Exporte. Die Gesamtnachfrage verringerte sich damit insgesamt um 1,7% gegenüber dem Vorjahr. Gleichzeitig sanken jedoch auch die Importe stark (-6%) und federten damit den Rückgang der Gesamtnachfrage zu einem grossen Teil ab.

##### Bruttoinlandprodukt und seine Komponenten

Preise von 1990; Beiträge in Prozentpunkten zur Veränderung des BIP gegenüber Vorjahr

Tabelle 5

	2000	2001	2000	2001				
			4. Q.	1. Q.	2. Q.	3. Q.	4. Q.	
Privater Konsum	1,2	1,4	0,5	1,5	1,3	1,3	1,3	
Konsum Staat und Sozialversicherungen	-0,1	0,0	-0,1	0,2	-0,1	-0,1	0,0	
Anlageinvestitionen	1,5	-0,3	1,8	0,5	0,1	-0,3	-1,6	
Bau	0,3	0,2	0,5	0,2	0,2	0,2	0,0	
Ausrüstungen	1,3	-0,5	1,3	0,3	-0,1	-0,5	-1,6	
<b>Inländische Endnachfrage</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>	
Lager	-0,2	-0,2	1,2	0,5	-0,1	0,6	-1,6	
Exporte total	4,3	0,5	2,8	2,2	1,2	-0,8	-0,7	
<b>Gesamtnachfrage</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>	
Importe total	-3,7	0,0	-3,7	-2,6	-0,5	-0,0	2,8	
<b>BIP</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>	

Quellen: BFS, seco

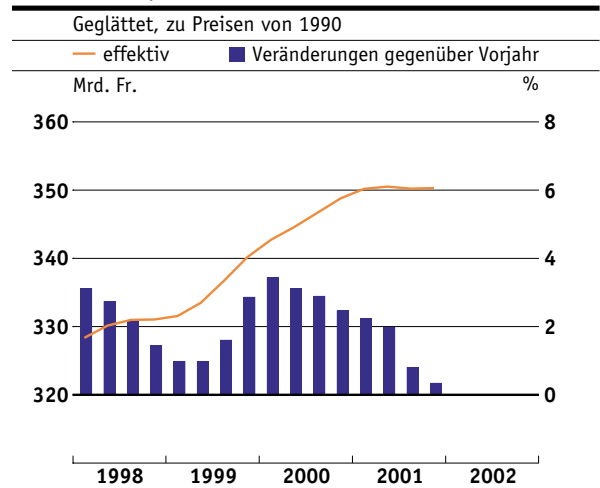
### Verschlechterung der Industriekonjunktur

Der von der KOF/ETH monatlich erhobene Sammelindikator über den Geschäftsgang in der Industrie deutete bis Dezember auf eine abnehmende Industrieaktivität hin. Der Bestellungseingang nahm gegenüber dem dritten Quartal ab und die Auftragsbücher leerten sich. Die Industrieproduktion folgte dem negativen Trend und sank Ende Dezember auf das entsprechende Vorjahresniveau. Die Binnenindustrie litt ebenso unter der konjunkturellen Abkühlung wie die Exportindustrie, nachdem sie im ersten Halbjahr 2001 noch besser abgeschnitten hatte.

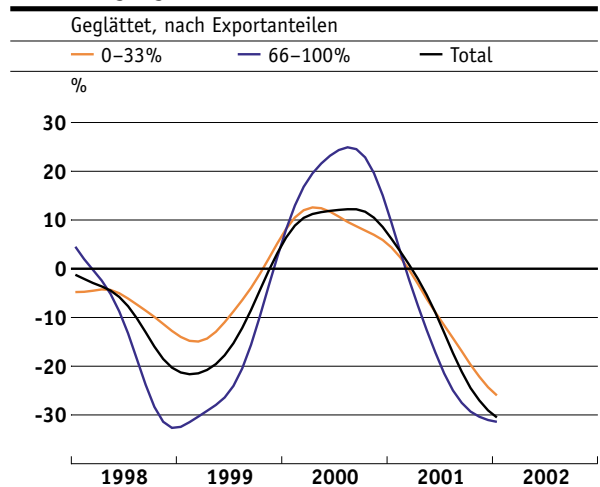
### Zeichen der Stabilisierung

Im ersten Quartal 2002 lassen sich erste Zeichen einer Stabilisierung der Industriekonjunktur ausmachen. Zum ersten Mal seit fast einem Jahr sanken die Lagerbestände an Fertigfabrikaten wieder und die Unternehmen schätzten sowohl die Nachfrageentwicklung in den nächsten drei Monaten als auch die nachfolgende Entwicklung günstiger ein als zuvor. Auch rechneten sie nicht mehr mit einer weiteren Drosselung der Produktion. Insgesamt sind die positiven Signale jedoch noch zu schwach, als dass im ersten Quartal bereits von einer Erholung im Industriesektor gesprochen werden könnte; eine Stabilisierung scheint aber wahrscheinlich.

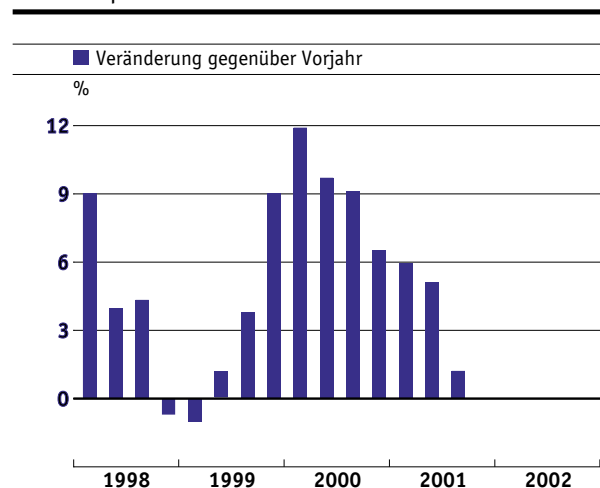
Bruttoinlandprodukt Grafik 3.1



Geschäftsgang in der Industrie Grafik 3.2



Industrieproduktion Grafik 3.3



Grafik 3.1:  
Quartalschätzung annualisiert  
Quelle: seco

Grafik 3.3: Quelle BfS

Grafik 3.2: Der Sammelindikator «Geschäftsgang in der Industrie» setzt sich aus den Ergebnissen folgender vier Fragen zusammen: Bestellungseingang und Produktion gegenüber dem Vorjahresmonat sowie den Beurteilungen des Auftragsbestandes und der Fertigfabrikatelage.  
Quelle: Konjunkturforschungsstelle der ETH Zürich (KOF/ETH)

## 3.2 Aussenhandel und Ertragsbilanz

### Erneut sinkende Güterexporte

Die weltweite Konjunkturschwäche belastete weiterhin die Schweizer Exporte. Im vierten Quartal lagen die realen Güterexporte (Spezialhandel) 1,6% unter dem entsprechenden Vorjahresstand, nach -1,4% in der Vorperiode.

Diese Abnahme war hauptsächlich auf den Einbruch bei den Investitionsgütern sowie den Rohstoffen und Halbfabrikaten zurückzuführen. Beide Kategorien schrumpften mit -7,8% bzw. -7,3% so stark wie seit mehreren Jahren nicht mehr. Überdurchschnittlich stark bildeten sich die Ausfuhren der Maschinen- und Elektronikindustrie zurück. Dagegen zogen die Konsumgüterexporte (8,8%) an, hauptsächlich infolge höherer Lieferungen der Pharmaindustrie.

### Schwächere Nachfrage aus der EU

Im vierten Quartal verloren die (nominellen) Ausfuhren in die grossen EU-Länder weiter an stark Schwung und lagen damit leicht unter dem entsprechenden Vorjahresstand. Dank der robusten Nachfrage aus einigen kleineren Ländern übertrafen die Exporte in die EU das Vorjahresniveau dennoch um 1,1%. Von den grossen Ländern fragten einzig Spanien und Italien verstärkt schweizerische Güter nach.

### Starker Exportrückgang nach Übersee

Die Ausfuhren in die USA brachen im vierten Quartal massiv ein (-20,3%), nachdem sie bereits in der Vorperiode erheblich gesunken waren. Auch die Exporte nach Japan gingen stark zurück und lagen zum ersten Mal seit drei Jahren unter dem entsprechenden Vorjahresstand (-13,8%). Ein ähnliches Muster wiesen die Lieferungen in die asiatischen Schwellenländer auf, in die fast 11% weniger Güter exportiert wurden.

### Reale Ausfuhren nach Verwendungszweck<sup>1</sup>

Veränderungen gegenüber Vorjahr in Prozent

Tabelle 6

	2000		2001		2. Q.	3. Q.	4. Q.
			4. Q.	1. Q.			
Total	7,1	2,1	3,7	6,6	3,8	-1,4	-1,6
Rohstoffe und Halbfabrikate	9,6	-1,5	6,4	5,8	-0,8	-4,6	-7,3
Investitionsgüter	9,9	0,2	9,5	7,8	3,1	-3,4	-7,8
Konsumgüter	2,4	6,7	-3,6	6,1	8,2	3,2	8,8
Ausfuhrpreise	3,3	2,0	2,4	3,5	4,5	2,0	-0,8

### Reale Einfuhren nach Verwendungszweck<sup>1</sup>

Veränderungen gegenüber Vorjahr in Prozent

Tabelle 7

	2000		2001		2. Q.	3. Q.	4. Q.
			4. Q.	1. Q.			
Total	7,0	-0,4	7,7	5,7	1,4	-0,4	-8,4
Rohstoffe und Halbfabrikate	8,1	-1,2	3,1	4,0	4,5	-4,0	-10,1
Energieträger	-0,8	9,3	-2,5	12,5	13,2	1,4	10,4
Investitionsgüter	8,5	-5,8	13,3	7,2	-6,5	-5,3	-16,2
Konsumgüter	5,8	3,3	7,6	4,8	4,5	5,6	-3,1
Ausfuhrpreise	6,0	1,6	5,2	3,2	5,1	-0,2	-1,2

1 Ohne Edelmetalle, Edel- und Schmucksteine sowie Kunstgegenstände und Antiquitäten (Total 1)

Quelle: Eidg. Oberzolldirektion

Die Ausfuhren nach China verloren ebenfalls an Dynamik. Nach zweistelligen Zuwachsraten in den Vorquartalen wuchsen sie im vierten Quartal nur noch knapp um 1,5%. Weniger ausgeprägt schwächte sich die Nachfrage aus Osteuropa ab; die Ausfuhren lagen noch 6,3% über dem entsprechenden Vorjahresstand, nach einem Anstieg von 16,1% in der Vorperiode.

### Aufhellung der Exportaussichten

Dank der wieder leicht anziehenden Weltkonjunktur hellten sich im ersten Quartal die Exportaussichten für die schweizerische Industrie auf. Die realen Güterexporte sanken im Januar und Februar gegenüber dem Vorjahr zwar um durchschnittlich 2,5%.<sup>1</sup> Gemäss den Umfragen der KOF/ETH vom ersten Quartal schwächte sich aber der negative Trend bei den Bestellungseingängen erstmals seit September ab, und die Exportunternehmen schätzten die Perspektiven deutlich zuversichtlicher ein.

### Sinkende Importe

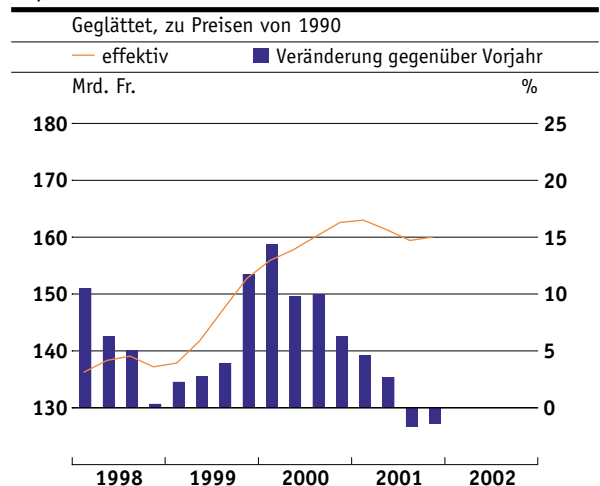
Die rückläufige Gesamtnachfrage in der Schweiz führte im vierten Quartal zu einer starken Abnahme der realen Güterimporte. Sie lagen 8,4% unter dem entsprechenden Vorjahresstand, nachdem sie in der Vorperiode stagniert hatten (-0,4%).

Der Nachfragerückgang traf in erster Linie die Investitionsgüter (-16,2%), gefolgt von den Rohstoffen und Halbfabrikaten (-10,1%). Erstmals seit fünf Jahren wurden jedoch auch weniger Konsumgüter importiert. Dagegen stiegen die Einfuhren von Energieträgern aufgrund der tieferen Energiepreise mit 10,4% deutlich stärker als in der Vorperiode.

### Tiefere Export- und Importpreise

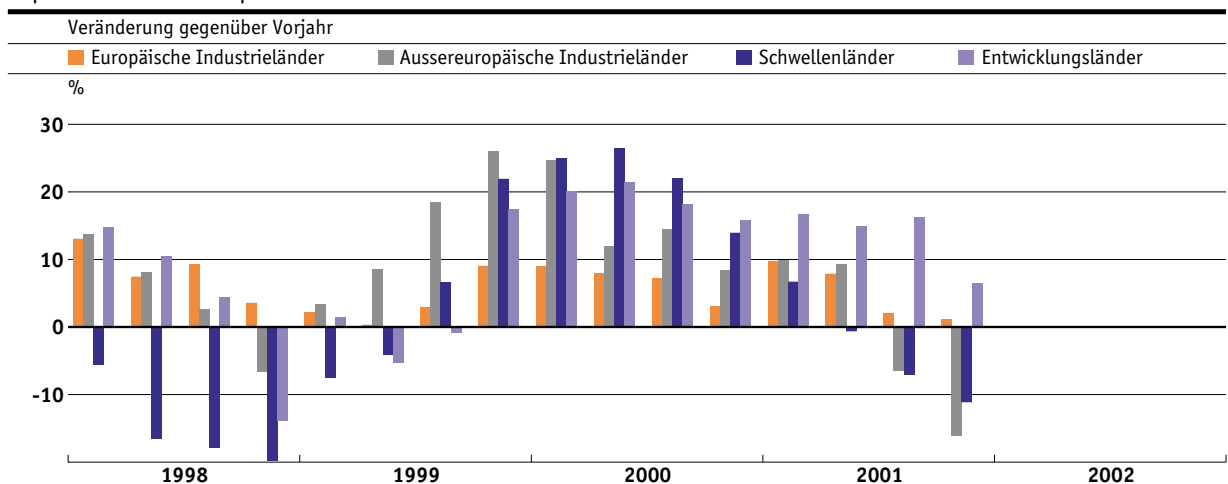
Die an den Preismittelwerten gemessenen Exportpreise sanken im vierten Quartal zum ersten Mal seit mehr als zwei Jahren. Sie lagen 0,8% unter dem Vorjahresstand, nachdem sie im dritten Quartal noch um 1,9% gestiegen waren. Die Preise der Importgüter gaben ebenfalls nach. Die Preisreduktionen bei den Export- und Importgütern betrafen alle Kategorien mit Ausnahme der Konsumgüter, wobei die Preisabschläge für importierte Erdölprodukte dominierten.

Exporte Grafik 3.4



Exporte nach Handelspartnern

Grafik 3.5



1 Seit Januar 2002 publiziert die Oberzolldirektion die realen Werte des Aussenhandels nach neuer Berechnungsart und mit Basisjahr 1997 = 100 (früher: 1988 = 100). Die neue Methode basiert vor allem auf einer verlässlicheren Behandlung von abweichenden Werten. Ein neues Ausreissverfahren auf der Basis

von ARIMA-Prozessen löst die bisher angewandte Trimmung ab. Während die Ergebnisse bis und mit Dezember 2001 noch auf der alten Methode beruhen, wird ab Januar 2002 die neue Berechnungsart angewandt.

Grafik 3.4: Quartalschätzung annualisiert, inkl. Edelmetalle, Edel- und Schmucksteine sowie Kunstgegenstände und Antiquitäten (Total 2)  
Quelle: seco

Grafik 3.5: Ohne Edelmetalle, Edel- und Schmucksteine sowie Kunstgegenstände und Antiquitäten (Total 1).  
Quelle: Eidg. Oberzolldirektion

### Geringerer Ertragsbilanzüberschuss

Die nominellen Güterexporte sanken im vierten Quartal um 2,4% gegenüber dem Vorjahr, die Güterimporte um 9,5% (Spezialhandel). Die Handelsbilanz wies damit einen Überschuss von 1,6 Mrd. Franken aus, nachdem ein Jahr zuvor noch ein Defizit von 0,9 Mrd. Franken resultiert hatte. Der Aktivsaldo der Dienstleistungsbilanz nahm erneut ab und lag mit 4,9 Mrd. 0,7 Mrd. Franken unter dem Vorjahresstand. Dieser Rückgang ist vor allem auf tiefere Kommissionserträge der Banken zurückzuführen; aber auch die Fremdenverkehrseinnahmen sowie die Einnahmen aus den internationalen Transporten waren im vierten Quartal stark rückläufig. Der Überschuss der Arbeits- und Kapitaleinkommen sank infolge tieferer Nettoerträge aus den Direktinvestitionen und aus den Portfolioanlagen um 3,4 Mrd. auf 7,7 Mrd. Franken. Damit wies die Ertragsbilanz einen Überschuss von 11,8 Mrd. Franken aus, gegenüber 13,5 Mrd. Franken vor Jahresfrist.

Im Jahre 2001 belief sich der Ertragsbilanzüberschuss auf 41,5 Mrd. und fiel damit um 10,9 Mrd. Franken tiefer aus als im Vorjahr. Der Anteil am nominellen Bruttoinlandprodukt betrug 9,9%, nach 12,8% im Jahre 2000.

## 3.3 Investitionen

### Leichte Zunahme der Bauinvestitionen

Die realen Bauinvestitionen lagen im vierten Quartal geringfügig über dem Vorjahresniveau. Auch gegenüber der Vorperiode nahmen sie nur leicht zu. Im Jahresdurchschnitt stiegen sie um 1,3%, nach einem Zuwachs von 2,1% im Jahre 2000.

Die Wohnbautätigkeit zog gegenüber dem dritten Quartal deutlich an, gemessen an der Zahl der im Bau befindlichen Wohnungen. Gemäss der vierteljährlichen Umfrage der KOF/ETH gingen auch vom Tiefbau positive Impulse aus. Dagegen dürfte die Bautätigkeit im Wirtschaftsbau abgenommen haben.

### Schwache Bautätigkeit im ersten Halbjahr

Die Entwicklung des Bestellungseingangs (Umfrage der KOF/ETH) deutet für das erste Halbjahr 2002 auf eine leicht abnehmende Bautätigkeit. Im Wirtschaftsbau dürfte sie angesichts der erwarteten moderaten Konjunkturerholung nochmals sinken. Gemäss der jährlichen Investitionsumfrage der KOF/ETH sieht lediglich der Detailhandel deutlich höhere Bauinvestitionen vor. Vom Tiefbau dürften dagegen infolge der Eisenbahngrossprojekte weiterhin positive Wachstumsimpulse ausgehen.

Ertragsbilanz Salden in Mrd. Franken

Tabelle 8

	2000 <sup>1</sup>	2001 <sup>2</sup>	2000 <sup>1</sup>	2001 <sup>2</sup>			
			4. Q.	1. Q.	2. Q.	3. Q.	4. Q.
Waren	-4,2	-3,6	-1,5	-3,4	-0,9	-0,4	1,1
Spezialhandel	-2,1	1,7	-0,9	-0,2	0,2	0,1	1,6
Dienste	23,4	22,0	5,6	6,6	5,2	5,3	4,9
Fremdenverkehr	2,2	1,6	0,2	1,5	-0,1	0,3	-0,1
Arbeits- und Kapitaleinkommen	39,6	30,2	11,1	8,1	8,6	5,8	7,7
Kapitaleinkommen	46,5	38,0	12,9	10,0	10,5	7,8	9,7
Laufende Übertragungen	-6,5	-7,1	-1,6	-1,6	-1,8	-1,8	-1,8
<b>Total Ertragsbilanz</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 provisorisch

2 Schätzung

Vom Wohnungsbau dürften dagegen allmählich wieder positive Effekte auf die Baukonjunktur ausgehen, nachdem sich die Rahmenbedingungen im Jahre 2001 spürbar verbessert hatten: Zwischen April und Oktober 2001 stabilisierten sich die Baukosten und in der zweiten Jahreshälfte sanken die Hypothekenzinsen wieder leicht. Gleichzeitig setzte sich der Aufwärtstrend bei den Wohnungsmieten bzw. den Verkaufspreisen von Wohnflächen fort. Die Wohnbautätigkeit dürfte damit im Laufe des Jahres anziehen; ein erster Hinweis dafür ist die seit Sommer 2001 wieder steigende Anzahl baubewilligter Wohnungen.

### Weiter steigende Immobilienpreise

Gemäss den Angaben von Wüest & Partner nahm das Angebot zu vermietender oder zu verkaufender Wohnungen im vierten Quartal erneut ab und die Preise stiegen im Vergleich zum Vorjahr deutlich. Am stärksten verteuerten sich die Eigentumswohnungen (3,5%). Die Preise der Einfamilienhäuser erhöhten sich um 2,3% und die Wohnungsmieten um 1,9%. Dagegen liess der Preisauftrieb im konjunktursensiblen Bereich der Büroflächen weiter nach (2,1%).

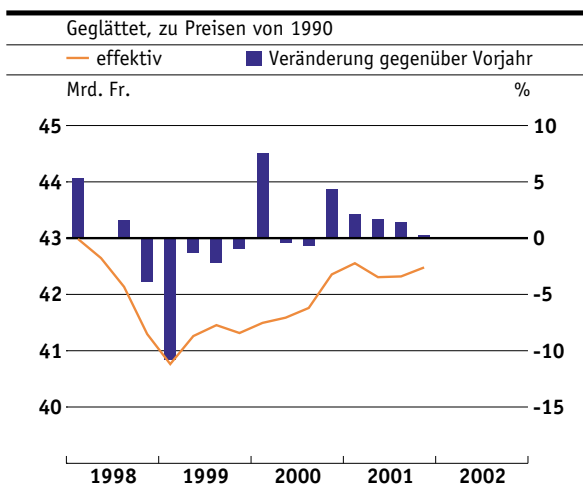
### Stark rückläufige Ausrüstungsinvestitionen

Die konjunkturelle Abkühlung im Jahre 2001 traf die Ausrüstungsinvestitionen besonders stark. Im vierten Quartal lagen sie real 9,7% unter dem entsprechenden Vorjahresstand. Da ein grosser Teil der Ausrüstungsgüter importiert wird, widerspiegelte sich die sinkende Investitionstätigkeit in einem starken Rückgang der Einfuhren. Besonders markant nahmen die Importe von Strassenfahrzeugen und Flugzeugen ab. Im Januar und Februar setzte sich dieser Abwärtstrend fort. Gleichzeitig deutete die Umfrage der Schweizer Maschinen-, Elektro- und Metallindustrie (Swissmem) vom vierten Quartal auf einen weiteren Rückgang des inländischen Bestelungseingangs hin.

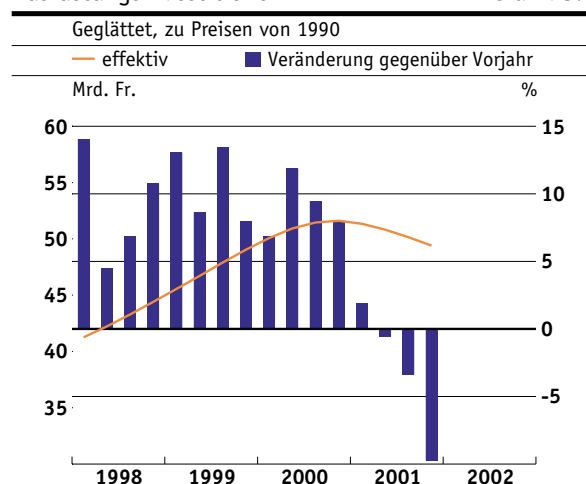
### Noch keine Erholung im ersten Halbjahr

Aufgrund der verschlechterten Ertragslage und der sinkenden Kapazitätsauslastung in der Industrie dürften die Ausrüstungsinvestitionen im ersten Halbjahr 2002 weiter abnehmen. Mit einer Belebung der Investitionstätigkeit kann erst gerechnet werden, nachdem die Konjunktur deutlich angezogen hat. Gemäss der jährlichen Investitionsumfrage der KOF/ETH dürften die wenigen positiven Impulse hauptsächlich vom Dienstleistungssektor ausgehen. Die Industrieunternehmen planen dagegen geringere Investitionen als im Jahre 2001.

Bauinvestitionen Grafik 3.6



Ausrüstungsinvestitionen Grafik 3.7



Grafik 3.6 und 3.7:  
 Quartalschätzung annualisiert  
 Quelle: seco

## 3.4 Konsum

### Robuster privater Konsum

Der private Konsum war auch im zweiten Halbjahr 2001 die wichtigste Konjunkturstütze. Im vierten Quartal stiegen die Ausgaben der privaten Haushalte um real 2,3% gegenüber dem Vorjahr und expandierten damit etwa gleich stark wie in den Vorquartalen.

Der deutliche Einbruch der Konsumentenstimmung im Oktober blieb ohne nennenswerte Folgen. Das reale Verkaufsvolumen im Detailhandel erhöhte sich im vierten Quartal mit 3,3% leicht stärker als in der Vorperiode. Bei den dauerhaften Konsumgütern stieg die Zahl der Neuimmatrikulationen für Personwagen und im Bereich der Dienstleistungen gewann vor allem der Binnentourismus an Schwung. Die Zahl der Übernachtungen inländischer Gäste lag 6,4% höher als ein Jahr zuvor. Nach den Terroranschlägen vom 11. September verzichteten Viele auf Auslandsreisen und buchten stattdessen Ferien im Inland.

### Weiterhin günstige Konsumaussichten

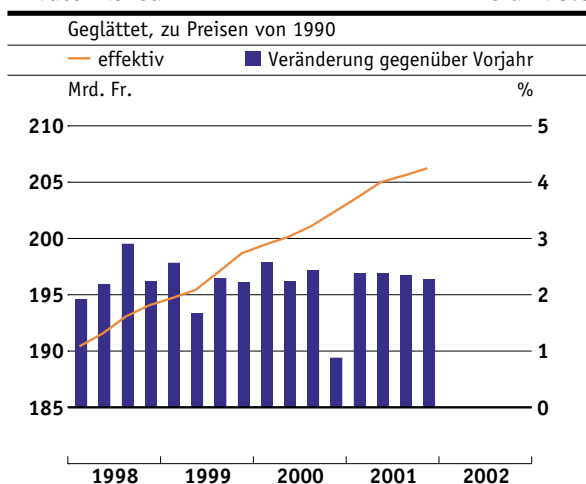
Der private Konsum dürfte auch in diesem Jahr die wichtigste Konjunkturstütze bleiben. Optimistisch stimmen die erwartete Zunahme des real verfügbaren Einkommens sowie die Erholung der Konsumentenstimmung im Januar. Mit -11 Punkten befand sich der Index zwar auf einem bedeutend tieferen Niveau als in den vergangenen drei Jahren, und die privaten Haushalte beurteilten die Arbeitsplatzsicherheit nochmals pessimistischer. Dagegen wurden die Konjunkturaussichten sowie die eigene zukünftige finanzielle Situation von den Haushalten deutlich besser eingeschätzt als noch im Oktober 2001.

Gemäss der monatlichen Umfrage der KOF/ETH beurteilte auch der Detailhandel die Umsatzentwicklung über einen Zeithorizont von drei bis sechs Monaten zuversichtlicher als in den Umfragen zuvor. Dagegen rechnen die Hoteliers nach dem guten Umsatz im vierten Quartal mit einer rückläufigen inländischen Nachfrage.

### Leicht anziehender staatlicher Konsum

Die staatlichen Konsumausgaben (inkl. Sozialversicherungen) zogen im Laufe des Jahres 2001 leicht an, nachdem sie seit Anfang 1999 stagniert hatten. Im vierten Quartal nahmen sie gegenüber der Vorperiode um 1,2% zu und lagen real 0,3% über dem entsprechenden Vorjahresstand, nach einem Rückgang um 0,5% in der Vorperiode. Gemäss den Voranschlägen des Bundes, der Kantone und der Gemeinden dürfte der Staatskonsum im Jahre 2002 real stärker steigen als im Vorjahr. Die BAK und die KOF/ETH rechnen mit einem Anstieg von gut 1%, nach 0,1% im Jahre 2001.

Privater Konsum Grafik 3.8



Quartalsschätzung annualisiert  
Quelle: seco

### 3.5 Kapazitätsauslastung

Indikatoren zur Kapazitätsauslastung in der Wirtschaft liefern wichtige Informationen für die Einschätzung der aktuellen Konjunkturlage und der Preisentwicklung. Zwei Indikatoren, die in Grafik 3.9 abgebildet sind, stehen dabei im Vordergrund: der von der KOF/ETH vierteljährlich ermittelte Auslastungsgrad in der Industrie sowie die am realen Bruttoinlandprodukt gemessene gesamtwirtschaftliche Produktionslücke. Die (positive oder negative) Produktionslücke misst dabei die prozentuale Abweichung zwischen dem tatsächlichen und dem potenziellen, d.h. bei Normalauslastung und Preisstabilität erreichbaren realen Bruttoinlandprodukt. Das potenzielle reale Bruttoinlandprodukt dürfte in der Schweiz um durchschnittlich knapp 2% pro Jahr wachsen.

#### Leicht zunehmende Produktionslücke

Im vierten Quartal stagnierte das reale Bruttoinlandprodukt gegenüber der Vorperiode. Die Produktionslücke weitete sich dementsprechend auf -0,8% aus, nachdem sie Anfang 2001 noch leicht positiv gewesen war. Da das Wirtschaftswachstum erst gegen Ende des Jahres anziehen dürfte, muss auch in den nächsten Quartalen mit einer leicht negativen Produktionslücke gerechnet werden.

#### Geringere Kapazitätsauslastung

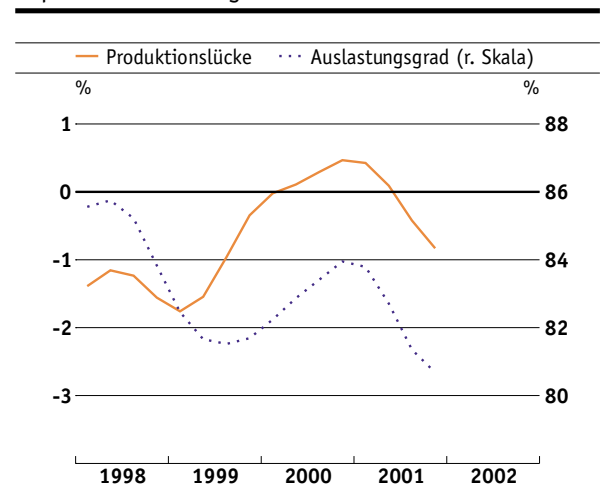
Der Auslastungsgrad der technischen Kapazitäten in der Industrie sank im vierten Quartal um 0,7 Prozentpunkte auf 80,7% und lag damit deutlich unter dem langfristigen Durchschnittswert von rund 84%. Wie in der Vorperiode sahen viele der befragten Unternehmen in der ungenügenden Nachfrage ein Produktionshemmnis; die Produktionskapazitäten wurden dagegen mehrheitlich als ausreichend bezeichnet. Dies galt vor allem für die Hersteller von Vorleistungs- und Investitionsgütern, in geringerem Masse aber auch für die Unternehmer im Konsumsektor.

### 3.6 Konjunkturaussichten

Die Nationalbank erwartete im Dezember 2001 einen Anstieg des realen Bruttoinlandprodukts in der Grössenordnung von 1% für das Jahr 2002. Sie ging dabei davon aus, dass das Verlaufswachstum nach einer verhaltenen Entwicklung im ersten Halbjahr bis zum Jahresende rund 2,5% erreichen würde. Bis anhin entsprach der Konjunkturverlauf ungefähr diesen Erwartungen.

Die vierteljährlich erhobene Consensus-Prognose (BEC)<sup>1</sup> von Ende März für das Wachstum des realen Bruttoinlandprodukts im Jahre 2002 betrug 1,2%. Sie fiel damit geringfügig höher aus als im Dezember (1,1%).

Kapazitätsauslastung Grafik 3.9



Quellen: SNB, KOF

1 Am vierteljährlichen Business Economists' Consensus (BEC) von Ende März 2001 nahmen 25 Volkswirtschaftler von 22 Banken, Unternehmen und Konjunkturforschungsstellen teil. Der BEC wird im Auftrag der Vereinigung der Business Economists von der Zürcher Kantonalbank erhoben und ausgewertet.



## 4 Arbeitsmarkt

### 4.1 Beschäftigung

#### Leicht sinkende Beschäftigung

Die konjunkturelle Verlangsamung hinterliess auf dem Arbeitsmarkt deutliche Spuren. Die Beschäftigung nahm im vierten Quartal ab und übertraf den entsprechenden Vorjahresstand nur noch um 0,4%. Im Industriesektor und beim Bau sank sie gegenüber der Vorperiode um 0,2% bzw. 1,2%. Mit Ausnahme der Bereiche Chemie und Präzisionsinstrumente wiesen alle Branchen eine stagnierende oder leicht sinkende Beschäftigung auf. Im Dienstleistungssektor stagnierte die Zahl der Arbeitsplätze. Während der Handel, die Banken und Versicherungen sowie der Informatiksektor in grösserem Umfang Stellen abbauten, nahm die Beschäftigung insbesondere im Bildungs- und Gesundheitswesen zu.

#### Weiterer Beschäftigungsrückgang erwartet

Gemäss den vorlaufenden Beschäftigungsindikatoren dürfte sich die Nachfrage nach Arbeitskräften in den ersten Monaten des laufenden Jahres nochmals abschwächen. Bei der vierteljährlichen Umfrage der KOF/ETH im Industrie- und Bausektor meldete eine wachsende Mehrheit der Unternehmen einen zu hohen Personalbestand. Da sich jedoch inzwischen die Konjunkturaussichten aufgehellt haben, dürfte der Stellenabbau weniger stark ausfallen als im zweiten Halbjahr 2001.

Auch die Ergebnisse der vierteljährlichen Umfrage des Bundesamtes für Statistik (BFS) sowie die Entwicklung der offenen Stellen deuten auf eine weiter leicht sinkende Beschäftigung hin. Während sich die Beschäftigungsaussichten sowohl in der Industrie als auch beim Bau weiter verschlechterten, blieben sie im Dienstleistungssektor indessen vergleichsweise gut. Der Manpower-Index, der die Fläche der Stelleninserate in der Presse misst, sank von Oktober bis Januar weiter. Ähnlich entwickelte sich auch der vom BfS aufgrund einer Umfrage berechnete Index der offenen Stellen.

Arbeitsmarkt nicht saisonbereinigte Zahlen

Tabelle 9

	2000		2001				2002		
			4. Q.	1. Q.	2. Q.	3. Q.	4. Q.	Jan.	Feb.
Voll- und Teilzeitbeschäftigte <sup>1</sup>	2,2	1,1	1,9	1,7	1,0	1,1	0,4	–	–
Vollzeitbeschäftigte <sup>1</sup>	1,0	0,7	1,0	1,4	0,7	0,5	0,0	–	–
Arbeitslosenquote <sup>2,3</sup>	2,0	1,9	1,8	1,9	1,7	1,7	2,1	2,6	2,6
Arbeitslose <sup>3</sup>	72,0	67,2	66,1	69,2	61,1	61,1	77,3	93,7	94,5
Stellensuchende <sup>3</sup>	124,6	109,4	112,7	113,8	103,2	100,8	119,9	138,4	140,6
Kurzarbeitende <sup>3</sup>	0,7	2,4	0,3	0,8	0,8	1,5	6,6	12,6	–
Gemeldete offene Stellen <sup>3</sup>	13,5	12,4	11,8	13,7	13,9	11,4	10,6	9,5	10,9

1 Veränderung gegenüber Vorjahr in Prozent

2 Registrierte Arbeitslose in Prozent der erwerbsfähigen Wohnbevölkerung gemäss Volkszählung 1990 (3 621 716 Erwerbspersonen)

3 in Tausend; Jahres- und Quartalswerte sind Durchschnittswerte aus Monatswerten.  
Quellen: BFS, seco

## 4.2 Arbeitslosigkeit

### Steigende Arbeitslosigkeit

Die Zahl der Arbeitslosen nahm ab Mitte 2001 deutlich zu, nachdem sich bereits seit April eine steigende Tendenz abgezeichnet hatte. Neben der konjunkturellen Abkühlung trug im Raum Zürich insbesondere der massive Personalabbau bei der Swissair zum Anstieg der Arbeitslosigkeit bei. Gemäss der vorlaufenden Beschäftigungsindikatoren muss bis zur Jahresmitte mit einer weiteren leichten Zunahme gerechnet werden.

Bereinigt um Saisoneinflüsse stieg die Zahl der Arbeitslosen von September bis Februar von 67 000 auf 85 000 Personen, und die Arbeitslosenquote erhöhte sich um 0,5 Prozentpunkte auf 2,3%. Etwas stärker, nämlich um 26 300 auf 132 700 Personen, nahm die Zahl der Stellensuchenden zu. Diese umfasst neben den bei den Arbeitsämtern registrierten Arbeitslosen auch Personen, die sich in einem Beschäftigungsprogramm oder in Weiterbildung befinden, eine befristete Arbeitsstelle haben oder in der Rekrutenschule sind. Die Quote der Stellensuchenden stieg von 2,9% auf 3,7%. Besonders viele Stellensuchende stammten aus der Hotellerie, dem Handel und dem Transportsektor.

Am stärksten stieg die Zahl der Arbeitslosen, die seit weniger als sechs Monaten ohne Stelle sind. Die Langzeitarbeitslosigkeit blieb dagegen unverändert. In den nächsten Monaten muss indessen auch in diesem Bereich mit einer gewissen Zunahme gerechnet werden.

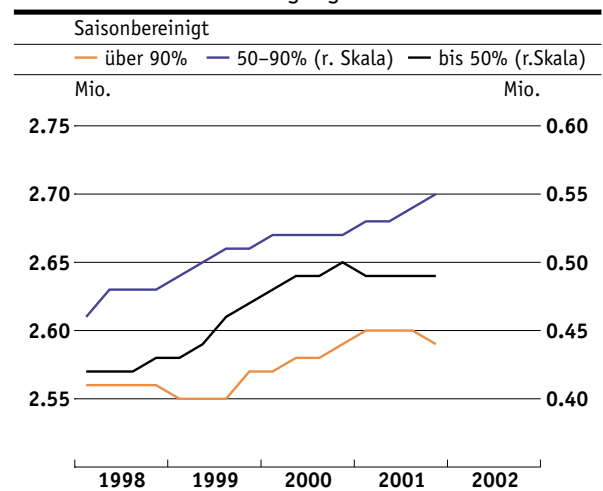
Die Verschlechterung der Arbeitsmarktlage traf die deutsche und die französische Schweiz ungefähr gleich stark. In beiden Regionen erhöhte sich die

Arbeitslosenquote von September bis Januar um 0,4 Prozentpunkte auf 1,9% bzw. 3,3%. Im Tessin stieg sie um 0,2 Prozentpunkte auf 3,1%.

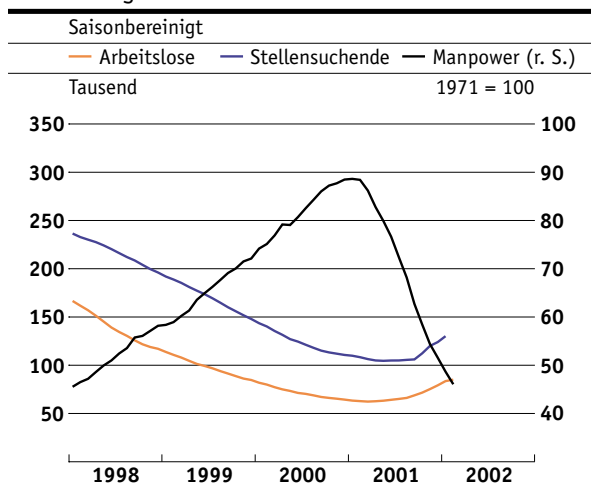
### Höheres Arbeitsangebot

Der im Vergleich zum Beschäftigungsabbau relativ starke Anstieg der Arbeitslosigkeit deutet darauf hin, dass das Angebot an Arbeitskräften im Jahre 2001 weiter zunahm. Gemäss der Mitte 2001 durchgeführten Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE) stieg die Partizipationsrate infolge der höheren Erwerbsquote der Frauen innert Jahresfrist um knapp einen Prozentpunkt auf 81,2%. Auch die Zahl der ausländischen Arbeitskräfte nahm bis zum Jahresende weiter zu. Mit Ausnahme der Saisoniers galt dies für alle Aufenthaltskategorien.

Voll- und Teilzeitbeschäftigung Grafik 4.1

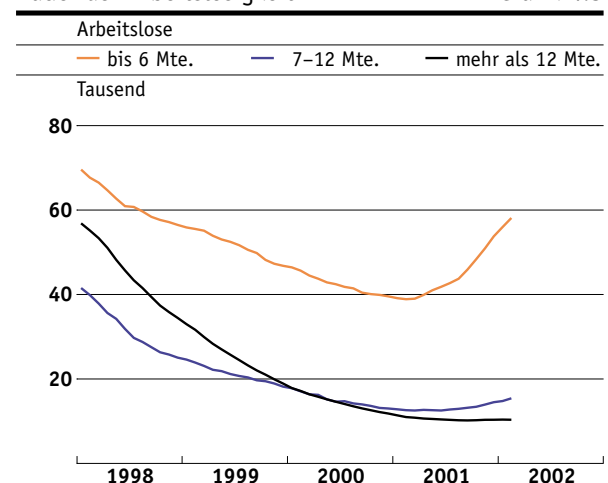


Arbeitslosigkeit und offene Stellen Grafik 4.2



Grafiken 4.1, 4.2:  
Quelle: BFS

Dauer der Arbeitslosigkeit Grafik 4.3



Grafik 4.3:  
Quelle: BFS

## 5 Preise

### 5.1 Konsumentenpreise

Die am Landesindex der Konsumentenpreise gemessene Jahresteuering stieg von November bis Januar um 0,2 Prozentpunkte auf 0,5%. Darin widerspiegelten sich hauptsächlich Preissteigerungen bei den Nahrungsmitteln sowie eine leicht höhere Teuerung bei einzelnen Dienstleistungen. Von den Erdölprodukten ging weiterhin ein teuerungsdämpfender Effekt aus. Im Februar verharrte der Landesindex auf dem Stand des Vormonats. Da der Landesindex indes im Vorjahr leicht gesunken war, erhöhte sich die Jahresteuering auf 0,7%.

#### Leicht höhere Binnenteuerung

Trotz der konjunkturellen Verlangsamung zog die Teuerung bei den inländischen Gütern leicht an. Im Februar betrug sie 1,8%, nach 1,6% im November. Die Preise wurden insbesondere im Gastgewerbe angehoben. Bei den Nahrungsmitteln (Gemüse) kam es teilweise zu starken witterungsbedingten Preisaufschlägen.

#### Weiter rückläufige Importgüterpreise

Die Preise importierter Konsumgüter lagen weiterhin unter dem entsprechenden Vorjahresstand, wenn auch weniger ausgeprägt als im Dezember. Im Februar belief sich der Rückgang auf 2,6%, nach 3,5% im November. Die Importgüter verbilligten sich dabei auch unter Ausschluss der Erdölprodukte; im Februar lag der Importpreisindex ohne Erdöl 1,4% unter dem entsprechenden Vorjahresstand. Preis-

dämpfend wirkte auch der höhere Aussenwert des Frankens.

#### Nachlassende Mieteuerung

Die Teuerung bei den Dienstleistungen verharrte von November bis Februar bei 1,8%. Bei den öffentlichen Dienstleistungen stieg sie infolge teurerer Spitalleistungen um 0,2 Prozentpunkte auf 1,3%, während sie bei den privaten Dienstleistungen bei rund 1,8% blieb. Trotz des in einigen Regionen stark angespannten Wohnungsmarktes sank die Mieteuerung im Februar gegenüber der Vorerhebung im November um 0,2 Prozentpunkte auf 1,5%. Dieser Rückgang wurde jedoch durch den verstärkten Preisauftrieb bei den übrigen privaten Dienstleistungen (2,1%) wettgemacht. Neben den Preiserhöhungen bei den Gaststätten und in der Hotellerie fielen insbesondere die Preisaufschläge bei den Bankdienstleistungen und Coiffeurleistungen ins Gewicht.

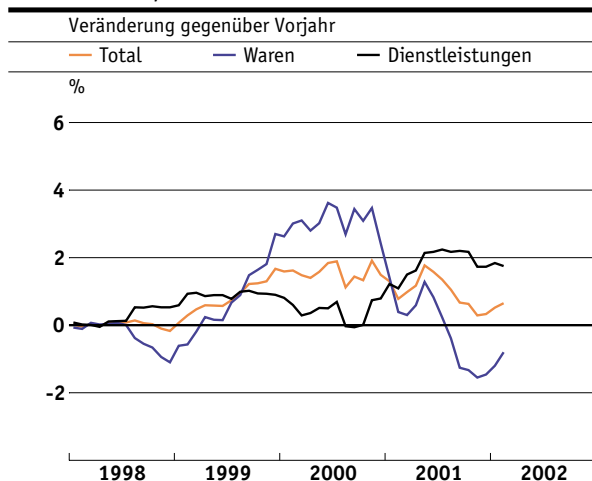
#### Nur noch leicht sinkende Warenpreise

Der Preisrückgang bei den Waren schwächte sich ab. Im Februar betrug er noch 0,8%, nach 1,5% im November. Während insbesondere die Preise importierter Erdölprodukte, Winterbekleidung und Schuhe deutlich sanken, verteuerten sich die inländischen Waren um 0,5 Prozentpunkte auf 1,7%.

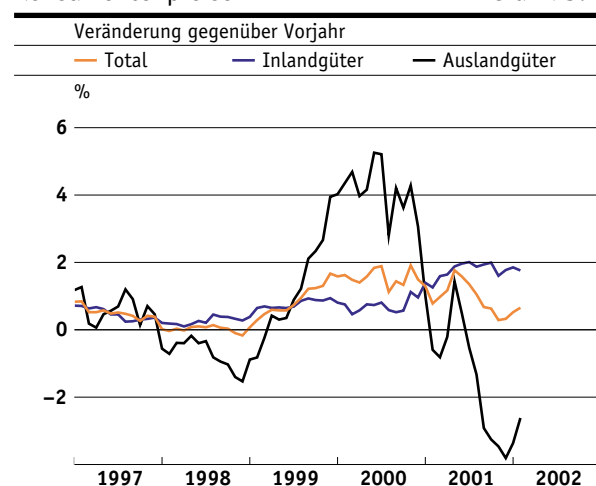
#### Neugewichtung des Warenkorb

Seit der umfassenden Revision im Mai 2000 wird der Landesindex der Konsumentenpreise als Kettenindex mit jährlicher Neugewichtung des Warenkorb berechnet. Dadurch sollen die sich laufend verändernden Konsumgewohnheiten besser abgebildet

Konsumentenpreise Grafik 5.1



Konsumentenpreise Grafik 5.2



Grafiken 5.1 und 5.2:  
Quelle: BFS

und die Teuerung präziser gemessen werden. Anfang 2002 erfolgte erstmals eine Neugewichtung, welche auf den Ergebnissen der im Jahr 2000 durchgeführten Einkommens- und Verbrauchserhebung beruht. Die Hauptgruppen «Gesundheitspflege», «Nachrichtenübermittlung» und «Verkehr» wurden um insgesamt 2,1 Prozentpunkte stärker gewichtet, während die Positionen «Freizeit und Kultur», «Bekleidung und Schuhe», «Wohnen und Energie» sowie «Hausrat und laufende Haushaltsführung» leicht an Bedeutung einbüssten (-2,3 Prozentpunkte). Mit 20,1% kommt den Wohnungsmieten innerhalb des Warenkorbs weiterhin das grösste Gewicht zu. Der Anteil der Erdölprodukte (Treibstoffe und Heizöl) nahm dagegen von 4,2% auf 3,7% ab.

Der auffallende Unterschied zwischen der von der Nationalbank berechneten Kerninflationsrate und den Kernraten des BfS lässt sich durch die starken Preissenkungen in der Hauptgruppe «Bekleidung und Schuhe» erklären. Während diese bei der Berechnungsmethode der SNB aus dem Warenkorb ausgeschlossen wurden, verblieben sie im jeweiligen Korb der Kerninflationsraten des BfS als teuerungsdämpfende Faktoren. Schliesst man die entsprechenden Positionen aus der Kerninflation 1 aus, so verschwindet die Diskrepanz: Die so berechnete Kerninflation 1 betrug im Februar 1,1% und lag damit nur 0,1 Prozentpunkte tiefer als das 70%-getrimmte Mittel der Nationalbank.

## 5.2 Kerninflation

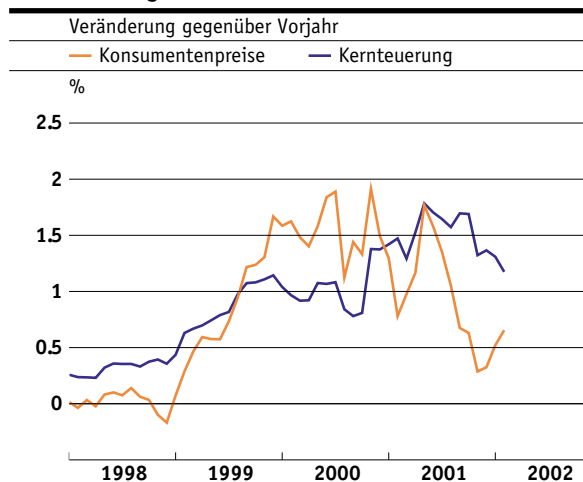
### Stabilisierung der Kernteuerung der SNB

Die von der Nationalbank berechnete Kerninflationsrate, welche je die 15% der Güter mit den jeweils stärksten Preisschwankungen nach oben und unten aus dem Warenkorb des Landesindex ausschliesst, bildete sich von November bis Februar um 0,1 Prozentpunkte auf 1,2% zurück. Damit lag sie weiterhin über der am Landesindex gemessenen Teuerung. Das höhere Niveau der Kernteuerung zeigt, dass die teuerungsdämpfenden Sonderfaktoren beim Landesindex stärker ins Gewicht fielen als die preistreibenden Einflüsse.

### Tiefere Kerninflation des BfS

Die beiden vom BfS ermittelten Kerninflationsraten, die einen festen Teil der Güter aus dem Warenkorb ausschliessen, beliefen sich im November auf jeweils 0,9% und schwächten sich seither geringfügig ab. Im Februar lag die Kerninflation 1 bei 0,7% und die Kerninflation 2 bei 0,6%. Die Kerninflation 1 umfasst den Warenkorb des Konsumentenpreisindex ohne Nahrung, Getränke, Tabak, Saisonprodukte, Energie und Treibstoffe. Die Kerninflation 2 schliesst zusätzlich die Produkte mit administrierten Preisen aus.

Kernteuerung Grafik 5.3



Grafiken 5.3 und 5.4:  
Quelle: BfS

## 5.3 Preise des Gesamtangebots

### Rückläufige Preise des Gesamtangebots

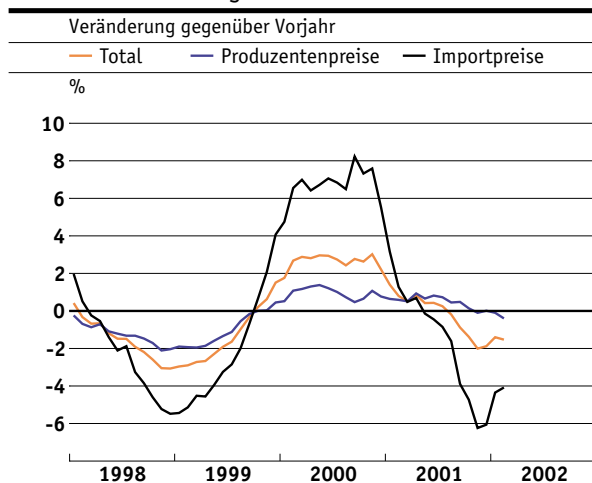
Die Preise des Gesamtangebots (Produzenten- und Importpreise) bildeten sich weiter zurück und lagen im Februar 1,5% unter dem Vorjahresstand. Diese Entwicklung war hauptsächlich auf die Preisabschläge bei den Importgütern zurückzuführen. Demgegenüber verbilligten sich die im Inland produzierten Güter nur geringfügig.

Die Indexziffer der Importgüter lag im Februar 4,1% unter dem Vorjahresniveau. Ins Gewicht fielen weiterhin die tieferen Preise für Mineralöl- und Metallprodukte sowie für Papier. Die rückläufige Preistendenz hielt in allen vier Untergruppen an: Während die Preise für Rohstoffe und Halbfabrikate im Februar weiterhin deutlich unter dem Vorjahresstand lagen (-8,9% bzw. -7,1%), verbilligten sich die Konsum- und Investitionsgüter nur noch leicht (-1,7% bzw. -1,5%).

Im Vergleich zum November (-0,1%) lagen die Produzentenpreise im Februar mit 0,4% deutlich unter dem entsprechenden Vorjahresstand. Während sich der Preisrückgang bei den Rohstoffen auf 3,3% abschwächte, nahm er bei den Halbfabrikaten auf 1,4% zu. Die Konsum- und Investitionsgüter verteuerten sich ungefähr im gleichen Ausmass wie im November (1,1% bzw. 1,4%). Sowohl die Preise der in der Schweiz produzierten und für das Inland bestimmten Güter als auch diejenigen der für die Ausfuhr vorgesehenen Güter lagen geringfügig unter dem Vorjahresstand (-0,6% bzw. -0,1%).

Preise des Gesamtangebots

Grafik 5.4



## 6 Teuerungsaussichten

### 6.1 Internationale Preisentwicklung

#### **Weiterhin teuerungsdämpfende Effekte aus dem Ausland**

Als Folge der weltweiten konjunkturellen Abkühlung sanken die Preise für Erdöl im vierten Quartal zeitweise deutlich unter 20 Dollar pro Fass. Die Opec kündigte Mitte November eine Reduktion der täglichen Fördermenge ab dem 1. Januar 2002 um 6% an und vermochte weitere Erdölproduzenten – vor allem Russland – in ihre Förderpolitik einzubinden. Infolge der schwachen Nachfrage nach Erdölprodukten (insbesondere Flugbenzin) blieb der Erdölpreis im Januar und Februar jedoch unter dem Zielband von 22 bis 28 Dollar.

Für die nahe Zukunft sind aufgrund des noch schwachen Wachstums der Weltwirtschaft keine nennenswerten Preissteigerungen beim Erdöl zu erwarten. Auch der schwache Preisdruck im Ausland dürfte zusammen mit dem höheren Aussenwert des Frankens für stabile Importpreise sorgen.

### 6.2 Preisentwicklung im Inland

#### **Nur geringer Kostendruck**

Mit der rückläufigen Auslastung der gesamtwirtschaftlichen Kapazitäten im Jahre 2001 liess der Kostendruck allgemein nach. Gemäss der Lohnumfrage der UBS vom Herbst 2001 werden die Nominallöhne im laufenden Jahr um durchschnittlich 2,3% zunehmen und damit etwas weniger stark steigen als im Vorjahr. Da die Konsumteuerung mit rund einem halben Prozentpunkt etwas tiefer ausfallen dürfte als im Vorjahr, steigen die Reallöhne etwa im gleichen Ausmass wie im Jahre 2001. Infolge der stärker steigenden Arbeitsproduktivität dürfte der Kostendruck seitens der Löhne dennoch leicht abnehmen. Darüber hinaus begrenzt der anhaltend starke Wettbewerb weiterhin den Spielraum für Preiserhöhungen.

#### **Anziehende Mietteuerung**

Nach einem sprunghaften Anstieg im November 2000 schwächte sich die am Landesindex der Konsumentenpreise gemessene Mietteuerung bis Februar 2002 auf 1,5% ab. Teuerungsdämpfend wirkten insbesondere die leicht gesunkenen Hypothekarzinsätze. Für das laufende Jahr ist nicht mit einer weiter

nachlassenden Mietteuerung zu rechnen. Sowohl die vom BFS ermittelte Leerwohnungsziffer als auch die vierteljährlichen Erhebungen von Wüest & Partner zeugen von einem knapperen Angebot an freiem Wohnraum, am ausgeprägtesten in Zürich und am Genfersee. In der Folge zogen die Mieten bei Neuvermietungen an. Die angespannte Lage auf dem Wohnungsmarkt dürfte weiterhin erhebliche Mieterhöhungen ermöglichen.

#### **Preiserhöhungen im öffentlichen Verkehr**

Auf den 1. Mai 2002 kündigten die SBB und der Verband öffentlicher Verkehr Preiserhöhungen an. Begründet wird dies mit der allgemeinen Teuerung und der Erweiterung des Leistungskatalogs in den letzten drei Jahren. Neben den Normaltarifen (+3,7%) werden auch die Preise für das Zweijahres-Halbp reisabonnement, für Mehrfahrtenkarten und für Streckenabonnemente teilweise massiv angehoben. Die Auswirkungen auf den Landesindex der Konsumentenpreise sind jedoch infolge des geringen Gewichts im Warenkorb vernachlässigbar. Gemäss einer Berechnung des BFS wird der Landesindex dadurch höchstens um 0,05% steigen.

#### **Mittelfristig weiter sinkende Agrarpreise**

Die Agrarpolitik 2002, deren Umsetzung im Januar 1999 begann, dürfte im laufenden Jahr abgeschlossen sein. Ein Kernpunkt bildete die Liberalisierung des Milchmarktes und des Marktes für Brotgetreide. Von Januar 1999 bis Januar 2002 verbilligten sich Milch und Brot im Warenkorb des Landesindex um 4,8% bzw. 4,3%. Eine nächste Liberalisierungsetappe bildet das Abkommen über den Handel mit landwirtschaftlichen Erzeugnissen im Rahmen der bilateralen Verträge zwischen der Schweiz und der EU. Dabei sind unter anderem Preiskonkzessionen in den Bereichen Milch, Früchte und Gemüse vorgesehen. Nach einer Übergangsfrist von fünf Jahren wird insbesondere eine vollständige Liberalisierung des Käsehandels angestrebt. Demnach dürfte die internationale Konkurrenz auf dem schweizerischen Agrarmarkt in den kommenden Jahren deutlich zunehmen und für weitere Preissenkungen für landwirtschaftliche Produkte sorgen.

## 6.3 Inflationsprognosen für die Jahre 2002–2004

Die Nationalbank schätzte an ihrer vierteljährlichen Lagebeurteilung vom 21. März 2002 die Risiken einer weiteren Abschwächung der Konjunktur und die damit verbundenen Deflationsrisiken geringer ein als Ende 2001. Sie belies deshalb das Zielband für den Dreimonate-Libor bei 1,25%–2,25%.

Die Nationalbank hatte das Zielband letztmals am 7. Dezember 2001 um einen halben Prozentpunkt gesenkt. Auf der Basis eines unveränderten Satzes für den Dreimonate-Libor prognostizierte sie damals einen durchschnittlichen Anstieg des Landesindex der Konsumentenpreise von 0,9% für das Jahr 2002 und von durchschnittlich 1,3% bzw. 1,5% für die beiden folgenden Jahre.

Infolge eines Basiseffekts könnte die Teuerung im Jahre 2002 etwas tiefer ausfallen, als im Dezember angenommen worden war. Ab Mitte 2003 dürfte sie sich jedoch gemäss dem prognostizierten Pfad entwickeln. Diesem Szenario liegt die Annahme zugrunde, dass sowohl die amerikanische als auch die europäische Konjunktur ab Mitte 2002 an Dynamik gewinnen werden, wobei der Aufschwung in den USA stärker ausfallen dürfte als in Europa. Der Dollarkurs des Euro bleibt ungefähr auf dem Stand vom März 2002 und der Erdölpreis steigt im Zuge der konjunkturellen Erholung leicht an.

## 7 Beurteilung der Konjunkturlage aus Sicht der Bankstellen

Die Bankstellen der Nationalbank stehen in ständigem Kontakt mit einer Vielzahl von Unternehmen aus den verschiedenen Branchen und Sektoren der Wirtschaft. Ihre Berichte, welche die subjektive Einschätzung der Unternehmen wiedergeben, sind eine wichtige zusätzliche Informationsquelle für die Beurteilung der Wirtschaftslage. Im Folgenden werden die wichtigsten Ergebnisse zusammengefasst, die sich aus den in den Monaten November bis Februar geführten Gesprächen zur aktuellen und künftigen Wirtschaftslage ergaben.

### 7.1 Produktion

Die Wachstumsabschwächung im zweiten Halbjahr 2001 traf nicht alle Produzenten in gleichem Ausmass. Während der Industriesektor teilweise starke Rückschläge hinnehmen musste, beurteilten viele Betriebe des konsumnahen Dienstleistungssektors den Geschäftsgang weiterhin zufriedenstellend. Allgemein wird eine konjunkturelle Erholung in der zweiten Jahreshälfte erwartet. Noch gibt es dafür erst wenige konkrete Anzeichen.

#### **Industrie**

Die konjunkturelle Verlangsamung hinterliess bei einer Mehrzahl der Industriebetriebe deutliche Spuren. Bei vielen nahmen die Produktion und der Auftragseingang im vierten Quartal weiter ab und die Auslastung der technischen und personellen Kapazitäten sank. Neben den baunahen Branchen waren die Produzenten von Investitions- und Vorleistungsgütern bzw. die Bereiche Maschinen- und Metallbau, Elektronik und Telekommunikation (insbesondere Informatikhardware) besonders stark betroffen. Sie spürten den starken Rückgang der ausländischen Nachfrage und erlitten starke Umsatzeinbussen. Eine Reihe von Betrieben führte Kurzarbeit ein oder musste gar Entlassungen vornehmen. Besser schnitten die Produzenten von konsumnahen Gütern (insbesondere Textilien) ab, während die konjunkturell resistenten Branchen (Chemie, Nahrungsmittel) weiter steigende Umsätze meldeten.

Positiv war, dass sowohl die Produzenten als auch die Kunden im vierten Quartal ihre Lager abzubauen vermochten und diese zu Beginn des neuen Jahres wieder vermehrt als angemessen beurteilten. Mehrere Branchen verzeichneten im Januar eine stagnierende oder eine leicht zunehmende Geschäftsaktivität. Dies weckt die Hoffnung, dass die Talsohle im ersten Quartal erreicht sein dürfte. Im Bereich der Telekommunikation und der Informationstechnologie wird dagegen erst gegen Ende des Jahres mit einer Erholung gerechnet.

#### **Dienstleistungen**

Im Detailhandel verliefen das Weihnachtsgeschäft und der Auftakt ins neue Jahr nach der eher pessimistischen Einschätzung im Herbst 2001 mehrheitlich zufriedenstellend. Das Gros der Detaillisten bezeichnete die Konsumentenstimmung als robust und blickte zuversichtlich in die Zukunft. Die insgesamt gute Konsumentenstimmung kam auch dem Gastgewerbe zugute. Im Segment der Luxusgüter führten allerdings das Ausbleiben ausländischer Kunden sowie eine gewisse Verlagerung zu preisgünstigen Produkten teilweise zu starken Umsatzeinbussen.

In anderen Bereichen des Dienstleistungssektors bildete sich die Nachfrage zurück. Viele Firmen im Informatikbereich (Hard- und Software) bekamen die Sparanstrengungen ihrer Kunden empfindlich zu spüren. Bei den Banken verschlechterte sich der Geschäftsgang im Bereich der Vermögensverwaltung, während sich das traditionelle Zinsdifferenzgeschäft gut entwickelte. Im Transportbereich standen höheren Umsätzen bei den Personentransporten sinkende Gütertransporte gegenüber. Darin widerspiegelte sich die Abschwächung der Industrieproduktion und des internationalen Handels. Auch die Reisebranche erlitt einen deutlichen Umsatzeinbruch.

#### **Tourismus**

In den meisten Ferienregionen verlief die Wintersaison überraschend gut. Dank der lebhaften Nachfrage aus dem Inland sowie aus Europa konnten die massiv tieferen Frequenzen aus Übersee insbesondere im Bereich des Gruppentourismus kompensiert werden. Der Geschäftstourismus stockte dagegen vielerorts. Angesichts der wieder anziehenden Konjunktur wird in dieser Sparte indessen wieder mit einer Verbesserung der Lage gerechnet.

#### **Bau**

In der Baubranche war die Stimmung gedämpft. Viele Betriebe klagten über Umsatzeinbussen, andere sahen bestenfalls eine Stagnation. Infolge der räumlichen und spartenmässigen Segmentierung des Bau-sektors fiel die Beurteilung teilweise stark unterschiedlich aus. So verbesserten sich die Aussichten im Wohnungsbau in einzelnen Regionen deutlich, während sich der Bereich als Ganzes eher schleppend entwickelte. Der kommerzielle Bau litt unter der Konjunkturschwäche und der Tiefbau spürte trotz der beträchtlichen Anzahl von Grossbaustellen die Sparanstrengungen der öffentlichen Hand.



## 7.2 Nachfrage

### **Privater Konsum**

Der Tenor bei den konsumnahen Betrieben blieb im vierten Quartal grundsätzlich positiv. Auch im Januar wurden mehrheitlich Umsatzsteigerungen verzeichnet und für das laufende Jahr wird ein Wachstum erwartet. Die erzielten Umsätze sowie die Einschätzung bezüglich der Entwicklung der Konsumentenstimmung fielen jedoch je nach Sparte und Region recht unterschiedlich aus.

### **Ausrüstungsinvestitionen**

In vielen Branchen wurde bei den Ausgaben für Ausrüstungsgüter rigoros gespart. Zudem wirkten die gedrückten Erwartungen und die grosse Unsicherheit hemmend auf die Investitionstätigkeit. Entsprechend wurden die Investitionspläne im vierten Quartal oft redimensioniert oder ganz gestrichen. Ersatzinvestitionen sowie effizienzsteigernde Ausgaben hatten gegenüber Erweiterungsinvestitionen Vorrang.

### **Warenexporte**

Im vierten Quartal verschlechterte sich der Geschäftsgang bei vielen Exporteuren stark. Nur die Pharmaindustrie und wenige hoch spezialisierte Unternehmen konnten sich diesem Trend entziehen. In den letzten Monaten schwächte sich die Nachfrage aus Europa teilweise stark ab, während die Bestellungen aus den USA eher wieder anzuziehen schienen.

## 7.3 Arbeitsmarkt

In vielen Unternehmen konnten die Arbeitskräfte infolge der verschlechterten Geschäftslage nicht voll ausgelastet werden. Um Verluste von Know-how zu verhindern, versuchten die Firmen wenn möglich ohne Entlassungen auszukommen. Vorerorts wurden Personalabgänge nicht mehr ersetzt und keine temporären Arbeitskräfte mehr eingestellt. Ausserdem wurde kurzfristig umdisponiert und die Flexibilität im Rahmen der Jahresarbeitszeiten ausgeschöpft. In den vom Konjunkturrückgang besonders stark betroffenen Firmen konnten jedoch Entlassungen auch von gut qualifizierten Arbeitskräften nicht immer vermieden werden.

## 7.4 Preise, Margen und Finanzierungsbedingungen

Der markante Rückgang des Umsatzes in vielen Industriebetrieben führte zu einer Verschlechterung der Ertragslage. Zudem drückten höhere Rohstoffpreise sowie der starke Franken teilweise auf die Margen. Die meisten Firmen planen angesichts der schwierigen Wettbewerbslage keine Preiserhöhungen. Im Bau dürften die Preissteigerungen weiter nachlassen. Was die Finanzierungsbedingungen betrifft, wurde keine Veränderung der Kreditvergabepaxis seitens der Banken beobachtet.

# Inflationsprognosen mit vektorautoregressiven Modellen

Thomas J. Jordan, Leiter Ressort Forschung,  
Schweizerische Nationalbank, Zürich

Peter Kugler, Professor, Wirtschaftswissenschaftliches Zentrum,  
Universität Basel

Carlos Lenz, Assistenzprofessor, Wirtschaftswissenschaftliches Zentrum,  
Universität Basel

Marcel R. Savioz, Wissenschaftlicher Berater, Ressort Forschung,  
Schweizerische Nationalbank, Zürich

Inflationsprognosen nehmen im neuen Konzept der Schweizerischen Nationalbank (SNB) eine Schlüsselrolle ein. Zum einen stellen sie die Grundlage für die geldpolitischen Entscheidungen dar, zum anderen sind sie ein wichtiges Mittel der Kommunikation mit der Öffentlichkeit. Um die Transparenz ihrer Geldpolitik weiter zu verbessern, hat die Nationalbank beschlossen, verschiedene Studien zu publizieren, die darüber Aufschluss geben sollen, wie die Inflationsprognosen berechnet werden und wie sie die geldpolitischen Entscheidungen beeinflussen. In diesem Zusammenhang sind bereits die Artikel von Jordan und Peytrignet (2001) und von Stalder (2001) im Quartalsheft 2001–2 publiziert worden.

In Jordan und Peytrignet (2001) wird ausführlich diskutiert, weshalb die Nationalbank ihre Politik auf Inflationsprognosen abstützt, wie die Prognosen die geldpolitischen Entscheidungen beeinflussen und wie die publizierten Prognosen zu interpretieren sind. Die Studie macht unter anderem zwei Punkte deutlich. Erstens handelt es sich bei der publizierten Prognose um eine bedingte Prognose, die einen über dem Prognosezeitraum konstanten kurzfristigen Zinssatz unterstellt. Zweitens ist die publizierte Prognose eine Konsensprognose, die auf einer breiten Erfassung aller relevanten Informationen beruht. Dabei kommen insbesondere auch makroökonomische Modelle zum Einsatz.

Unter den Modellen, die die SNB zum Einsatz bringt, figurieren traditionelle ökonomische Modelle und sogenannte vektorautoregressive Modelle (VAR-Modelle). Die traditionellen ökonomischen Modelle gehen von einer expliziten Vorstellung über die Zusammenhänge der Wirtschaft aus und die Beziehungen zwischen den Variablen werden mit Hilfe von Verhaltensgleichungen modelliert. Bei den VAR-Modellen wird hingegen davon ausgegangen, dass die Kenntnisse über die wirtschaftlichen Zusammenhänge beschränkt sind. Aus diesem Grund wird den Modellen entweder keine oder nur eine minimale Struktur auferlegt. Im Unterschied zu den traditionellen Modellen, für die eine Unterscheidung der Variablen in exogene und endogene Variablen charakteristisch ist, werden in VAR-Modellen alle Variablen als endogen behandelt.

In Stalder (2001) wird das grösste von der SNB verwendete traditionelle Strukturmodell – ein nekeynesianisches Modell – detailliert beschrieben. Der vorliegende Aufsatz knüpft an die dort begonnene Darstellung der SNB-Prognosemodelle an und beschreibt die von der SNB entwickelten VAR-Modelle. Diese lassen sich in zwei Gruppen unterteilen: nicht-strukturelle und strukturelle VAR-Modelle.

Nicht-strukturelle VAR-Modelle sind dadurch gekennzeichnet, dass sie keine Struktur der wirtschaftlichen Zusammenhänge vorgeben. Insbesondere wird auch der Transmissionsmechanismus der geldpolitischen Impulse nicht explizit modelliert. Die Prognosen solcher Modelle widerspiegeln implizit die Wirkungen einer Geldpolitik, die dem historischen Durchschnittsverhalten der Zentralbank entspricht. Dabei wird, je nachdem ob das geldpolitische Instrument eine Modellvariable ist oder nicht, der Verlauf des geldpolitischen Instrumentes explizit oder implizit prognostiziert. Da die prognostizierte Geldpolitik dem historischen Durchschnittsverhalten der Notenbank entspricht und den Prognosen keine spezifischen Bedingungen für den Verlauf der Geldpolitik über den Prognosehorizont auferlegt werden, werden sie oft als unbedingte Prognosen bezeichnet.

Mit nicht-strukturellen VAR-Modellen ist es nicht möglich, Prognosen unter verschiedenen Annahmen für die Geldpolitik zu berechnen. Die Wirkungen einer vom historischen Durchschnittsverhalten der Notenbank abweichenden Politik können nicht simuliert werden, weil nicht-strukturelle VAR-Modelle den Transmissionsmechanismus nicht identifizieren. Diese Begrenzung kann mit der Überführung von nicht-strukturellen in strukturelle VAR-Modelle (SVAR-Modelle) überwunden werden. Ein SVAR-Modell modelliert und erfasst mit wenigen – nicht einschneidenden und nur auf allgemein akzeptierten ökonomischen Grundsätzen basierenden – Restriktionen die Übertragung eines monetären Impulses auf die Wirtschaft. Dadurch wird es möglich, Prognosen für unterschiedliche Verläufe der Geldpolitik zu berechnen. Diese Simulationen stellen sogenannte bedingte Prognosen dar. Sie prognostizieren die Variablen des Modells bedingt auf einen bestimmten Verlauf der Geldpolitik, der vom historischen Durchschnittsverhalten der Notenbank abweichen kann.

Sowohl bedingte als auch unbedingte Prognosen sind wichtige Bestandteile der geldpolitischen Analyse. In der Praxis bilden die unbedingten Prognosen die Ausgangslage der Diskussion. Die unbedingten Prognosen geben einen Eindruck über die Inflationsaussichten, wenn unterstellt wird, dass sich die Notenbank über den Prognosehorizont gemäss ihrem historischen Muster verhalten wird. Um die Auswirkungen geldpolitischer Alternativen zu analysieren und schlussendlich einen geldpolitischen Entscheid zu fällen, braucht die Notenbank indes bedingte Prognosen.

Der Aufsatz ist in vier Teile gegliedert. Im ersten Teil wird eine allgemeine Einführung in die VAR-Methodologie gegeben. Leser, die mit VAR-Modellen vertraut sind, können diesen Teil überspringen und direkt zum zweiten Teil übergehen, wo gezeigt wird, wie unbedingte Prognosen mit nicht-strukturellen VAR-Modellen erstellt werden und insbesondere auf das von der SNB gewählte Vorgehen eingegangen wird. Im dritten Teil werden, die strukturellen VAR-Modelle eingeführt und das von der SNB verwendete Modell erläutert. Anschliessend wird gezeigt, wie mit diesem Modell geldpolitische Simulationen und bedingte Prognosen gemacht werden können. Der vierte Teil enthält Schlussbemerkungen.

## 1. Eine kurze Einführung in die VAR-Methode

Dieser Abschnitt liefert einige Grundlagen zum Verständnis von VAR-Modellen. In Abschnitt 1.1 geben wir zunächst einen kurzen historischen Überblick und gehen anschliessend auf die für die Abgrenzung der VAR-Methode von traditionellen Modellansätzen zentrale Frage der Identifikation von Modellen ein. In Abschnitt 1.2 wenden wir uns der Grundstruktur von VAR-Modellen zu und geben eine allgemeine, einfache Darstellung dieser Modelle.

### 1.1 Der historische Hintergrund

Die ersten makroökonomischen Modelle sind bereits in der Vorkriegszeit durch Tinbergen erstellt worden.<sup>1</sup> Die methodologische Grundlage dieser Modelle wurde von Koopmans und seinen Mitarbeitern in den fünfziger Jahren geschaffen, als dieser bei der *Cowles Commission* arbeitete.<sup>2</sup> Daher wird der ökonomische Ansatz, der den traditionellen ökonomischen Modellen zugrunde liegt, oft als *Cowles Commission Approach* bezeichnet. Diese Modelle sind dynamische simultane Gleichungssysteme mit Verhaltensgleichungen und buchhalterischen Identitäten.

Der Cowles-Commission-Ansatz ist durch eine strikte Trennung der Aufgaben der ökonomischen Theorie und der Ökonometrie gekennzeichnet. Die Aufgabe der ökonomischen Theorie ist es, die Gleichungen des Modells zu spezifizieren, d. h. die Beziehungen zwischen den Variablen festzulegen. Insbesondere wird anhand der Theorie bestimmt, welche Variablen in welchen Gleichungen vorkommen und welche Variablen von diesen Gleichungen ausgeschlossen werden. Der Ökonometrie kommt die Aufgabe zu, die Parameter zu schätzen (allenfalls die funktionale Form der Gleichungen zu wählen) und den Anpassungsprozess (Verzögerungsstruktur) zu bestimmen.

Diese einfache Arbeitsteilung wurde Mitte der siebziger Jahre in Frage gestellt. Die traditionellen makroökonomischen Modelle vermochten damals die weltweite durch den ersten Ölpreisschock ausgelöste Rezession ungenügend zu prognostizieren. Dadurch wurde deutlich, dass – trotz jahrelanger theoretischer Forschung zur Verbesserung der Spezifikation – diese Modelle fehlspezifiziert waren. Die Methode, mit der traditionelle makroökonomische Modelle spezifiziert werden, wurde grundlegend kritisiert.<sup>3</sup> Dadurch wurde mit Beginn der siebziger Jahre neuen ökonomischen Forschungsrichtungen der Weg geöffnet.<sup>4</sup>

1 Bereits 1936 präsentierte Tinbergen ein Modell mit 27 Gleichungen für die Niederlande und 1939 ein Modell mit 84 Gleichungen für die Vereinigten Staaten.

2 Siehe Koopmans und Hood (1953).

3 Siehe Sims (1980) und Liu (1960) für eine der ersten Kritiken.

4 Siehe Kirchgässner und Savioz (1997) für einen Überblick.

Eine Möglichkeit bestand darin, den Anspruch an die für die Spezifizierung der Modelle benötigte ökonomische Theorie zu reduzieren. Zeitreihenmodelle eigneten sich dazu besonders, da sie vergleichsweise wenig ökonomische Theorie benötigen. Die Forschung im Bereich der Zeitreihenökometrie erlebte dadurch einen bis heute anhaltenden Aufschwung. Bereits 1970 entwickelten Box und Jenkins die ARIMA-Zeitreihenmodelle. 1975 zeigten Granger und Newbold, dass kleine ARIMA-Zeitreihenmodelle häufig bessere Prognosen lieferten als die grossen und aufwendigen traditionellen ökonomischen Modelle der damaligen Zeit. In den achtziger Jahren sind dann entscheidende konzeptionelle Durchbrüche in der Zeitreihenökometrie erzielt worden, insbesondere mit den Arbeiten von Dickey und Fuller (1981) über integrierte Variablen, Engle und Granger (1987) über kointegrierte Variablen, Sims (1980) über multivariate Zeitreihenmodelle (VAR-Modelle) und Johansen (1988) über den Einbezug von Kointegrationsbeziehungen in multivariate Zeitreihenmodelle. Die Entwicklung dieser Methoden ist wesentlich durch Fragen der monetären Ökonomie und der Geldpolitik motiviert worden.

Die Kritik, die Sims (1980) an den traditionellen makroökonomischen Modellen übte, beschäftigt sich im Kern mit der Art und Weise, wie die Modelle identifiziert werden. Ein Modell muss – unabhängig vom gewählten ökonomischen Ansatz – *identifiziert* werden, damit seine Aussagen eine ökonomische Interpretation zulassen. Erst ein identifiziertes Modell erlaubt bedingte Prognosen. Im Ansatz der Cowles Commission erfolgt die Identifikation über so genannte *Ausschlussrestriktionen*. Mit einer Ausschlussrestriktion wird in einer Gleichung des Modells, die zur Bestimmung einer endogenen Variablen dient, der Koeffizient einer potenziellen Erklärungsvariable a priori auf Null gesetzt. Damit wird dieser Variablen jegliche Erklärungskraft zur Bestimmung der endogenen Variablen abgesprochen. Die Identifikation erfolgt somit gleichzeitig mit der Spezifikation des Modells, indem man auf Kenntnisse der ökonomischen Theorie zurückgreift.

Dieses Vorgehen wird traditionellerweise am Beispiel des Marktes für ein landwirtschaftliches Produkt, beispielsweise Kaffee, illustriert. Das Kaffeeangebot in den Vereinigten Staaten hängt von den Wetterverhältnissen in Brasilien ab. Für die Nachfrage nach Kaffee in den Vereinigten Staaten spielen die Wetterverhältnisse jedoch kaum eine Rolle. Dies erlaubt die Formulierung einer Ausschlussrestriktion, nämlich dass die Wetterverhältnisse nicht in der Gleichung zur Bestimmung der Kaffeefachfrage erscheinen.

Wenn die Wetterverhältnisse in Südamerika variieren, bewegt sich das Marktgleichgewicht entlang der Nachfragekurve nach Kaffee. Die Nachfragekurve nach Kaffee kann somit *identifiziert* und deren Parameter empirisch ermittelt werden. Dies ermöglicht bedingte Vorhersagen über die Auswirkungen einer wetterbedingten Angebotsverknappung auf den Kaffeepreis. Würde nicht nur das Angebot, sondern zusätzlich auch die Nachfrage nach Kaffee vom Wetter in Südamerika abhängen, so wären Preis- und Mengenbewegungen entlang der Nachfragekurve nicht mehr von jenen entlang der Angebotskurve zu unterscheiden. Die Zurückführung von Preis- und Mengenbewegungen auf Bewegungen entlang der Nachfragekurve – wofür man den Begriff Identifikation der Nachfragekurve verwendet – wäre nicht möglich. Die Steigung der Nachfragekurve wäre unbekannt und bedingte Prognosen wären unmöglich oder schwierig.<sup>5</sup>

Sims (1980) kritisierte die Identifikation nach dem Ansatz der Cowles Commission als *unglaublich*. Er argumentierte, dass die ökonomische Theorie kaum überzeugende Ausschlussrestriktionen postuliert. Die Theorie des allgemeinen Gleichgewichts stellt die Wirtschaft vielmehr als ein zusammenhängendes System dar, in dem alles mit allem verbunden ist. Als Beispiel lässt sich die Identifikation eines Systems von Nachfragegleichungen anführen. Eine einzelne Gleichung dürfte schwerlich identifizierbar sein, denn alle Nachfragegleichungen sollten theoretisch die Preise aller Güter als Erklärungsvariablen aufweisen. Tauchen in einem System von Nachfragegleichungen dennoch Ausschlussrestriktionen auf, so vermutet Sims, dass dabei mehr auf eine dem Ökonometriker eigene Version von psychologischer oder soziologischer Theorie als auf die ökonomische Theorie zurückgegriffen wird.<sup>6</sup>

Ein weiterer Grund für das Hinterfragen der Identifikation nach dem Cowles-Commission-Ansatz ist die Rolle der Erwartungen. Sims nimmt das Beispiel des Kaffeemarktes, um zu zeigen, dass bei rationalen Erwartungen die Ausschlussrestriktionen von traditionellen ökonomischen Modellen nicht zulässig und die Modelle daher nicht identifiziert sind. Ungünstige Wetterverhältnisse in Brasilien können Kaffeekäufe von Konsumenten und Händlern auslösen, weil diese Preiserhöhungen antizipieren. Genau wie die Angebotskurve hängt somit auch die Nachfragekurve – rationale Erwartungsbildung vorausgesetzt – vom Wetter in Brasilien ab. Die Preis- und Mengenbewegungen, die der Ökonometriker benutzt, um die

5 Vergleiche Sims (1980) für eine weiterführende Diskussion.

6 Vergleiche Sims (1980, S. 3).

Parameter der Nachfragekurve zu bestimmen, finden deswegen nicht entlang der Nachfragekurve statt. Die geschätzte Gleichung ist nur scheinbar eine Nachfragekurve nach Kaffee und kann nicht als *strukturell* bezeichnet werden. Sie ist in Wahrheit das Ergebnis des Zusammenwirkens von sich verschiebenden Nachfrage- und Angebotskurven und stellt eine *reduzierte Form* des Angebots- und Nachfragemodells dar. Bedingte Prognosen und Aussagen anhand der Koeffizienten einer auf diese Weise geschätzten Gleichung sind deshalb irreführend.

Der VAR-Ansatz ist von Sims (1980) als Antwort auf die oben diskutierte problematische Spezifikation und Identifikation der traditionellen ökonometrischen Modelle entwickelt worden. Sims zeigte auf, dass mit vektorautoregressiven Zeitreihenmodellen ein alternativer – weniger problematischer – Ansatz der Spezifikation und Identifikation möglich ist.

## 1.2 Grundzüge von VAR-Modellen

Ein VAR( $p$ ) Modell kann folgendermassen dargestellt werden:

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

Dabei stellt  $y$  ein Vektor von  $n$  endogenen Variablen im Zeitpunkt  $t$  dar. Beispielsweise kann sich der Vektor aus der Inflationsrate, der Zinssatzveränderung, dem Wachstum der Geldmenge und anderen Variablen zusammensetzen

$$y_t = \begin{bmatrix} \text{Inflationsrate,} \\ \text{Zinssatzveränderung,} \\ \text{Geldmengenwachstum,} \\ \dots \end{bmatrix}.$$

Die Matrizen  $D_i$ , für  $i=1, \dots, p$ , enthalten die Koeffizienten des Modells. Die Ordnung des VAR-Modells,  $p$ , gibt an, wie viele verzögerte Vektoren  $y_{t-i}$  im Modell vorkommen. Der Vektor  $\varepsilon_t$  stellt die nicht-systematischen Einflüsse, auch Impulse oder Innovationen genannt, dar. Die Varianz-Kovarianz Matrix  $\Omega$  gibt die Korrelationsstruktur der nicht-systematischen Einflüsse  $\varepsilon_t$  wieder.<sup>7</sup>

Im Fall eines bivariaten VAR-Modells der Ordnung 1, das wir zur Illustration mehrmals heranziehen werden, wird die Gleichung (1) zu:

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

Der Vektor der endogenen Variablen ( $y_t = (y_{1t} \ y_{2t})'$ ) wird durch das Modell (die Koeffizienten der Matrix  $D_1$ ), die Ausgangsposition in der Vorperiode ( $y_{t-1} = (y_{1t-1} \ y_{2t-1})'$ ) und die nicht-systematischen Einflüsse ( $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t} \ \varepsilon_{2t})'$ ) erklärt. Jede Variable hängt von der vorausgegangenen Entwicklung sämtlicher Variablen ab. Simultane Beziehungen zwischen den Variablen, d.h. gegenseitige Beeinflussung innerhalb der gleichen Zeitperiode, werden durch die Kovarianzmatrix der Innovationen eingefangen:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \text{var}(\varepsilon_{1t}) & \text{cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) \\ \text{cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) & \text{var}(\varepsilon_{2t}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{12}^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22}^2 \end{bmatrix}.$$

Nehmen wir an, dass die erste Variable des Vektors  $y_t$  die Inflationsrate darstellt und die zweite den von der Geldpolitik kontrollierten Zinssatz. Wie sind

<sup>7</sup> Siehe auch Stock und Watson (2001) für eine einfache Darstellung des VAR-Ansatzes. Um die Notation zu vereinfachen, werden die Variablen in Abweichungen zum Trend ausgedrückt. Aus demselben Grund wird bei der Notation nicht zwischen Parametern und geschätzten Parametern unterschieden.

in diesem Fall die Koeffizienten der Matrix  $D_1$  und  $\Omega$  zu interpretieren? Eine Innovation im Zinssatz wirkt sich nur dann unmittelbar auf die Inflation aus, wenn die Kovarianz mit der Innovation der Inflation verschieden von Null ist:  $\text{cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) \neq 0$ . Hat die Inflation eine Eigendynamik, so ist der erste Koeffizient der ersten Zeile der Matrix  $D_1$  verschieden von Null ( $d_{11} \neq 0$ ). Die Trägheit der Inflationsrate ist durch die Grösse dieses Koeffizienten beschrieben. Weist der Koeffizient  $d_{11}$  einen Wert von nahezu Eins aus, so bedeutet dies, dass die Inflation hoch bleiben wird, wenn sie einmal hoch ist. Hat die Geldpolitik einen verzögerten Einfluss auf die Inflation, so muss der Koeffizient  $d_{12}$  verschieden von Null sein. Die Stärke der Auswirkung ist durch die Grösse des Koeffizienten gegeben. Die Verzögerung kann daher rühren, dass sich eine Änderung des Zinssatzes erst nach einer gewissen Zeit in den Preisen bemerkbar macht. Sie kann aber auch darauf zurückgeführt werden, dass die Geldpolitik im Zeitpunkt  $t$  den Zins in Erwartung der Inflation im Zeitpunkt  $t+1$  setzt.

Die Beziehung zwischen Inflation und Zins ist in einer Volkswirtschaft zu komplex, als dass sie nur durch die vier Koeffizienten der Matrix  $D_1$  erfasst werden könnte. Jedoch lassen sich die hoch komplexen dynamischen Muster, die in einer Volkswirtschaft zu beobachten sind, anhand von VAR-Modellen mit mehreren Variablen und höherer Ordnung  $p$  erfassen.

Der systematische Teil des VAR( $p$ )-Modells (1) entspricht

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

Die Koeffizienten der Matrizen  $D_i$ ,  $i=1, 2, \dots, p$  in Gleichung (2) dürfen nicht als strukturelle Verhaltensparameter interpretiert werden, da sie komplexe Funktionen von zugrunde liegenden Verhaltenskoeffizienten sind. Die systematische Komponente  $\hat{y}_t$  des VAR( $p$ )-Modells ist gleichzeitig die Prognose für die Variable  $y_t$ . Dabei wird nur Information verwendet, die im Zeitpunkt  $t-1$  vorhanden ist, nämlich die Ausgangsposition  $y_{t-i}$ ,  $i=1, \dots, p$  und die Matrizen  $D_i$ ,  $i=1, 2, \dots, p$ . Der Vektor der nicht-systematischen Einflüsse  $\varepsilon_t$  entspricht somit dem Prognosefehler des Modells:

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

Der Vektor der nicht-systematischen Einflüsse  $\varepsilon_t$  umfasst die Information, die in der laufenden Periode  $t$  neu in die Variablen einfließt. Deswegen werden die Komponenten dieses Vektors *Innovationen* genannt. Im VAR-Ansatz rücken diese Innovationen in den Vordergrund der Analyse. Wenn die

zweite Variable des Vektors  $y_t$  wie oben im VAR(1)-Modell den Zinssatz darstellt, so repräsentiert der Innovationsterm der zweiten Gleichung von (1) die unprognostizierbaren Einflüsse auf den Zinssatz. Eine unerwartete Veränderung der Geldpolitik bildet einen solchen unprognostizierbaren Einfluss. Diese Veränderung kann zum Beispiel darauf zurückzuführen sein, dass die Geldpolitik auf Information basiert, die *innerhalb* des laufenden Quartals  $t$  anfällt, während der erwartete Zinssatz  $\hat{y}_{2t}$  auf Information der Vorperiode  $t-1$  beruht. Eine unerwartete Veränderung des Zinssatzes kann auch auf eine unerwartete Veränderung der Inflation zurückzuführen sein.

Die Gleichung (1) zeigt, dass im Zeitpunkt  $t$  die endogenen Variablen  $y_t$  von ihrer Vergangenheit,  $y_{t-i}$  für  $i=1, 2, \dots, p$ , und von der laufenden Innovation  $\varepsilon_t$  abhängen. Dies gilt auch für die Vorperiode und alle früheren Perioden. Somit lässt sich, wegen des rekursiven Charakters von Gleichung (1), der Vektor der endogenen Variablen ausschliesslich als eine Funktion der vergangenen Innovationen darstellen:<sup>8</sup>

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

Gleichung (3) bildet den Kern des VAR-Ansatzes. Sie stellt die endogenen Variablen  $y$  als gewichteten Durchschnitt der heutigen und der früheren Innovationen dar und wird daher *Vector-Moving-Average*-Darstellung (VMA-Darstellung) des Modells genannt. Der Einfluss einer Innovation  $\varepsilon_{t-j}$  auf die endogenen Variablen  $y_t$ ,  $i$  Perioden in der Zukunft, wird durch die Koeffizienten-Matrix  $C_i$  ausgedrückt. Die Matrizen  $C_i$  stellen die Reaktionen der Variablen  $y_t$  auf Innovationen dar und sind komplexe Funktionen der Matrizen  $D_i$ ,  $i=1, 2, \dots, p$ .

Die Matrizen  $C_i$  sind aber schwer zu interpretieren, wenn die Innovationen korreliert sind: Es macht kaum Sinn, die Reaktion einer Variablen auf eine bestimmte Innovation isoliert zu betrachten, wenn mit der Veränderung dieser einen Innovation gleichzeitig Veränderungen aller anderen korrelierten Innovationen zu erwarten sind. Zur Lösung dieses Problems hat Sims den einfachen und pragmatischen Vorschlag einer rekursiven Darstellung der Korrelation der Innovationen gemacht, der heute in VAR-Analysen routinemässig angewandt wird. Dabei wird die Innovation der ersten Variablen im VAR-System,  $\varepsilon_{1t}$ , als exogene Veränderung interpretiert. Die Innovation der zweiten Variablen,  $\varepsilon_{2t}$ , ergibt sich als Regression auf die Innovation der ersten Variablen und eine residuale exogene Veränderung. Wenn wir dieses rekursive Verfahren bis zur  $n$ -ten Innovation,  $\varepsilon_{nt}$ , anwenden, erhalten wir die folgende Darstellung

<sup>8</sup> Vorausgesetzt wird die Stabilität des VAR-Modells.

der Innovationen als lineare rekursive Funktion von  $n$  nicht korrelierten Störvariablen, die in der Folge mit  $u$  bezeichnet sind:

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

Mit dem Ersetzen der Innovationen in Gleichung (3) durch die nicht-korrelierten Schocks aus Gleichung (4) erhalten wir eine direkt interpretierbare Darstellung. Diese gibt an, wie sich die autonomen Schocks  $u$  auf die Variablen des Modells auswirken (Impulse-Response-Funktion). Die untertrianguläre Matrix  $A_0$  der Koeffizienten in (4) kann auch durch eine sogenannte Choleski-Zerlegung der Kovarianzmatrix  $\Omega$  der Innovationen berechnet werden. Ein mit Gleichung (4) ergänztes VAR-Modell wird als *rekursives* VAR-Modell bezeichnet.

## 2 Baseline-Prognosen mit VAR-Modellen

In diesem Abschnitt wenden wir uns den Prognosen zu, die mit nicht-strukturellen VAR-Modellen berechnet werden können. Abschnitt 2.1 enthält einige Vorbemerkungen zur Erstellung von VAR-Prognosen und zur Rolle, die solche Prognosen für die Geldpolitik spielen können. Anschließend wird in Abschnitt 2.2 die Spezifikation der von der SNB verwendeten nicht-strukturellen VAR-Modelle diskutiert. In Abschnitt 2.3 wird erklärt, wie die Prognosen verschiedener VAR-Modelle kombiniert werden können, um die Prognosen zu verbessern.

### 2.1 Einige Vorbemerkungen

Die Inflationsprognosen, die sich mit einem nicht-strukturellen VAR-Modell erstellen lassen, können am einfachsten anhand eines VAR(1)-Modells erläutert werden

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

Wird die Gegenwart mit  $T$  bezeichnet, so ist der Zustand der Wirtschaft im Zeitpunkt  $T+1$  und  $T+2$  durch

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

und

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

gegeben. Die zukünftigen Innovationen  $\varepsilon_{T+1}$  und  $\varepsilon_{T+2}$  sind im Zeitpunkt  $T$ , in dem die Prognose erstellt wird, unbekannt. Ihr Erwartungswert ist gleich Null:

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

Die Inflationsprognosen für die Zeitpunkte  $T+1$  und  $T+2$  können damit als

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

geschrieben werden und die Prognose für den Zeitpunkt  $T+j$  ist

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

Wenn die Prognosen für geldpolitische Zwecke nützlich sein sollen, muss der Prognosehorizont län-



ger sein als die durchschnittliche Wirkungsverzögerung der geldpolitischen Instrumente. Die SNB geht davon aus, dass der grösste Teil der Wirkung eines geldpolitischen Schocks innerhalb eines Zeitraums von drei Jahren erfolgt. Der Prognosehorizont  $i$  beträgt deshalb 12 Quartale und die längste Prognose ist folglich

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

Bei den mit nicht-strukturellen VAR-Modellen berechneten Prognosen ist die Geldpolitik nicht auf einen bestimmten Kurs festgelegt, sondern entspricht dem historischen Durchschnittsverhalten der Zentralbank. Im Unterschied zu bedingten Prognosen, die einen bestimmten Pfad der Geldpolitik vorgeben, werden solche Baseline-Prognosen als unbedingte Prognosen bezeichnet.<sup>9</sup> Bei genügend grossem Prognosehorizont  $i$  weisen die Prognosen von nicht-strukturellen VAR-Modellen, wie übrigens auch die unbedingten Prognosen von jedem richtig spezifizierten ökonomischen Modell, immer eine Konvergenz zum historischen Durchschnitt der Variablen auf (vgl. Gleichung (5)).<sup>10</sup> Dennoch sind die Prognosen dieser Modelle für kurz- und mittelfristige Zeithorizonte von Interesse. Erstens bilden sie eine erste Grundlage für die Beurteilung des geldpolitischen Handlungsbedarfs. Die Prognosen  $\hat{y}_{T+i}$  zeigen die Entwicklung der Inflation auf, so wie sie aufgrund des Ausgangszustandes der Wirtschaft und dem durchschnittlichen geldpolitischen Verhalten der Zentralbank in der Vergangenheit zu erwarten ist. Unbedingte Prognosen geben also einen Hinweis darüber, ob das übliche Verhalten der Geldpolitik genügt, um die Inflation mittelfristig im gewünschten Bereich zu halten.

Zweitens sind die Prognosen von nicht-strukturellen VAR-Modellen atheoretisch. Die Aussagen über einen eventuellen Handlungsbedarf basieren somit nicht auf einem spezifischen theoretischen Modell und bestehen unabhängig von der Auffassung über die Struktur und die Funktionsweise einer Volkswirtschaft. Aufgrund ihres atheoretischen Charakters dienen diese Prognosen häufig als *Benchmark* für den Vergleich mit anderen Prognosen.

9 Dabei muss man sich aber bewusst sein, dass an sich jede Prognose in irgendeiner Art und Weise bedingt ist. Auch die Prognosen der nicht-strukturellen VAR-Modelle sind auf die vorhandene Information bedingt. Aus diesem Grund wird zunehmend der Begriff Baseline-Prognose jenem der unbedingten Prognose vorgezogen (vergleiche dazu Canova (1995, S. 100)).

10 Der Grund liegt darin, dass das Modell nur mit Daten eines geldpolitischen Regimes geschätzt wird, in dem die Inflation das oberste geldpolitische Ziel darstellt. Die historische durchschnittliche Inflation sollte ferner nicht stark vom gewünschten Niveau abweichen. Unter dieser Bedingung ist Stabilität gegeben und dies impliziert, dass  $\lim_{j \rightarrow \infty} D_1^j = 0$  gilt.

## 2.2 Spezifikation der VAR-Modelle

Die Nationalbank verwendet für Baseline-Prognosen nicht ein einzelnes VAR-Modell, sondern bestimmt zunächst die VAR-Modelle, die in der jüngeren Vergangenheit die besten Prognosen geliefert haben, und berechnet anschliessend eine kombinierte VAR-Prognose.

Die Spezifikation eines VAR-Modells beruht auf vier Entscheidungen: (i) Wahl der Variablen, (ii) Bestimmung der Ordnung des VAR-Modells, (iii) Bestimmung von allfälligen deterministischen Komponenten und (iv) Behandlung der Trendeigenschaften der Variablen (Integrationsgrad und Kointegrationseigenschaften).

Die von der SNB verwendeten nicht-strukturellen VAR-Modelle sind von der Ordnung 4 bis 5. Diese Ordnung reicht aus, um die Dynamik der Variablen einzufangen und damit Modellgleichungen zu erhalten, die keine Autokorrelation der Residuen mehr aufweisen. Jede VAR-Gleichung enthält eine Konstante und saisonale Dummy-Variablen (bei nicht saisonbereinigten Daten). Darüber hinaus werden keine deterministischen Komponenten in die VAR-Modelle eingefügt. Weil mögliche gemeinsame Trends und Kointegrationsbeziehungen von integrierten Variablen in Modellen in ersten Differenzen verloren gehen, werden alle Modelle sowohl in Niveauform als auch in ersten Differenzen geschätzt.<sup>11</sup>

Bei der Wahl der Variablen wird zunächst eine Gruppe von Variablen mit potenzieller Information über den zukünftigen Verlauf des Preisniveaus und der Inflation bestimmt. Aufgrund der Theorie des Transmissionsprozesses und empirischer Untersuchungen (siehe z.B. Jordan (1999)) gehören neben der Inflation zumindest 10 Variablen zu dieser Gruppe: das am Konsumentenpreisindex (KPI) gemessene Preisniveau, das reale Bruttoinlandprodukt (BIP), die Geldmengen  $M_1$ ,  $M_2$  und  $M_3$ , die inländischen Bankkredite, die handelsgewichteten nominellen und realen Wechselkursindizes, ein kurzfristiger Zinssatz (z.B. Dreimonats-Libor) und ein langfristiger Zinssatz (z.B. Bundesobligationenrendite) sowie die Differenz zwischen diesen beiden. Die Ergebnisse von Stationaritätstests zeigen, dass die ersten Differenzen dieser Variablen als stationär angesehen werden können.

Ein erster Eindruck vom Informationsgehalt dieser Variablen für den zukünftigen Verlauf der Inflation kann mit Granger-Kausalitätstests vermit-

11 Siehe dazu auch Sims, Stock und Watson (1990).

telt werden. Der Granger-Kausalitätstest zeigt, ob die Hinzunahme einer der zehn Variablen die Prognose der Inflation, die allein auf der vergangenen Inflationsentwicklung basiert, verbessert. Verbessert die betreffende Variable die Prognose, so besitzt sie Information über die zukünftige Inflation und wird als Granger-kausal für die Inflation bezeichnet. Die Ergebnisse der Granger-Kausalitätstests sind in Tabelle 2.1 zusammengefasst.

Die Ergebnisse zeigen, dass die meisten Variablen einen positiven Beitrag zur Prognose der Inflation leisten. Der Wechselkurs und die Zinsspanne allein sind nicht Granger-kausal für die Inflation. Die Erfahrung zeigt jedoch, dass der Wechselkurs und die Zinsspanne zusammen mit einer anderen Variable kombiniert die Inflationsprognosen verbessern können.

Jede Prognoserunde beginnt mit einer Voruntersuchung der Prognoseeigenschaften aller VAR-Modelle, die aus der Gruppe der informativen Variablen gebildet werden können (maximal 5 Variablen pro Modell). Diese Voruntersuchung erfolgt in zwei Schritten:

1. Prognosen für die Jahresinflation werden für Prognosehorizonte bis zu drei Jahren berechnet. Diese Prognosen beziehen sich auf die jüngere Vergangenheit. Es sind *Out-of-sample*-Prognosen, d.h. die Schätzung der VAR-Modelle basiert auf Daten, die allesamt vor dem Beginn des Prognosehorizontes liegen.
2. Die *Out-of-sample*-Prognosen werden anhand des Root Mean Squared Error (RMSE) evaluiert und die besten VAR-Modelle selektiert.<sup>12</sup>

Vier Regularitäten über die Prognosegüte von VAR-Modellen, die in Jordan (1999) nachgewiesen worden sind, haben sich seit der Implementierung des neuen geldpolitischen Konzepts Anfang 2000 bestätigt:

1. Der RMSE der prognostizierten Jahresinflationsrate nimmt mit dem Prognosehorizont zu. Mit saisonbereinigten Daten und für einen Prognosehorizont von einem Jahr weisen die besten Prognosen einen RMSE von unter 1,0 Prozentpunkten der Jahresinflationsrate auf. Für einen Prognosehorizont von drei Jahren beträgt der RMSE der besten VAR-Modelle weniger als 1,5 Prozentpunkte.
2. Für langfristige Prognosen liefern VAR-Modelle mit Niveauvariablen bessere Ergebnisse als VAR-Modelle mit Variablen in Differenzen.
3. Die besten Prognosen werden mit VAR-Modellen mit drei bis vier Variablen erzielt.<sup>13</sup>
4. Kreditaggregate, Zinsen und Geldaggregate sind die Variablen, die am häufigsten in den VAR-Modellen mit den besten langfristigen Prognosen vorkommen.

Aufgrund der Voruntersuchung werden die Modelle selektioniert, welche für die Prognosen verwendet werden. Neben der Selektion der besten VAR-Modelle dient die Voruntersuchung dazu, allfällige Strukturbrüche zu erkennen. Weil die Selektion in jedem Quartal neu stattfindet, sollten jeweils diejenigen Modelle gewählt werden, die nach einem allfälligen Strukturbruch die besten Prognoseeigenschaften aufweisen. Bisher wurde festgestellt, dass sich die Zusammensetzung der selektierten Gruppe der besten VAR-Modelle im Laufe der Zeit nur wenig ändert.

## Granger-Kausalitätstest

Tabelle 2.1

Variable	Lags = 4		Lags = 6	
	F-Statistik	p-Wert	F-Statistik	p-Wert
Reales BIP	2,12	0,085*	1,87	0,096*
Geldmenge M <sub>1</sub>	3,42	0,012**	2,08	0,064*
Geldmenge M <sub>2</sub>	3,58	0,009***	1,98	0,078*
Geldmenge M <sub>3</sub>	1,58	0,187	1,92	0,087*
Inländische Bankkredite	3,51	0,010***	2,06	0,067*
Handelsgewichteter nomineller Wechselkurs	1,57	0,189	1,47	0,199
Handelsgewichteter realer Wechselkurs	1,47	0,219	1,37	0,235
Dreimonate-Libor	2,46	0,051*	2,46	0,030**
Bundesobligationenrendite 10 Jahre	4,80	0,001***	3,41	0,005***
Zinsspanne	0,98	0,425	1,43	0,211

Verwendet wurden differenzierte Variablen mit einer Lag-Länge von 4 und 6. Die Nullhypothese lautet, dass keine Granger-Kausalität vorhanden ist. Das Verwerfen der Nullhypothese wird mit Sternen gekennzeichnet. Ein, zwei oder drei Sterne bedeuten, dass die Hypothese auf dem 10%, - 5%- bzw. 1%-Signifikanzniveau verworfen wird. Der Test erfolgte paarweise ohne Berücksichtigung allfälliger Kointegrationsbeziehungen.

12 Der RMSE ist die Wurzel des durchschnittlichen quadrierten Prognosefehlers. Die RMSE von *Out-of-sample*-Prognosen von VAR und traditionellen ökonomischen Modellen sind nicht ohne weiteres vergleichbar. VAR-Prognosen sind vollständig dynamisch. Deshalb ist der RMSE eines traditionellen ökonomischen

Modells nur dann mit demjenigen eines VAR-Modells vergleichbar, wenn die exogenen Variablen, die in das traditionelle ökonomische Modell eingehen, auch prognostiziert werden.

13 Die Prognosen von VAR-Modellen mit fünf Variablen schneiden schlechter ab als diejenigen von VAR-Modellen mit drei und vier Variablen. Es muss vermutet werden, dass die höhere Prognosegenauigkeit auf mangelnde Freiheitsgrade bei der Schätzung der Modelle zurückzuführen ist.

## 2.3 Kombination von Prognosen aus verschiedenen VAR-Modellen

Nach der Evaluation der VAR-Modelle werden die damit errechneten Prognosen zu einer einzelnen Prognose kombiniert. Nehmen wir zum Beispiel an, dass in der Voruntersuchung drei VAR-Modelle VAR1, VAR2 und VAR3 aufgrund ihrer Out-of-sample-Prognosen für den Prognosehorizont  $i$  selektiert wurden. Die Modelle werden mit Daten, die bis zum aktuellen Rand reichen, zunächst neu geschätzt. Anschliessend werden die Inflationsprognosen  $\hat{\pi}_{VAR1, T+i}$ ,  $\hat{\pi}_{VAR2, T+i}$  und  $\hat{\pi}_{VAR3, T+i}$  für den Prognosehorizont  $i$  gerechnet. Die kombinierte Prognose entspricht dann dem gewichteten Durchschnitt dieser Prognosen:

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

wobei  $w_1$ ,  $w_2$  und  $w_3$  die Gewichte sind, die den einzelnen Prognosen zugeordnet werden. Es existieren verschiedene Methoden, die Prognosen zu gewichten. In der einfachen Durchschnittsmethode wird jeder Prognose das gleiche Gewicht beigemessen, wobei sich die Gewichte auf Eins summieren. Die Gewichte können auch aufgrund der Performance der verschiedenen Modelle in der Out-of-sample-Prognose der Voruntersuchung bestimmt werden. In der Kleinstquadratmethode werden die Gewichte anhand einer Regression der realisierten Inflationsraten auf die unterschiedlichen VAR-Prognosen ermittelt. Die SNB verwendet zurzeit die Methode des einfachen Durchschnitts. Dieser Prozess wird für die Prognosehorizonte  $i = 2, 4, 6, 8, 10, 12$  durchgeführt. Für jeden Prognosehorizont werden die Prognosen der jeweils besten VAR-Modelle kombiniert.

Der Präzisionsgewinn von kombinierten Prognosen resultiert aus einem Diversifikationseffekt. Mit Ausnahme des Falles perfekter positiver Korrelation zwischen den einzelnen Prognosefehlern weist eine als gewichteter Durchschnitt ermittelte Prognose eine Fehlervarianz auf, die kleiner ist als die durchschnittliche Fehlervarianz der einzelnen Prognosen. Dieser Diversifikationseffekt kommt nur bei Prognosen zum Tragen, bei denen der Erwartungswert des Fehlers null ist. Da den VAR-Modellen keine Restriktionen auferlegt worden sind, darf dies angenommen werden. Die kleinere Varianz des Prognosefehlers bedeutet auch, dass der RMSE der kombinierten Prognosen kleiner ist als der durchschnittliche RMSE der einzelnen Prognosen.<sup>14</sup>

Neben dem Präzisionsgewinn weisen kombinierte Prognosen weitere wichtige Vorteile auf:

1. Durch das Kombinieren von Prognosen wird eine *Aggregation der Information* erzielt. Während in VAR-Prognosen nur die Information von relativ wenigen Variablen berücksichtigt werden kann, können kombinierte Prognosen diese Beschränkung umgehen.
2. Mit dem Kombinieren von Prognosen stützt sich die Prognose nicht auf ein einziges VAR-Modell. Damit wird die Problematik der *Modellunsicherheit* reduziert.
3. Werden die Gewichte für das Kombinieren geschätzt – zum Beispiel anhand der Kleinstquadratmethode – geben die Gewichte Hinweise darauf, welche VAR-Prognosen Information enthalten, die nicht bereits in den anderen VAR-Prognosen vorhanden ist. Ferner zeigt eine Veränderung der Gewichte Strukturbrüche auf.

In Jordan und Savioz (2001) wird gezeigt, dass der RMSE von Inflationsprognosen mit Kombinationen ganz erheblich reduziert werden kann. Die Methode des einfachen Durchschnitts reduziert den RMSE für Prognosen mit einem einjährigen Horizont um mehr als 10%. Für Prognosehorizonte von zwei und drei Jahren erweist sich die Kleinstquadratmethode als geeigneter. Die Reduktion des RMSE beträgt wiederum etwa 10%. Diese Angaben beziehen sich auf einen Vergleich des durchschnittlichen RMSE der VAR-Prognosen mit dem durchschnittlichen RMSE der kombinierten VAR-Prognose. Werden hingegen die besten VAR-Prognosen mit den besten kombinierten VAR-Prognosen verglichen, ist der Effizienzgewinn nochmals grösser. Für Inflationsprognosen mit einem Horizont von zwei oder drei Jahren liegt der RMSE der besten mit der Kleinstquadratmethode gewichteten kombinierten VAR-Prognosen um 30% tiefer als der durchschnittliche RMSE der besten VAR-Modelle.

In Abbildung 2.1 werden Prognosen von nicht-strukturellen VAR-Modellen für die Periode vom zweiten Quartal 2000 bis zum vierten Quartal 2001 gezeigt. Dabei wurde nur Information verwendet, die im jeweiligen Zeitpunkt der Prognose vorhanden war. Die Prognosen wurden nach dem beschriebenen zweistufigen Verfahren ermittelt.

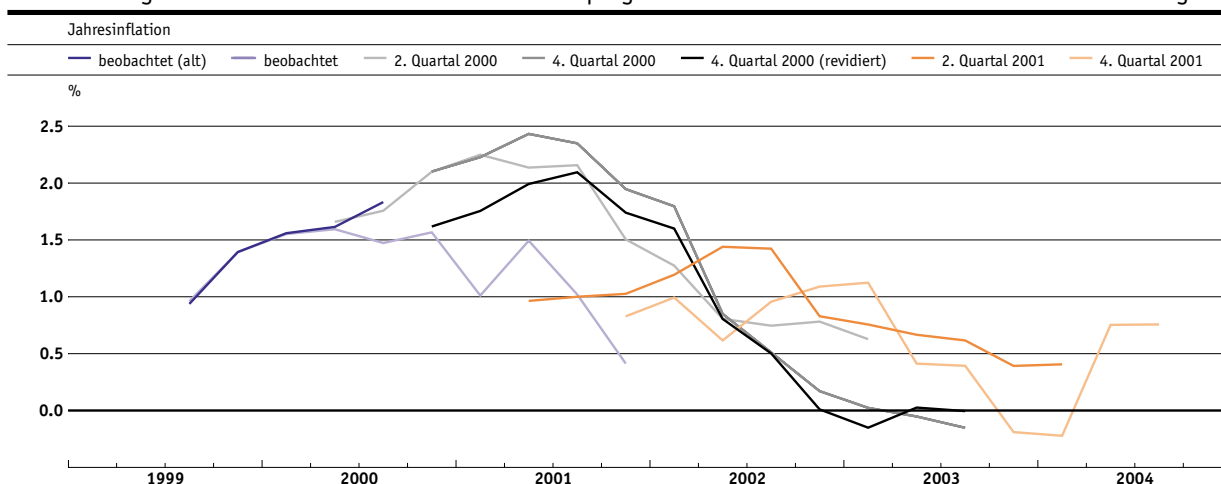
<sup>14</sup> Der RMSE ist die Summe der Varianz des Prognosefehlers und der quadrierten Verzerrung der Prognose. Für unverzerrte Prognosen ist der RMSE folglich eine Funktion der Varianz des Prognosefehlers.

Die Abbildung gibt die am saisonbereinigten KPI gemessene Jahresinflation wieder. Im vierten Quartal 2000 wurde der KPI korrigiert, weshalb auch die Jahresinflation angegeben wird, wie sie vor dieser Korrektur ermittelt worden war. Aus der Abbildung 2.1 ist ersichtlich, dass die Prognosen frühzeitig eine starke Abflachung der Inflation aufgezeigt haben. Das prognostizierte Überschreiten der Inflation über zwei Prozent Anfang 2001 ist teilweise auf die Berechnung des KPI vor der Korrektur zurückzuführen. Dies wird deutlich, wenn die revidierte Prognose, die aufgrund des korrigierten KPI erstellt wurde, mit der Prognose verglichen wird, die vor der Korrektur gerechnet wurde. Insgesamt fällt auf, dass die VAR-Prognosen frühzeitig die Abschwächung der Inflation, die noch bis im zweiten Quartal 2001 am Verlauf des KPI nicht abzulesen war, aufgezeigt haben.

Wir haben bereits erwähnt, dass die Prognosen der nicht-strukturellen VAR-Modelle zu einer tiefen Inflation konvergieren werden, wenn die Schätzung anhand von Daten erfolgt, die einem auf die Erhaltung der Preisstabilität ausgerichteten geldpolitischen Regime entstammen. Die wichtigste Information dieser Prognosen ist deshalb nicht die Konvergenz zu einer niedrigen Inflationsrate, sondern die Dynamik der Anpassung der Inflation zum historischen Niveau. Die Prognosen in Abbildung 2.1 konvergieren innerhalb eines Zeithorizontes von drei Jahren etwas unterhalb von einem Prozent. Ein geldpolitischer Handlungsbedarf über die durchschnittliche Reaktion hinaus würde angezeigt, wenn die Inflationsprognosen innerhalb des Prognosehorizontes keine Tendenz zur Konvergenz im Bereich der Preisstabilität oder sogar eine explosive Tendenz aufweisen würden.

Baseline Prognosen von nicht-strukturellen Inflationsprognosen

Abbildung 2.1



### 3 Strukturelle VAR-Modelle (SVAR)

In diesem Kapitel betrachten wir die Frage, wie die zukünftigen Auswirkungen alternativer Gangarten der Geldpolitik im Rahmen von VAR-Modellen analysiert werden können. Das kann offensichtlich nicht anhand von Baseline-Prognosen geschehen, da in diesem Rahmen von einer dem historischen Durchschnitt entsprechenden Geldpolitik ausgegangen wird. Jedoch kann diese Fragestellung unter Einbezug von relativ wenig strukturellen Informationen über die Wirkungsweise der Geldpolitik anhand von sogenannten bedingten Prognosen in SVAR-Modellen angegangen werden. In den Abschnitten 3.1 und 3.2 wird der Ansatz in seinen Grundzügen dargestellt. Das von der SNB eingesetzte SVAR-Modell und die verschiedenen Arten von bedingten Prognosen, die mit diesem Modell ermittelt werden können, werden in den Abschnitten 3.3 und 3.4. behandelt.

#### 3.1 Prognosen für geldpolitische Simulationen

Dieser Abschnitt befasst sich mit der Frage, wie VAR-Modelle bzw. SVAR-Modelle für geldpolitische Simulationen verwendet werden können. Konkret geht es darum, die Variablen in einem VAR-Modell unter der Annahme zu prognostizieren, dass ein von der Geldpolitik kontrolliertes Instrument einem gegebenen Pfad über die Zeit folgt oder eine Zielvariable zu einem zukünftigen Zeitpunkt einen vorgegebenen Erwartungswert erreicht. Solche sogenannten *bedingten* Prognosen können dazu benutzt werden, alternative geldpolitische Entscheidungen zu evaluieren, indem z.B. die Wirkungen der Festlegung des zukünftigen Zinssatzes auf die Prognosen von Inflation, Output- und Geldmengenwachstum untersucht werden.

Bei der Berechnung bedingter Prognosen mit VAR-Modellen ist es zentral, die gleichzeitige Korrelation der Variablen untereinander zu beachten. Dies wird im Folgenden anhand eines VAR(1)-Modells dargestellt. Die reduzierte Form dieses Modells entspricht

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

für  $t=1,2,\dots,T$ , wobei der Vektor  $y_t = (y_{1t}, y_{2t})'$  die zu prognostizierenden Variablen enthält. Aus der Schätzung sind die Koeffizientenmatrix  $D$  und die Kova-

rianzmatrix der Residuen  $\Omega$  bekannt. Beide Matrizen haben die Dimension  $2 \times 2$ . Es sei darauf hingewiesen, dass die Innovationen  $\varepsilon_t$  im Allgemeinen untereinander korreliert sind, d. h.  $\Omega$  ist nicht diagonal.

Die wesentlichen Elemente zur Berechnung der bedingten Prognose können anhand der 1-Schritt-Prognose illustriert werden. Ausgehend vom heutigen Zeitpunkt  $T$  lautet die unbedingte 1-Schritt-Prognose für  $y_t$  im Rahmen dieses Modells:

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

Der Prognosefehler ist also  $\varepsilon_{t+1}$  und entspricht dem Vektor der Innovationen zum Zeitpunkt  $T+1$ . Bei der *unbedingten* Prognose mit VAR-Modellen wird  $\varepsilon_{t+1}$  (und allenfalls die Prognosefehler für längere Zeithorizonte) gleich seinem Erwartungswert von null gesetzt. Dabei wird davon ausgegangen, dass jenseits des Zeitpunkts  $T$  keine Information über die Innovationen verfügbar ist.

Wenn nun eine der Variablen in  $y_t$  durch die Geldpolitik kontrolliert werden kann, z. B. der Zinssatz  $y_{2t}$ , ist natürlich zu fragen, wie sich die Prognose der anderen Variable, also  $y_{1t}$  (z. B. die Inflationsrate) verändert, wenn der zukünftige Verlauf der geldpolitischen Variable fest vorgegeben wird. Die Strategie zur Beantwortung dieser Frage besteht darin, ausgehend vom Zeitpunkt  $T$  die Geldpolitik so zu verändern, dass die geldpolitische Variable  $y_{2, T+1}$  den angestrebten Wert annimmt. Danach wird untersucht, wie dies die Prognose der anderen Variable beeinflusst. Solche bedingten Prognosen erlauben es dann, alternative geldpolitische Szenarien zu evaluieren.

Formal lässt sich diese Strategie am einfachsten anhand des Modells mit zwei Variablen für den Zeitpunkt  $T+1$  illustrieren:

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

Wenn  $y_{2, t}$  die geldpolitische Variable ist, geht es also darum,  $\varepsilon_{2, T+1}$  so zu wählen, dass  $y_{2, T+1}$  bei gegebenen  $y_{1, T}$  und  $y_{2, T}$  den gewünschten Wert  $y_{2, T+1}^*$  annimmt. Zu beachten ist nun allerdings, dass  $\varepsilon_{1, T+1}$  nicht einfach gleich Null gesetzt werden darf. Da die Elemente von  $\varepsilon_t$  im Allgemeinen untereinander korreliert sind, muss die historische Korrelation zwischen den Innovationen berücksichtigt und  $\varepsilon_{1, T+1}$  entsprechend festgelegt werden. Anders ausgedrückt bedeutet dies, dass die vergangene Information über die gleichzeitige Korrelation zwischen den beiden Elementen von  $y_t$  ausgenutzt werden kann, um die Prognose von  $y_{1, T+1}$  zu verbessern, wenn  $y_{2, T+1}$  bekannt ist.

Die Innovationen der geldpolitischen Variable  $\varepsilon_{2,t}$  sind teilweise auf systematische Reaktionen der Geldpolitik auf unerwartete Veränderungen der anderen Variablen und teilweise auf geldpolitische Schocks zurückzuführen. Für die Berechnung einer bedingten Prognose sind aber nur die geldpolitischen Schocks massgebend, da zum Zeitpunkt der Simulation keine Information über unerwartete Veränderungen der anderen Variablen vorhanden ist. Der geldpolitische Schock wird nun derart bestimmt, dass die geldpolitische Variable den von der Notenbank gewünschten Wert annimmt. Dabei muss die aufgrund der vergangenen Werte aller Variablen erwartete Veränderung der geldpolitischen Variable berücksichtigt werden. Bei den bedingten Prognosen geht es also darum, direkt die Wirkungen der geldpolitischen Schocks im Prognosezeitraum zu erfassen. Die strukturelle Form des VAR-Modells, die der reduzierten Form zugrunde liegt, erfasst nun diese Wirkungen explizit. Es bietet sich deshalb an, die bedingten Prognosen direkt mittels der strukturellen Form des Modells zu berechnen.

Die strukturelle Form des VAR(1)-Modells kann allgemein als

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

geschrieben werden, wobei  $D = B_0^{-1} B_1$  und  $\varepsilon_t = B_0^{-1} u_t$  gilt. Die Innovationen der strukturellen Form  $u_t$ , deren Varianz auf eins normalisiert ist, können nun als strukturelle Schocks interpretiert werden, weil sie untereinander unkorreliert sind. Die strukturellen Schocks können damit – formal aber nicht ökonomisch – eindeutig der Veränderung einer Variablen zugeordnet werden. Ihre Wirkung auf die jeweils andere Variable folgt aus den gleichzeitigen Interdependenzen zwischen den Variablen, die in der Matrix  $B_0$  zum Ausdruck kommen.

Das System im Zeitpunkt  $T+1$  kann wie folgt dargestellt werden:

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

Nun kann die oben beschriebene Strategie auf die Festlegung der strukturellen Schocks angewandt werden:  $u_{2,T+1}$  wird so gewählt, dass  $y_{2,T+1}$  den gewünschten Wert annimmt und  $u_{1,T+1}$  wird gleich null gesetzt. Dies ist jetzt erlaubt, weil die strukturellen Schocks unkorreliert sind. So gesehen kann  $u_{2,T+1}$  als geldpolitischer Schock interpretiert werden, der zum Ziel hat,  $y_{2,T+1}$  auf den angestrebten

Wert  $y_{2,T+1}^*$  zu bringen, und dessen Auswirkungen auf die andere Variable untersucht werden sollen. Der benötigte geldpolitische Schock  $u_{2,T+1}$  entspricht

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

Die bedingte Prognose für  $y_{1,T+1}$  lautet dann

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

Der entscheidende Schritt für die Bestimmung der bedingten Prognose besteht darin, die strukturelle Form des VAR-Modells bzw. die Matrix  $B_0$  bzw.  $A_0$  zu finden und damit aus den Schocks der reduzierten Form die strukturellen Schocks zu bestimmen. Das dazu notwendige Vorgehen wird im nächsten Abschnitt beschrieben.

Zunächst sei darauf hingewiesen, dass das oben beschriebene Verfahren dynamisch angewendet werden kann, wenn man an einer bedingten Prognose über einen längeren Zeitraum interessiert ist. In diesem Fall ist der Zeitpfad der geldpolitischen Variable für die gewünschte Zahl von Perioden vorgegeben und es wird die bedingte Prognose für die andere Variable gesucht. Zu diesem Zweck wird die soeben berechnete 1-Schritt-Prognose für  $y_{T+1}$  verwendet. Anhand von

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

wird dann mit Hilfe des vorgegebenen Wertes  $y_{2,T+2}^*$  und der bedingten Prognose für  $y_{T+1}$  der geldpolitische Schock  $u_{2,T+2}$  berechnet und  $u_{1,T+2}$  wiederum auf null gesetzt. Dies erlaubt die Erstellung der bedingten Prognose für  $y_{1,T+2}$ . Dieses Vorgehen kann wiederholt werden, bis der gewünschte Prognosehorizont erreicht ist.

## 3.2 Die Identifikation von strukturellen Schocks in VAR-Modellen

Im vorangehenden Abschnitt wurde auf die zentrale Bedeutung der strukturellen Form eines VAR-Modells für die Berechnung der bedingten Prognose hingewiesen. In diesem Abschnitt geht es nun darum, aus der gegebenen reduzierten Form eines VAR-Modells dessen strukturelle Form zu identifizieren und damit die Voraussetzung zu schaffen, um bedingte Prognosen auf einfache Weise zu berechnen.

Es wurde bereits darauf hingewiesen, dass nur die Innovationen von strukturellen VAR-Modellen als strukturelle Schocks interpretiert werden dürfen. Die Innovationen der reduzierten Form sind im Allgemeinen untereinander korreliert, was es unmöglich macht, ihnen eine strukturelle Interpretation zu geben. Nur unkorrelierte Schocks stellen eigenständige Quellen von Veränderungen dar, während korrelierte Schocks immer die Wirkung verschiedener Quellen enthalten. Wie aus den Ausführungen im vorangehenden Abschnitt ersichtlich ist, besteht das zentrale Problem bei der Identifikation eines strukturellen VAR-Modells darin, die Matrix  $B_0$  so zu bestimmen, dass sie erlaubt, aus der (beobachtbaren) reduzierten Form die (unbeobachtbare) strukturelle Form zu berechnen. Die Matrix  $B_0$  muss die Bedingung  $B_0\Omega B_0' = I$  erfüllen, was sicherstellt, dass die Innovationen  $u_t$  der strukturellen Form untereinander unkorreliert sind. Weil die Matrix  $B_0$   $n^2$  Elemente hat, die obige Bedingung aber wegen der Symmetrie der Kovarianzmatrix  $\Omega$  nur  $n(n+1)/2$  Restriktionen liefert, sind zusätzlich mindestens  $n(n-1)/2$  Restriktionen nötig, um  $B_0$  zu bestimmen. So sind zum Beispiel für ein VAR-Modell mit vier Variablen sechs Restriktionen notwendig. Diese zusätzlichen Restriktionen, die üblicherweise als identifizierende Restriktionen bezeichnet werden, sollten sinnvollerweise ökonomisch fundiert sein. Damit wird sichergestellt, dass die Innovationen der strukturellen Form tatsächlich eine strukturelle ökonomische Bedeutung haben.

Die traditionelle Form identifizierender Restriktionen, die wir schon in Abschnitt 1.2 angesprochen haben, beruht darauf, dass die Matrix  $B_0$  bzw.  $A_0$  untertriangulär ist (sogenanntes rekursives VAR-Modell). Dies bedeutet, dass die strukturellen Schocks über ihre zeitliche Wirkung auf die Variablen identifiziert werden: Die erste Variable in  $y_t$  wird gleichzeitig nur vom ersten Schock in  $u_t$  beeinflusst, die anderen Schocks wirken mit Verzögerung. Die zweite Variable wird gleichzeitig nur von den ersten beiden Schocks beeinflusst usw. Es kann z. B. unterstellt werden, dass

das Outputwachstum und die Inflation nur mit einer gewissen Verzögerung auf geldpolitische Schocks reagieren. Dieses zeitliche Restringieren der Schockwirkungen kann natürlich nur ökonomisch sinnvoll sein, wenn die Beobachtungsfrequenz der Variablen relativ hoch ist. Ausserdem ist es nicht immer möglich, ökonomisch sinnvolle Restriktionen zu finden, die eine untertrianguläre Struktur von  $B_0$  implizieren.

Diesbezügliche Kritik an der traditionellen Form identifizierender Restriktionen in VAR-Modellen durch Cooley und LeRoy (1985) hat zu einer ganzen Reihe weiterer, über die Untertriangularität von  $B_0$  hinausgehender Ansätze geführt, die einerseits die kurzfristige Wirkung einzelner Schocks und andererseits ihre langfristige Wirkung (oder Kombinationen von beidem) restringieren.<sup>15</sup> In diesem Rahmen kann beispielsweise davon ausgegangen werden, dass der Zinssatz und die Geldmenge gleichzeitig vom geldpolitischen Schock und einem Geldnachfrageschock beeinflusst werden und diese beiden Schocks keinen laufenden Einfluss auf Inflation und Output ausüben. Daraus ergibt sich in einem VAR-Modell mit vier Variablen (Inflation, Outputwachstum, Geldmengenwachstum, Zinssatz) die folgende nichttrianguläre Struktur:

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

Mit diesen vier kurzfristigen Restriktionen ist das Modell noch nicht identifiziert, da wir mindestens sechs Beschränkungen brauchen. Dies kann durch zusätzliche langfristige Restriktionen erreicht werden. So ist es beispielsweise möglich zu postulieren, dass geldpolitische Schocks im Sinne der Neutralität des Geldes langfristig keine Wirkungen auf den Output haben. Bei langfristigen Restriktionen zur Identifikation von strukturellen VAR-Modellen ist zu beachten, dass sie nur auf Variablen angewandt werden können, die integriert von der Ordnung Eins (oder höher) sind. Dies bedeutet, dass es Schocks gibt, die eine permanente Wirkung auf diese Variablen haben. Wenn dies der Fall ist, kann aus der strukturellen Form für ein VAR(1)-Modell in ersten Differenzen,

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

die Vektor-Moving-Average-Darstellung,

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

bestimmt werden. Diese Darstellung, die auch als Impulse-Response-Funktion bezeichnet wird, reprä-

<sup>15</sup> Bernanke (1986), Blanchard und Watson (1986) sowie Sims (1986) führten kurzfristige identifizierende Restriktionen ein, die nicht auf der Untertriangularität von  $B_0$  basieren. Shapiro und Watson (1988), Blanchard und Quah (1989) sowie King et al. (1991) sind frühe Beispiele für

die Identifikation von Schocks mittels langfristiger Restriktionen. Galí (1992) kombinierte als erster kurz- und langfristige Restriktionen.

sentiert die dynamische Wirkung der gleichzeitigen und der vergangenen strukturellen Schocks auf die erste Differenz der Variablen. Diese Wirkungen kommen in den Matrizen  $A_0, A_1, A_2, \dots$  zum Ausdruck. Die Impulse-Response-Funktion für das Niveau der Variablen lautet dann:

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

Damit ist klar, dass die Matrix  $A(1) = A_0 + A_1 + \dots + A_{t-1}$  die langfristigen Effekte der strukturellen Schocks auf das Niveau der Variablen repräsentiert. Die identifizierenden Restriktionen werden dadurch gewonnen, dass gewisse Elemente der Matrix  $A(1)$  gleich null gesetzt werden. Da zwischen  $A(1)$  und der Matrix  $B_0$  bzw.  $A_0$  eine direkte (wenn auch komplizierte) Beziehung besteht, lassen sich ökonomische a priori Vorstellungen über die Form von  $A(1)$  auf  $B_0$  übertragen und damit die strukturelle Form identifizieren.

Es sei hier auch darauf hingewiesen, dass es aus ökonomischen Gründen angebracht sein kann, mehr als die unbedingt notwendigen Restriktionen zu verwenden, um ein sogenannt überidentifiziertes strukturelles VAR-Modell zu definieren. Die Gültigkeit der überidentifizierenden Restriktionen kann statistisch getestet werden.

Das Ziel der Identifikation von strukturellen VAR-Modellen besteht darin, ökonomisch interpretierbare Schocks zu erkennen. Daher ist es nützlich, die Wirkungen der identifizierten Schocks zu untersuchen, um allfällige Widersprüche zwischen empirisch geschätzten Schockwirkungen und A-priori-Vorstellungen aus der ökonomischen Theorie zu erkennen und gegebenenfalls das Modell zu modifizieren. Das Instrument zur Evaluation von strukturellen VAR-Modellen ist die Impulse-Response-Funktion, welche die zeitliche Reaktion der Variablen auf die identifizierten Schocks abbildet. Die Untersuchung der Impulse-Response-Funktion liefert einerseits Erkenntnisse über die zeitliche Struktur von Schockwirkungen, was z. B. allfällige Verzögerungen bei der Wirkung der Geldpolitik aufzeigt. Andererseits müssen die identifizierten Schocks, wenn sie zur bedingten Prognose verwendet werden sollen, den theoretischen Vorstellungen bezüglich ihrer Wirkung entsprechen. Es wäre z. B. ökonomisch unglaubwürdig, wenn die zur Simulation der Geldpolitik verwendeten Schocks die Eigenschaft hätten, dass eine expansive Geldpolitik die Inflation langfristig reduzieren würde.

Die Bezeichnung strukturelle Vektorautoregression lässt möglicherweise den Eindruck entstehen, dass diese Modellklasse in einer engen Beziehung zu traditionellen makroökonomischen Strukturmodellen steht. Unsere obigen Ausführungen zeigen jedoch, dass das nur äusserst beschränkt der Fall ist. In strukturellen VAR-Modellen werden nur einige wenige ökonomisch begründete, die kurze oder lange Frist betreffende Restriktionen eingeführt. Ansonsten bleibt die Beziehung zwischen den Variablen offen und wird aus den Daten heraus modelliert, was als grosser Vorteil anzusehen ist. In traditionellen Strukturmodellen hingegen muss die Wirkung der Geldpolitik durch eine detaillierte Wiedergabe der dynamischen Übertragung von Veränderungen der Zinssätze und des Wechselkurses auf eine Vielzahl von Nachfragekomponenten und deren Deflatoren dargestellt werden (Transmissionsmechanismus). Das ist angesichts der vielen konkurrierenden Theorien über diesen Prozess sicher als Nachteil zu werten.



### 3.3 Das von der SNB eingesetzte SVAR-Modell

In diesem Abschnitt wird das von der SNB für die geldpolitischen Analysen eingesetzte SVAR-Modell vorgestellt. Das Modell umfasst vier Variablen, nämlich die am KPI gemessene Inflationsrate, die Wachstumsrate des realen BIP, die Wachstumsrate der Geldmenge  $M_1$  und die Veränderung des Dreimonats-Libor. Der Vektor der im Modell berücksichtigten Variablen lässt sich somit als

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

schreiben, wobei die Differenzen der Logarithmen den Veränderungsraten der Variablen entsprechen.

Wie können wir die Auswahl der Variablen begründen? Inflationsrate und Zinssatz müssen offensichtlich berücksichtigt werden, da sie als Endziel beziehungsweise als operatives Ziel in der geldpolitischen Strategie der SNB eine zentrale Rolle spielen. Die BIP-Wachstumsrate ist auch unabdingbar, da diese Grösse bei der Bestimmung der Gangart der Geldpolitik ebenfalls beachtet werden sollte. Die Geldmenge  $M_1$  schliesslich wurde aufgenommen, da sich die monetären Operationen sehr schnell in Veränderungen der Zinsen und Geldmengen äussern. Mit anderen Worten bedeutet das, dass die Geldmenge wichtige Informationen zur Identifikation eines geldpolitischen Schocks liefert. Einheitswurzeltests zeigen, dass diese Variablen nicht-stationär sind und somit in das VAR-Modell in ersten Differenzen eingehen. Zudem kann die Hypothese keiner Kointegration zwischen den betrachteten Variablen nicht verworfen werden. Die letztere Annahme widerspricht der Vorstellung einer stabilen langfristigen Geldnachfragefunktion, d. h. einer stabilen Beziehung zwischen der Geldmenge, dem Preisniveau, dem Realeinkommen und dem Zinsniveau. Für die Schweiz und übrigens auch für viele andere Länder gilt aber, dass eine derartige langfristige Gleichgewichtsbeziehung nur für breiter definierte Geldaggregate wie  $M_3$ , aber nicht für  $M_1$  existiert. Eine instabile Nachfragefunktion für  $M_1$  bedeutet, dass es Geldnachfrageschocks mit permanenter Wirkung auf die reale Geldhaltung gibt. Dieser Sachverhalt erlaubt es, die geldpolitischen Schocks besser zu identifizieren.

Viele Leser werden bei dieser Liste von Variablen sicherlich den Wechselkurs vermissen. Diese Grösse hat bei der Analyse der Geldpolitik in einer kleinen offenen Volkswirtschaft eine grosse Bedeutung. Sie wird hier jedoch aus zwei Gründen nicht direkt berücksichtigt. Erstens ist der Wechselkurs eine

sehr volatile Zeitreihe, die mit Strukturbrüchen (Einführung und Aufgabe eines Wechselkursziels Ende der siebziger Jahre, Einführung des Euro Ende der neunziger Jahre) behaftet und daher kaum angemessen in einem linearen VAR-Modell darzustellen ist. Zweitens reflektieren die Impulse-Response-Funktionen implizit auch die Wirkung von nicht direkt berücksichtigten Variablen auf die Inflation und das Realwachstum. Es ist gerade ein Vorteil des SVAR-Ansatzes, dass Zusammenhänge nicht a priori vorgegeben werden müssen, sondern sich aus der dynamischen Interaktion der Variablen ergeben. Zur empirischen Untermauerung dieser Sichtweise kann hier festgehalten werden, dass sich die dynamischen Reaktionen des Preisniveaus und des BIP auf einen geldpolitischen Schock in einem SVAR-Modell mit Wechselkurs nicht wesentlich von denjenigen in einem SVAR-Modell ohne Wechselkurs unterscheiden und im Modell mit fünf Variablen nur ungenauer geschätzt werden.

Ein paar Bemerkungen zur Wahl des Geldmengenaggregats sind notwendig. Die Giroguthaben bzw. die Reserven der Banken bei der SNB sind auf den ersten Blick der geeignetste Mengenindikator für geldpolitische Impulse. Diese Variable ist aber auch sehr volatil und mit Strukturbrüchen behaftet. Die Einführung des SIC und der neuen Liquiditätsvorschriften Anfang 1988 haben zu dramatischen Veränderungen der Giro nachfrage geführt. Zudem hat der in den späten neunziger Jahren erfolgte Wechsel von den Giroguthaben zum Dreimonats-Libor als operationellem Ziel der Geldpolitik die Zeitreiheneigenschaften der Giroguthaben verändert. Ein weiterer Strukturbruch erfolgte mit der Einführung des Intraday-Repos, welcher den Bedarf der Banken an Giroguthaben weiter senkte. Die Zeitreiheneigenschaften der Giroguthaben ändern sich daher so stark über die Zeit, dass diese Reihe nicht für das Modell verwendet werden kann. Wir verwenden daher die Geldmenge  $M_1$ , welche eine gute Approximation an die eigentliche Transaktionskassa darstellt.

Als nächstes müssen wir uns mit den Annahmen zur Identifikation des Modells und insbesondere des geldpolitischen Schocks, der für die Berechnung der bedingten Prognosen benötigt wird, beschäftigen. Hier muss vorausgeschickt werden, dass wir aus unseren vier Variablen vier Schocks identifizieren können: Ein Angebots- oder Produktivitätsschock, ein Preisschock, ein geldpolitischer Schock und schliesslich ein Nominalzinsschock. Dazu wurden kurz- und langfristige Restriktionen verwendet:

- Der geldpolitische Schock und der Nominalzinschock wirken sich im laufenden Quartal nicht auf Inflation und Realwachstum aus. Formal bedeutet das, dass die Matrix  $A_0$  und damit auch ihre Inverse  $B_0$  blocktriangulär sind (alle vier Elemente oben rechts sind null).
- Langfristig wird das reale BIP nur durch Angebotschocks beeinflusst, während der Nominalzinssatz in der langen Frist zusätzlich durch Nominalzinsschocks geprägt ist. Die Geldmenge  $M_1$  und das Preisniveau werden auch langfristig durch alle vier Schocks beeinflusst. Dies impliziert, dass die Matrix der Summe der strukturellen Impulse-Response-Koeffizienten  $A(1)$  an fünf Stellen den Wert null aufweist.

Diese Annahmen lassen sich einerseits durch die Existenz von kurzfristigen Rigiditäten und Friktionen begründen, die zu einer verzögerten Wirkung der Geldpolitik auf Produktion und Preise führen. Andererseits reflektieren sie die langfristige Neutralität des Geldes, gemäss der sich Geldangebotsstörungen langfristig nur im Preisniveau und der nominellen Geldmenge widerspiegeln.

Formal bedeuten diese Annahmen, dass unser Modell mit diesen neun Nullrestriktionen überidentifiziert ist: Bei vier Variablen sind gemäss den Ausführungen in Abschnitt 3.2 mindestens sechs Restriktionen notwendig, um eine Identifikation der strukturellen Schocks zu erreichen. Statistische Tests dieser überidentifizierenden Restriktionen zeigen, dass die Daten nicht gegen die getroffenen Annahmen sprechen. Es zeigt sich sogar, dass für die Matrix  $B_0$  (und damit  $A_0$ ) eine untertrianguläre Struktur mit den Daten vereinbar ist.

Die Schätzung dieses Modells mit Quartalsdaten der Periode 1974:2–2002:2 führt zu den in Abbildung 3.1 dargestellten Impulse-Response-Verläufen für einen geldpolitischen Schock. Dabei ist zu berücksichtigen, dass die kumulierten Effekte, d.h. die Effekte auf das Niveau der Variablen und nicht die Veränderungen, mit den dazugehörigen aus Bootstrap-Wiederholungen berechneten Vertrauensintervallen dargestellt sind. Ein geldpolitischer Schock in der Grösse einer Standardabweichung bewirkt einen sofortigen Anstieg der Geldmenge  $M_1$  von 1,5% und eine sofortige Senkung des Dreimonats-Libors um knapp 0,5 Prozentpunkte (vgl. Panel oben rechts bzw. unten rechts). Dieser sogenannte Liquiditätseffekt vermindert sich wegen steigender Inflationserwartungen in den nachfolgenden vier Quartalen auf null. Anschliessend steigt der Zinssatz über das ursprüngliche Niveau (maximal rund 0,1 Prozentpunkte), bis nach etwa vier Jahren wieder das alte Zinsniveau

erreicht wird. Das reale BIP reagiert nach einer anfänglich negativen Reaktion verzögert positiv auf die expansive Geldpolitik, wobei nach acht Quartalen eine kumulierte Erhöhung der Wachstumsrate von 0,1 Prozentpunkten zu registrieren ist (vgl. Panel unten links). Im folgenden Jahr geht dieser Effekt praktisch wieder auf den Langfristwert von null zurück. Das Niveau der Konsumentenpreise reagiert nur stark verzögert auf die expansive Geldpolitik: Es dauert gut drei Jahre, bis sich die Wirkung des expansiven geldpolitischen Schocks vollständig auf das Preisniveau übertragen hat. Die Erhöhung des Preisniveaus beträgt rund 0,4 Prozent. Die rückläufige Wirkung bei den Konsumentenpreisen nach rund drei bis vier Quartalen ist auf die Verminderung der Mieten als Folge der Zinssenkung zurückzuführen (vgl. Panel oben links).

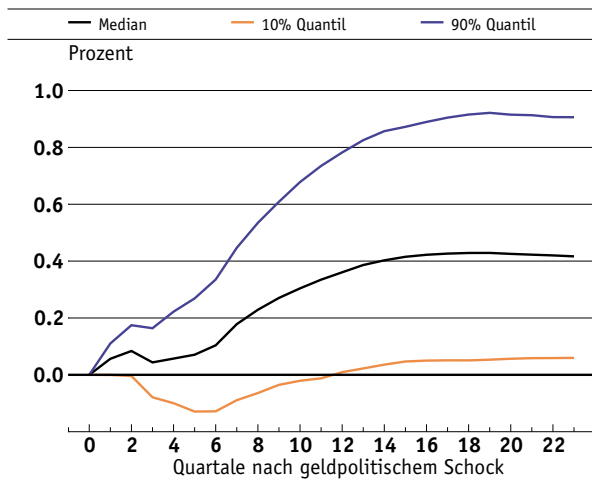
Die abgebildeten Wirkungen der geldpolitischen Schocks erscheinen weitgehend plausibel. Sie zeigen, dass die Zentralbank in der kurzen Frist nur Geldmenge und Zinsniveau beeinflussen kann. In der mittleren Frist (nach ein bis zwei Jahren) beeinflusst die Geldpolitik die Realwirtschaft und in der langen Frist (nach drei und mehr Jahren) bleibt nur noch der Effekt auf das Preisniveau. Auf den ersten Blick erstaunlich ist der im zweiten und dritten Quartal negative BIP-Effekt einer expansiven Geldpolitik. Neben der Ungenauigkeit der Schätzung (vgl. Vertrauensintervall) bietet sich als Erklärung der sogenannte J-Kurven-Effekt an: Die mit einer expansiven Geldpolitik einhergehende reale Abwertung des Franken führt kurzfristig zu einer Reduktion des realen Aussenbeitrags zum BIP, da die realen Exporte und Importe nur schwach auf die Abwertung reagieren.

### 3.4 Bedingte Inflationsprognosen

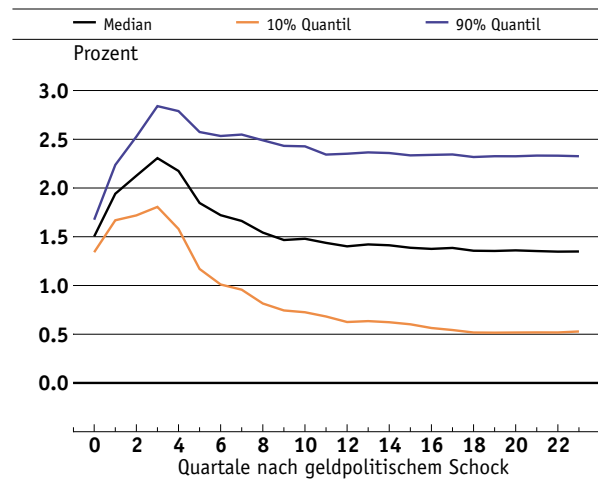
In diesem Abschnitt soll der Einsatz dieses Modells bei der Evaluation der Geldpolitik illustriert werden. Dabei gilt es zuerst der Lucas-Kritik an ökonomischen Politikevaluationen Rechnung zu tragen.<sup>16</sup> Diese besagt, dass bei einer systematischen Änderung der Politik die in die Erwartungsbildung der privaten Wirtschaftssubjekte eingeht, die unter einem anderen Regime geschätzten ökonomischen Modelle nicht mehr gültig sind. Daher müssen wir uns die Frage stellen, ob seit 1974 eine systematische Änderung der schweizerischen Geldpolitik stattgefunden hat. Nach unserer Auffassung kann diese Frage negativ beantwortet werden. Die Politik der SNB war seit dem Übergang zu flexiblen Wechselkur-

16 Für eine ausführliche Diskussion der Relevanz der Lucas-Kritik bezüglich VAR-Modellen sei der Leser auf Leeper und Zha (1999) verwiesen.

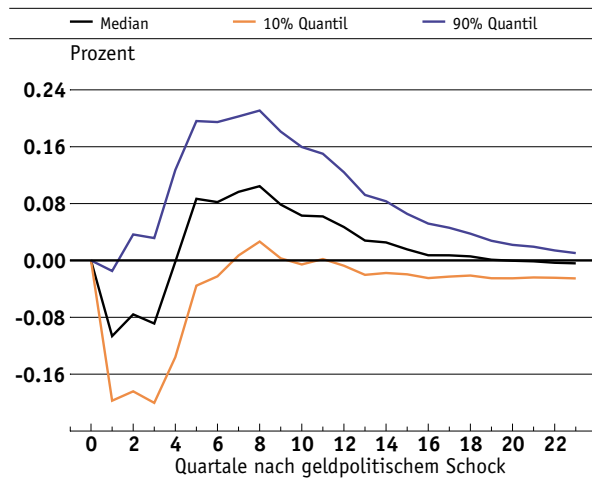
Reaktion Konsumentenpreise



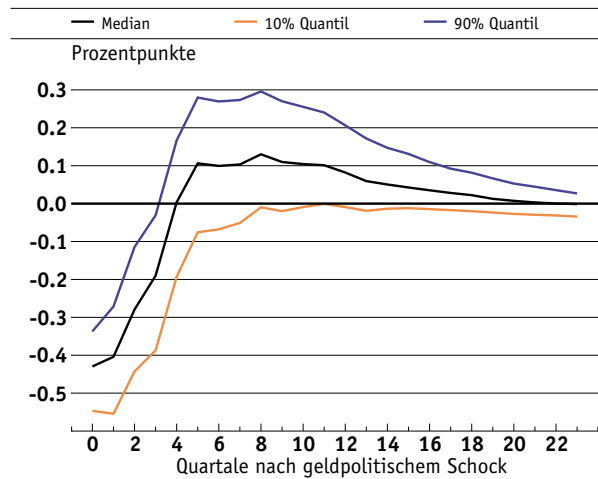
Reaktion Geldmenge M1



Reaktion BIP



Reaktion Dreimonate-Libor



sen auf das Ziel der Preisstabilität im Sinne einer tiefen Inflationsrate ausgerichtet. Zwar haben sich die Operationsprozeduren und die anvisierten Zwischenziele verändert, es kann jedoch davon ausgegangen werden, dass diese Änderungen zwar einen systematischen Einfluss auf die Zeitreiheneigenschaften der Bankreserven und der ganz kurzfristigen Zinssätze (Tagesgeldsatz, Repo-Satz), nicht aber auf Inflation,  $M_1$ -Wachstum, BIP-Wachstum und Dreimonats-Libor gehabt haben.

#### a) Bedingte Prognosen mit konstantem Zinssatz

Nach diesen Vorbemerkungen wollen wir zuerst die Konsequenzen einer Fixierung des Zinssatzes auf ein vorgegebenes Niveau  $r^*$  über die nachfolgenden drei Jahre betrachten. In einem ersten Schritt wird die unbedingte Prognose für die Periode  $T+1$  mit dem SVAR-Modell berechnet. Der damit erhaltene Wert für den Zinssatz wird in der Regel von der Zielgrösse  $r^*$  abweichen. Daher wird der geldpolitische Schock für die Periode  $T+1$  derart bestimmt, dass der Zinssatz auf das gewünschte Niveau zu liegen kommt. Formal lässt sich das mit dem laufenden Impulse-Response-Koeffizienten  $a_{43}$  des Zinssatzes (der vierten Variablen im System) auf den geldpolitischen Schock (dritter Schock im System) folgendermassen schreiben:

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

Die bedingte Prognose für  $T+1$  lautet damit

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

wobei der Vektor  $a_3$  der dritten Spalte der Matrix  $A_0$  entspricht. Im nächsten Schritt wird, ausgehend von der bedingten Prognose für  $T+1$ , anhand des SVAR-Modells eine unbedingte Prognose für  $T+2$  berechnet und diese Prognose analog zum Vorgehen in Periode  $T+1$  dem vorgegebenen Zinssatz angepasst. Dieses Verfahren wird bis zum Erreichen des Prognosehorizonts (in unserem Fall zwölf Quartale) wiederholt.

Zur Illustration dieses Verfahrens betrachten wir die gemäss dem Modell in der Periode 1995:4 erwarteten Auswirkungen verschiedener konstanter Zinssätze auf die Volkswirtschaft im Zeitraum 1996:1 bis 1998:4. Wir berechnen also die bedingte Prognose am Ende des Jahres 1995 unter der Annahme, dass die SNB den Zinssatz in den nachfolgenden drei Jahren konstant bei 1,5%, 2,0% und 2,5% hält. Abbildung 3.2 zeigt den mit diesen unterschiedlichen kurzfristigen Zinssätzen zu erwartenden Verlauf der Inflationsrate, der Wachstumsraten des realen BIP und der Geldmenge  $M_1$ . Mit Ausnahme des Zinssatzes

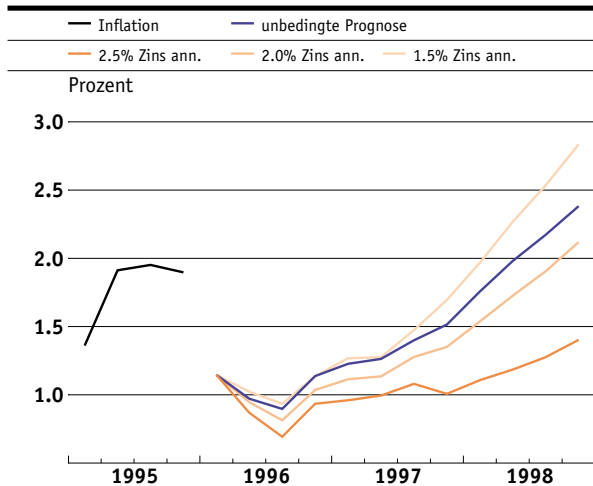
sind alle Variablen als Veränderungsraten gegenüber dem Vorjahresquartal definiert. Neben den bedingten Prognosen ist auch eine unbedingte Vorhersage abgebildet, bei der die Veränderung des Zinssatzes mitprognostiziert wird und keine geldpolitischen Schocks enthalten sind.

Aus der Abbildung 3.2 ist ersichtlich, dass die prognostizierte Inflation die 2%-Marke ab der zweiten Jahreshälfte 1998 übersteigt, wenn das Zinsniveau Anfang 1996 auf 1,5% gesetzt wird. Wenn das Zinsniveau unverändert bei 2% belassen wird, ist mit diesem Problem erst ab Ende 1998 zu rechnen. Um die Inflationsprognose für die drei Jahre immer deutlich unter 2% zu halten, ist eine restriktivere Gangart der Geldpolitik, d.h. eine Anhebung des Zinssatzes auf 2,5% nötig.

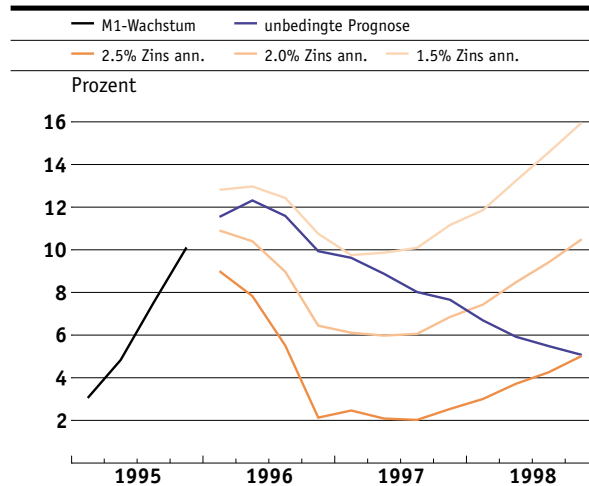
Die bedingte Prognose für die BIP-Wachstumsrate verhält sich spiegelbildlich zur Inflationsentwicklung: Die unter der Zinsannahme von 1,5% errechnete Vorhersage liegt um 0,2 Prozentpunkte höher als diejenige, die unter der Zinsannahme von 2,0% resultiert. Diese Differenz ist durch ein starkes Sinken des Realzinsniveaus bedingt. Wegen der verzögerten Wirkung auf Realwachstum und Inflation zeigen sich die vollen Konsequenzen dieser Politik erst ausserhalb des betrachteten Prognosehorizonts, d.h. in den Jahren 1999 und 2000.

Die Auswahl von bedingten Prognosen mit konstanten Zinssätzen erleichtert die Abschätzung des geldpolitischen Handlungsbedarfs. Die oben dargestellten Ergebnisse zeigen aber auch die Problematik der Fixierung des Nominalzinssatzes über drei Jahre bei sich verändernder Inflation auf. Es ist klar, dass die SNB den Zinssatz unter diesen Umständen nicht unverändert lassen würde. Um zu erreichen, dass die Inflationsrate im preisstabilen Bereich von 0%-2% bleibt, müssten die geldpolitischen Zügel sowohl bei der 1,5%- als auch bei der 2,0%-Politik in den letzten Quartalen der betrachteten Periode stärker angezogen werden.

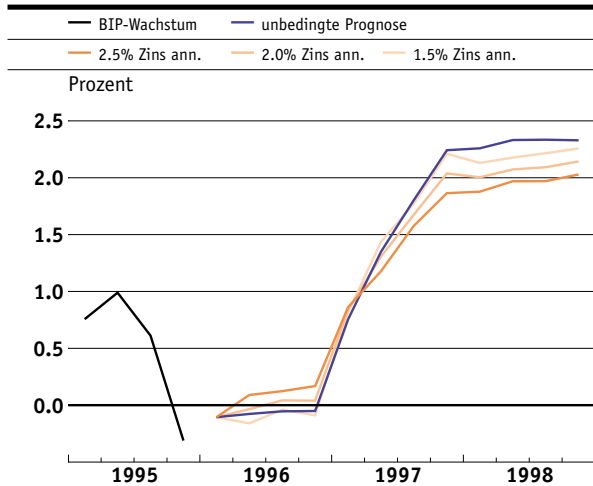
**Unbedingte und bedingte Inflationsprognosen**



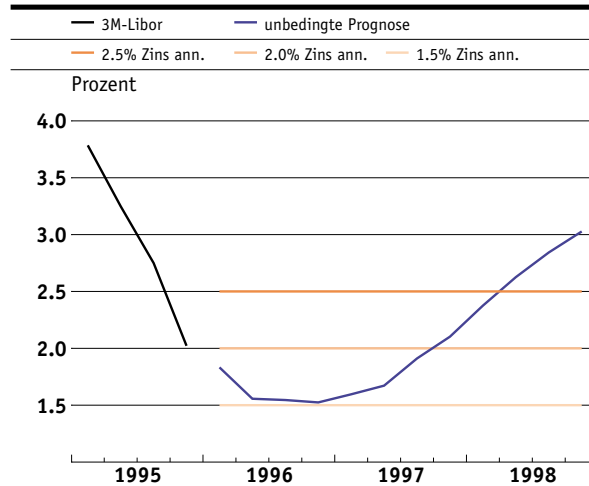
**Unbedingte und bedingte M1-Wachstumsprognosen**



**Unbedingte und bedingte BIP-Wachstumsprognosen**



**Prognosen/Annahmen für den 3M-Libor**



## b) Bedingte Prognosen mit variablem Zinssatz bei rollender Zielinflation

Das SVAR-Modell kann auch verwendet werden, um die Konsequenzen für die Zinssetzung im Hinblick auf das Erreichen einer durchschnittlichen Inflationsrate von beispielsweise 2% über die nachfolgenden drei Jahre zu simulieren. Im Rahmen dieser Simulation gilt es die Geldpolitik so anzupassen, dass das prognostizierte Preisniveau im Durchschnitt der jeweils nachfolgenden drei Jahre um ungefähr 0,5% pro Quartal (2% im Jahr) steigt. Diese Bedingung kann analog zum Verfahren bei gegebenem konstanten Zinssatz in die SVAR-Prognose eingebaut werden.

Der Ausgangspunkt besteht wieder in einer unbedingten Prognose für das Preisniveau über die nachfolgenden zwölf Quartale. Wenn diese Prognose über dem durch eine Inflationsrate von 0,5% pro Quartal gegebenen Zielwert ( $\pi^*=0,5\%$ ) liegt, muss die Geldpolitik angepasst werden. Der Betrag des nötigen Schocks lässt sich aus der in Abbildung 3.1 dargestellten und mit  $AA_{13}(12)$  bezeichneten Reaktion des Preisniveaus (der ersten Variablen im System) nach zwölf Quartalen auf den geldpolitischen Schock (den dritten Schock im System) berechnen:

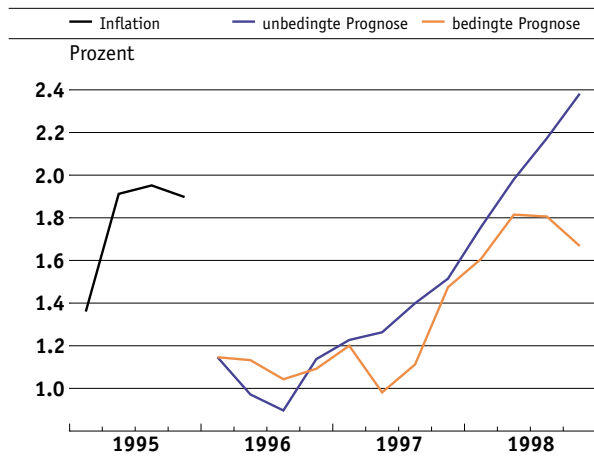
$$u_{3, T+1} = \frac{1}{AA_{13}(12)} ((\log p_{T+12} \pi^*) - E_T \log p_{T+12}).$$

Der geldpolitische Schock wird also derart berechnet, dass gemäss Modell in  $T+12$  die in der Simulation angestrebte durchschnittliche Zielinflation von  $\pi^*$  pro Quartal erreicht wird. Anhand der so berechneten geldpolitischen Schocks wird nun genau gleich wie bei konstantem Zinssatz die Prognose für  $T+1$  angepasst und das gesamte Verfahren sequentiell für  $T+1$ ,  $T+2$ , ...,  $T+12$  wiederholt.

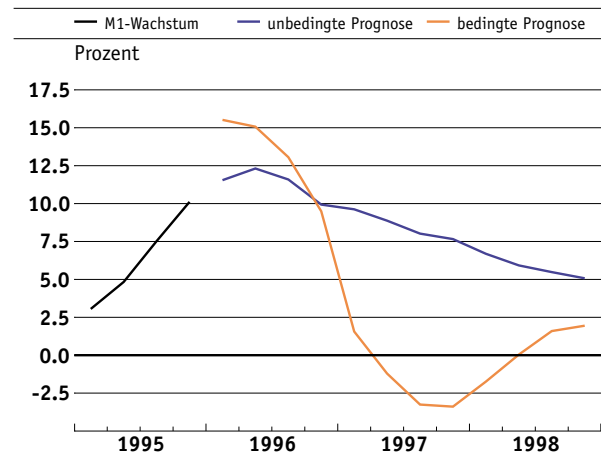
Zur Illustration dieses Verfahrens wollen wir wieder die bedingte Prognose für die Jahre 1996 bis 1998 betrachten. Die in Analogie zur Darstellung der bedingten Prognosen für den Fall mit konstanten Zinssätzen wiedergegebenen Ergebnisse finden sich in Abbildung 3.3. Der Zinssatz wird in den ersten Prognosequartalen deutlich unter 2% gesenkt, da gemäss der unbedingten Prognose die durchschnittliche Inflation über drei Jahre unter 2% pro Jahr liegt. Mit dem damit verbundenen Anstieg der für das Jahr 1997 zu erwartenden Dreijahresinflation wird die Geldpolitik restriktiv gestaltet (ein Anheben des Zinssatzes auf 3%). Damit wird der steigende Inflationstrend im letzten Jahr der Prognoseperiode gebrochen.

Bei der hier dargestellten Simulation wird davon ausgegangen, dass die Geldpolitik bei der Festlegung des geplanten geldpolitischen Schocks für die zwölf Quartale des Planungshorizonts immer die durchschnittliche Inflation der nächsten drei Jahre im Auge hat. Dies impliziert, dass die Geldpolitik in der Regel die angestrebte Inflation nicht genau trifft. Der beispielsweise für den Zeitpunkt  $T+3$  bezüglich der durchschnittlichen Inflation der Quartale  $T+3$  bis  $T+14$  festgelegte Schock hat natürlich auch einen Einfluss auf die durchschnittliche Inflation von  $T+1$  und  $T+12$ . Dies gilt auch für die Schocks in den nachfolgenden Zeitpunkten. Daher liegt in unserem Beispiel in Abbildung 3.3 die Inflationsrate für die drei explizit betrachteten Jahre immer unter 2%.

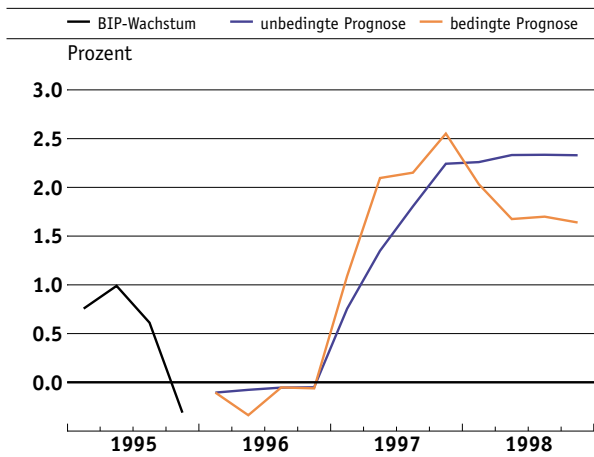
Unbedingte und bedingte Inflationsprognosen



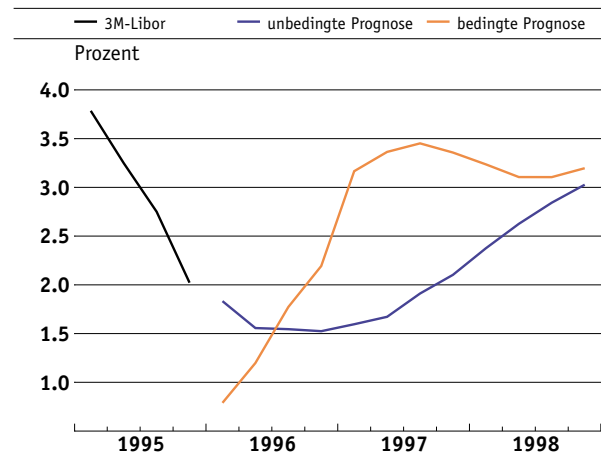
Unbedingte und bedingte M1-Wachstumsprognose



Unbedingte und bedingte BIP-Wachstumsprognose



Unbedingte und bedingte 3M-Libor-Prognose



### c) Bedingte Prognosen mit variablem Zinssatz bei fester Zielinflation

Das SVAR-Modell kann auch auf den Fall angewendet werden, dass die im betrachteten Zeitraum von drei Jahren erwartete durchschnittliche Inflation exakt angepeilt wird. Dieser Fall hat allein illustrativen Charakter, da die SNB nicht eine Durchschnittsinflation über einen bestimmten Zeitraum anstrebt, sondern bemüht ist, die Inflation möglichst immer unter 2% zu halten.

Das Simulationsverfahren ist unter diesen Umständen leicht anders. Der Geldpolitik wird mehr Spielraum gegeben, da zur Erreichung des Ziels die geldpolitischen Schocks über den ganzen Prognosehorizont eingesetzt werden können. Als Ausgangspunkt dient wieder die Differenz zwischen dem erwarteten Preisniveau in der Periode  $T+12$  und dem angestrebten Zielpreisniveau bei einer durchschnittlichen Inflationsrate von  $\pi^*$ ,

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

Es gilt nun die Folge der geldpolitischen Schocks von  $T+1$  bis  $T+12$  derart zu bestimmen, dass das erwartete Preisniveau in der Periode  $T+12$  dem Zielpreisniveau der Simulation entspricht. Dies soll dadurch geschehen, dass die Summe der quadrierten Schocks minimal wird. Mathematisch entspricht das der folgenden Optimierung unter einer Nebenbedingung:

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

wobei

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

Die Nebenbedingung bedeutet, dass die Summe der mit den relevanten Impulse-Response-Koeffizienten gewichteten Summe der geldpolitischen Schocks gerade der Differenz zwischen dem unbedingt prognostizierten Preisniveau und dem Zielpreisniveau entspricht. Die Lösung dieser Optimierungsaufgabe lässt sich leicht als

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

ermitteln. Da die Reaktion des Preisniveaus auf den geldpolitischen Schock mit der Zeit tendenziell zunimmt (vgl. Abbildung 3.1), werden die optimalen geldpolitischen Schocks über den Prognosehorizont tendenziell kleiner.

Abbildung 3.4 illustriert dieses Verfahren für die Periode 1996:1 bis 1998:4. Es zeigt sich, dass die unbedingte Prognose nur unwesentlich modifiziert werden muss, um die durchschnittliche Zielinflation der Simulation von exakt 2% zu erreichen. Da die Inflation in den ersten Prognosequartalen sehr tief ist und nahe bei 1% liegt, wird die Geldpolitik relativ zur unbedingten Prognose in den ersten acht Quartalen gelockert, was mit einem Anstieg der erwarteten Inflationsrate auf über 2,5% verbunden ist. Dieses Ergebnis folgt hier zwangsläufig aus der Ausgangslage mit einer Inflationsrate deutlich unter 2%, die einen Anstieg der Inflationsrate zu der in der Simulation gesetzten Zielerreichung nötig macht. Natürlich würde das Eintreten des prognostizierten Inflationsverlaufs im Verlauf dieser Jahre zu einer zunehmend restriktiveren Geldpolitik führen.

### d) Business as Usual oder Modest Policy Shocks

Wie schon einleitend festgehalten wurde, ist bei bedingten Prognosen zu berücksichtigen, dass keine systematische Änderung der Geldpolitik simuliert werden darf. Bezogen auf unsere bedingten Prognosen bedeutet dies, dass die betrachteten geldpolitischen Schocks nicht systematischer Natur sein dürfen und mit der historischen Erfahrung kompatibel sein müssen. Leeper und Zha (1999) bezeichnen Schocks als *modest* und damit als zulässig, wenn diese im Rahmen des *business as usual* der Zentralbank immer wieder auftreten.

Diese Anforderung lässt sich statistisch überprüfen. Erstens können wir das Mittel der simulierten Schocks über die 12 Prognoseperioden ausrechnen,

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

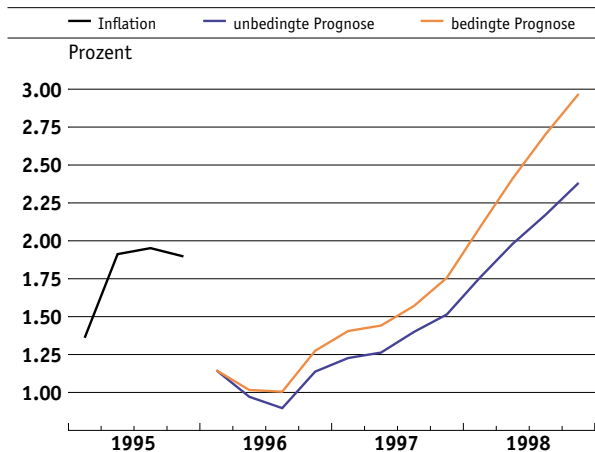
und überprüfen, ob diese Statistik signifikant von null abweicht. Diese Grösse sollte unter gewissen Annahmen mit Erwartungswert null und Varianz  $1/T$  asymptotisch normal verteilt sein. Damit können wir prüfen, ob die simulierten geldpolitischen Schocks vom Vorzeichen her systematisch verzerrt sind. Zweitens können wir durch Summieren der quadrierten Werte überprüfen, ob der Betrag der simulierten Schocks im historischen Mittel liegt. Unter der Nullhypothese zufälliger Schocks mit Varianz von 1 ist

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

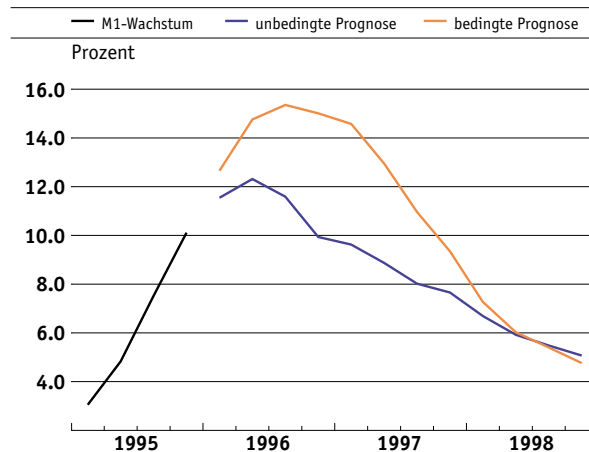
asymptotisch  $\chi^2$  verteilt mit 12 Freiheitsgraden. Wird die Nullhypothese verworfen, bedeutet dies, dass der Betrag der simulierten Schocks zu gross ist. Im vorliegenden Zusammenhang können diese beiden Hypothesen in den beiden oben betrachteten Fällen nicht verworfen werden.



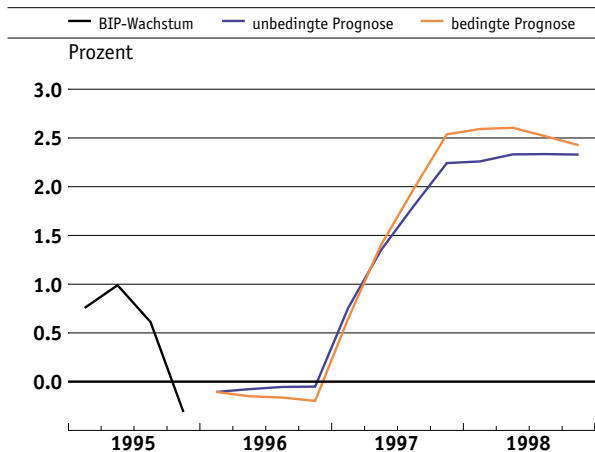
Unbedingte und bedingte Inflationsprognose



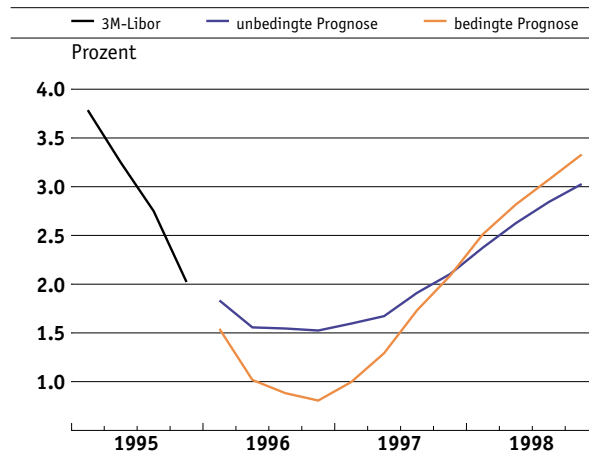
Unbedingte und bedingte M1-Wachstumsprognose



Unbedingte und bedingte BIP-Wachstumsprognose



Unbedingte und bedingte 3M-Libor-Prognose



## 4. Schlussbemerkungen

In diesem Abschnitt werden einige Grenzen von VAR-Modellen dargestellt und aufgezeigt, wie diese Grenzen allenfalls zu überwinden sind. Es wird dabei unterschieden zwischen Problemen, welche die VAR-Modellierung im Allgemeinen betreffen und Problemen, die sich spezifisch auf die Identifikation struktureller VAR-Modelle beziehen. Generell sind VAR-Modelle durch zwei wesentliche Eigenschaften beschränkt: Erstens sind sie linear und zweitens ist die Zahl der Variablen, die in das Modell eingehen, relativ klein. Diese Eigenschaften haben natürlich einen Einfluss auf die mit VAR-Modellen erzielten Resultate. Bei bedingten Prognosen mit strukturellen VAR-Modellen kommt hinzu, dass auch die Annahmen zur Identifikation der Modelle die Resultate beeinflussen.

Durch die Linearität von VAR-Modellen werden mögliche nichtlineare Beziehungen zwischen den Variablen sowie nichtlineare zeitliche Abhängigkeiten der Variablen nicht erfasst. Insbesondere der zweite Punkt hat in der empirischen Ökonomie in den letzten Jahren eine grosse Beachtung erfahren. Es hat sich herausgestellt, dass viele ökonomische Variablen dadurch gekennzeichnet sind, dass sich ihre Volatilität im Laufe der Zeit verändert. Die Volatilität hat zudem eine spezielle zeitliche Struktur, indem sie von ihrer eigenen Vergangenheit abhängt. Sogenannte GARCH-Modelle, die diese Eigenschaft der Variablen abbilden, haben sich insbesondere bei der univariaten Modellierung von Wechselkursen und Finanzmarktdaten als erfolgreich erwiesen. Die Kombination von VAR- mit GARCH-Modellen stellt eine Möglichkeit dar, nichtlineare Abhängigkeiten in einem multivariaten Kontext zu erfassen. Allerdings sind für die Schätzung solcher Modelle typischerweise sehr viele Beobachtungen nötig, weshalb sie sich in der Anwendung auf Finanzmarktdaten beschränken. Die relativ kleine Frequenz, mit der makroökonomische Daten verfügbar sind, stellt denn auch ein generelles Hindernis bei der Anwendung nichtlinearer Modelle dar.

Normalerweise enthalten VAR-Modelle eine relativ kleine Anzahl von Variablen. Üblich sind zwei bis sechs Variablen, Modelle mit bis zu zehn Variablen sind schon sehr selten. Diese Beschränkung kann sich auf die Prognosequalität der Modelle auswirken: Veränderungen von Variablen, die zwar wichtig, aber nicht im Modell enthalten sind, führen unter Umständen zu grossen Prognosefehlern. Diese Fehlerquelle kann bis zu einem gewissen Grad dadurch eliminiert

werden, dass die Zahl der Variablen, die in das Modell eingehen, vergrössert wird. Allerdings ist dabei zu beachten, dass die Zahl der zu schätzenden Koeffizienten mit dem Quadrat der Anzahl der Variablen zunimmt und bei einem VAR mit sechs Variablen und vier Lags bereits 150 beträgt. Das dabei entstehende Problem wird besonders klar, wenn man sich vor Augen hält, dass bei Quartalsdaten über einen Zeitraum von 40 Jahren nur 160 Beobachtungen zur Verfügung stehen.

Eine Möglichkeit, diesem Problem zu begegnen, besteht darin, sogenannte Bayesianische VAR-Modelle zu schätzen. Bei dieser Methode, die von Litterman (1980) vorgeschlagen wurde, werden bezüglich der Beziehungen zwischen den Variablen und bezüglich der zeitlichen Abhängigkeit der Variablen gewisse Annahmen getroffen. Typischerweise werden die Modelle so beschränkt, dass erstens jede Variable stärker von ihrer eigenen Vergangenheit abhängt als von derjenigen der anderen Variablen. Zweitens wird generell ein abnehmender Einfluss von zeitlich weiter zurückliegenden Beobachtungen unterstellt. Mit solchen Annahmen kann die Zahl der zu schätzenden Koeffizienten massiv reduziert werden. Dadurch wird es möglich, Modelle mit mehr Variablen zu schätzen. Zudem hat sich herausgestellt, dass mit Bayesianischen VAR-Modellen die Qualität unbedingter Prognosen verbessert werden kann.

Neben diesen generellen Vorbehalten, die gegenüber VAR-Modellen vorgebracht werden können, ist bei SVAR-Modellen zu berücksichtigen, dass die Resultate von den Annahmen abhängen, die zur Identifikation der strukturellen Schocks getroffen werden. Wenn die Identifikationsannahmen falsch sind, wird z.B. ein struktureller Schock, der als geldpolitischer Schock identifiziert wurde, auch den systematischen Teil der Geldpolitik repräsentieren oder eine Kombination des geldpolitischen Schocks und anderer Schocks darstellen. Obwohl die Resultate in jedem ökonometrischen Modell durch die Annahmen beeinflusst werden, ist es nützlich zu wissen, wie gross dieser Einfluss ist.

Zur Identifikation struktureller Schocks werden typischerweise Informationen verwendet, die entweder institutionelle Gegebenheiten oder theoretische Vorstellungen widerspiegeln. Beispielsweise können Informationen über das geldpolitische Instrument und dessen kurzfristige Wirkungen oder das Konzept der langfristigen Geldneutralität zur Identifikation von Schocks beigezogen werden. Da über die Gültigkeit dieser identifizierenden Annahmen oft eine gewisse Unsicherheit besteht, haben Faust (1998)

und Uhlig (2001) vorgeschlagen, diese Unsicherheit in die Identifikation der Schocks einfließen zu lassen. Ihre Grundidee besteht darin, zuerst die strukturellen Schocks unter verschiedenen Annahmen zu identifizieren und anschliessend die Wirkungen der Schocks zu vergleichen. So können z.B. bedingte Prognosen bezüglich der Wirkung geldpolitischer Schocks, die auf unterschiedlichen Identifikationsannahmen beruhen, verglichen werden. Dieser Vergleich der Prognosen liefert ein Mass für die Unsicherheit der Prognose, die auf die Unsicherheit bezüglich der Identifikationsannahmen zurückzuführen ist.

## Literaturverzeichnis

- Bernanke, B.S. 1986. Alternative Explanations of the Money-Income Correlation. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 25: 49–100.
- Blanchard, O.J. und Quah, D. 1989. The Dynamic Effect of Aggregate Supply and Demand Disturbances. *American Economic Review* 79: 65–77.
- Blanchard, O.J. und Watson, M.W. 1986. Are Business Cycles All Alike? In *The American Business Cycle – Continuity and Change*, Hrsg. R. Gordon. Chicago: University of Chicago Press.
- Canova, F. 1995. Vector Autoregressive Models: Specification, Estimation, Inference and Forecasting. In *Handbook of Applied Econometrics, Macroeconometrics*, Hrsg. M.H. Pesaran und M.Wickens. Cambridge MA: Blackwell.
- Cooley, T.F. und LeRoy, S.F. 1985. A Theoretical Macroeconomics: A Critique. *Journal of Monetary Economics* 16: 283–308.
- Dickey, D. und Fuller, W.A. 1981. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica* 49: 1057–72.
- Engle, R.E. und 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. und 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. Arbeitspapier, Schweizerische Nationalbank.
- Jordan, T.J. 1998. Monetary Policy Shocks in Switzerland: Is There a Liquidity Effect? Arbeitspapier, Schweizerische Nationalbank.
- Jordan, T.J. und Peytrignet, M. 2001. Die Inflationsprognose der Schweizerischen Nationalbank. *Schweizerische Nationalbank Quartalsheft* 19(2): 54–61.
- Jordan, T.J. und Savioz, M.R. 2001. Is there a Point in Combining Inflation Forecasts from VAR-Models? An Empirical Investigation for Switzerland. Arbeitspapier, Schweizerische Nationalbank.
- King, R.G., Plosser, C.I., Stock, J.H. und Watson, M.W. 1991. Stochastic Trends and Economic Fluctuations. *American Economic Review* 81:819–840.
- Kugler, P. und Jordan, T.J. 2000. Vector Autoregressions and the Analysis of Monetary Policy Interventions: The Swiss Case. Arbeitspapier, Schweizerische Nationalbank.
- Kirchgässner, G. und Savioz, M.R. 1997. Empirische Forschung in den Wirtschaftswissenschaften: Ein Überblick. *Homo oeconomicus* 16: 209–247.
- Koopmans, T.C. und Hood, W.C. 1953. The Estimation of Simultaneous Linear Economic Relationships. In *Studies in Econometric Method*, Hrsg. W.C. Hood und T.C. Koopmans, 112–199. New York: John Wiley.
- Leeper, E.M. und 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. Underidentification, 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. und 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. und Watson, M. 1990. Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica* 58:113–44.
- Stalder, P. 2001. Ein ökonometrisches Makromodell für die Schweiz. *Schweizerische Nationalbank Quartalsheft* 19(2): 63–89.
- Stock, J.H. und 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. Arbeitspapier, Humboldt Universität Berlin.
- Zha, T. 1999. Block Recursion and Structural Vector Autoregressions, *Journal of Econometrics* 90: 265–289.





## Unverändertes Zielband für den Dreimonate-Libor

An der vierteljährlichen Lagebeurteilung vom 21. März 2002 beschloss die Schweizerische Nationalbank, das Zielband für den Dreimonate-Libor bei 1,25%–2,25% zu belassen. Sie schätzte das Risiko einer weiteren Abschwächung der Konjunktur und die damit verbundene Deflationsgefahr geringer ein als im Dezember 2001.

## Teilrevision des Bankengesetzes – Botschaftstext zur Sicherung von Einlagen und Stellungnahme der SNB

Die Nationalbank äusserte sich in ihrer Stellungnahme vom Juni 2001 zu den Revisionsvorschlägen der Expertenkommission «Bankensanierung, Bankenliquidation und Einlegerschutz» grundsätzlich positiv (vgl. geld- und währungspolitische Chronik, Quartalsheft 2/2001). Zum Einlegerschutz, dem umstrittensten Element der Teilrevision des Bankengesetzes, bezog sie erst im Januar 2002 abschliessend Stellung.

Der Einlegerschutz setzt sich aus zwei Komponenten, dem Konkursprivileg und der Einlagensicherung, zusammen. Während das Konkursprivileg die Substanz der Einlagen sichert, gewährleistet die Einlagensicherung deren rasche Auszahlung. Das Konkursprivileg soll sich neu auf alle Einlagen bis zu maximal 30 000 Franken pro Person beziehen (bisher: nur Spareinlagen). Ferner soll die Einlagensicherung für alle privilegierten Einlagen im Rahmen der Einlegerschutzvereinbarung der Schweizerischen Bankiervereinigung obligatorisch werden. Beibehalten wird eine systemweite Obergrenze für die Einlagensicherung. Umstritten war jedoch deren Höhe von bisher 1 Mrd. Franken sowie die Frage, ob die privilegierten Einlagen einer Bank, welche gesamthaft die Obergrenze überschreiten, anderweitig gesichert werden sollen.

In ihrer Stellungnahme betonte die Nationalbank die Bedeutung des Einlegerschutzes und insbesondere der Einlagensicherung für die Stabilität des Bankensystems. Die Sicherung der im Konkursfall privilegierten Einlagen soll weiterhin von den Banken organisiert und gewährleistet werden. Die Nationalbank schlägt indessen einige Modifikationen an der bisherigen Ausgestaltung vor. So vertritt sie die Ansicht, dass die systemweite Obergrenze, bis zu der die Banken den Einlegerschutz selber tragen müssen, von bisher 1 Mrd. Franken auf mindestens 3 Mrd., besser 5 Mrd. Franken, erhöht werden sollte. Zweitens sollen die Banken für privilegierte Einlagen, welche diese Obergrenze überschreiten, über genügend werthaltige und belehnbare Aktiven verfügen. Dies würde es der Nationalbank in ihrer Rolle als Lender of Last Resort erlauben, unter verbesserten Bedingungen Liquiditätshilfe zu leisten, falls ihr dies aus systemischen Gründen notwendig erschiene.

**Herausgeber**

Schweizerische Nationalbank  
Bereich Volkswirtschaft  
Börsenstrasse 15  
Postfach  
8022 Zürich

**Gestaltung**

Weiersmüller Bosshard Grüniger WBG, Zürich

**Satz**

Visiolink AG, Zürich

**Druck**

Waser Druck AG, Buchs (ZH)

**Copyright**

Nachdruck unter Quellenangabe gestattet  
Belegexemplare erwünscht

**Abonnemente**

Das Quartalsheft der Schweizerischen Nationalbank erscheint separat in deutscher (ISSN 1423-3789) und in französischer Sprache (ISSN 1423-3797). Es kann beim Zürichsee Zeitschriftenverlag, Postfach, Seestrasse 86, CH-8712 Stäfa, Telefon 01 928 55 25, Telefax 0848 80 55 20, abonniert werden.

**Preis**

Fr. 25.– pro Jahr (Ausland: Fr. 30.–).  
Für die Abonnenten des Monatshefts: Fr. 15.– pro Jahr (Ausland: Fr. 20.–).  
Preise Inland inkl. 2,4% MWSt.  
Postkonto 80-148-3

**Internet**

<http://www.snb.ch>





