

---

**Geld, Wahrung und  
Konjunktur**

**Monnaie  
et conjoncture**

**No. 3  
September/ septembre 1991**

**9. Jahrgang / 9e annee**

---



## Inhalt / Table des matières

---

Übersicht	191
Sommaire	192
Sommario	193
Abstracts	194
<hr/>	
Bericht zur Wirtschafts- und Währungslage	195
Situation économique et monétaire	221
<hr/>	
Michel Peytrignet, Andreas M. Fischer: Agréats monétaires suisses: M1 exogène ou endogène?	247
<hr/>	
Christine Breining-Kaufmann, Simon Grand, Martin Maurer: Die Annäherung der Schweiz an die EG – Auswirkungen auf den Finanzplatz Schweiz	282
<hr/>	
Die Entwicklung der schweizerischen Zahlungsbilanz im Jahre 1990	297
La balance suisse des paiements en 1990	301
<hr/>	
Geld- und währungspolitische Chronik	305
Chronique monétaire	305

---



## Übersicht

### **Wirtschafts- und Währungslage (S. 195–220)**

Im zweiten Quartal 1991 zeigte die amerikanische Wirtschaft erste Zeichen einer konjunkturellen Erholung, während die Wachstumskräfte in Westdeutschland und in Japan etwas nachliessen. In den übrigen europäischen Ländern blieb die konjunkturelle Lage unverändert: In Grossbritannien hielten die rezessiven Tendenzen an, und die französische und italienische Wirtschaft stagnierte. Die durchschnittliche Arbeitslosenquote der OECD-Länder stieg weiter leicht. Infolge der nachlassenden Teuerung und des stark verlangsamten Geldmengenwachstums senkten die Währungsbehörden der Vereinigten Staaten und Grossbritanniens die kurzfristigen Zinssätze weiter. Auch die japanische Zentralbank lockerte ihren geldpolitischen Kurs vorsichtig, während die Deutsche Bundesbank unverändert an ihrer straffen Geldpolitik festhielt.

Die konjunkturelle Abkühlung setzte sich in der Schweiz im zweiten Quartal fort. Das reale Bruttoinlandsprodukt nahm gegenüber der Vorjahresperiode um 0,5% ab. Die inländische Nachfrage liess nach, während die Ausfuhren von Gütern und Dienstleistungen stagnierten. Die saisonbereinigte Arbeitslosenquote stieg auf 1,1%. Wie die verfügbaren Indikatoren zeigen, dürfte sich die Wirtschaft in den nächsten Monaten noch nicht wesentlich beleben. Die Teuerung stieg im zweiten Quartal auf durchschnittlich 6,3%. Nach einer weiteren Zunahme auf 6,6% im Juli bildete sie sich im August leicht auf 6,0% zurück. Infolge der unverändert hohen Teuerung sowie der Abschwächung des Schweizer Frankens lockerte die Nationalbank im zweiten Quartal ihre Geldpolitik nicht weiter. Die kurzfristigen Geldmarktsätze blieben hoch, und die saisonbereinigte Notenbankgeldmenge nahm gegenüber der Vorperiode praktisch nicht mehr zu, so dass der für dieses Quartal prognostizierte Wert leicht unterschritten wurde. Für das dritte Quartal prognostiziert die Nationalbank wie für das Vorquartal ein durchschnittliches Niveau von 29,4 Mrd. Franken.

### **Schweizerische Geldmengenaggregate:**

#### **M1 exogen oder endogen? (S. 247–281)**

In der empirischen Literatur zur schweizerischen Geldnachfrage werden Regimewechsel und Strukturbrüche oft als Verschiebungen der Geldnachfrage interpretiert. Manche Autoren vertreten die Ansicht, dass diese Verschiebungen eine Änderung des Exogenitätsstatus des Geldes widerspiegeln. In diesem Artikel wird ein Fehler-Korrektur-Modell für die Geldmenge M1 in der Periode 1973:1–1989:4 geschätzt. Anhand von Exogenitätstests wird gezeigt, dass eine Geldmengenpolitik, wie sie die Schweizerische Nationalbank unter dem Regime flexibler Wechselkurse führte, nicht notwendigerweise bedeutet, dass die reale Geldmenge M1 in einer Geldnachfragefunktion statistisch exogen ist.

#### **Die Annäherung der Schweiz an die EG – Auswirkungen auf den Finanzplatz Schweiz (S. 282–296)**

Die Schweiz steht vor dem Entscheid, entweder durch einen EWR-Vertrag in weiten Bereichen am EG-Binnenmarkt teilzunehmen oder durch eine Politik der unilateralen Anpassung die Annäherung an den europäischen Markt zu suchen. Die vorliegende Arbeit versucht, die Bedeutung wirtschaftlicher und rechtlicher Einflussfaktoren im Bereich der Finanzmärkte für diesen Entscheid abzuschätzen. Der Einfluss des EG-Binnenmarktes auf den Finanzplatz Schweiz wird dabei wesentlich mitbestimmt durch dessen politische Durchsetzung und durch die Möglichkeit der Schweiz, auf Veränderungen in der EG flexibel zu reagieren.

#### **Die Entwicklung der schweizerischen Zahlungsbilanz im Jahre 1990 (S. 297–300)**

Der Ertragsbilanzüberschuss nahm im Jahre 1990 um 0,5 Mrd. auf 12 Mrd. Franken zu. Das Wachstum der Ertragsbilanzeinnahmen und -ausgaben verlangsamte sich unter dem Einfluss der schwächeren Konjunktorentwicklung. Die Kapalexporte sowie die -importe schwächten sich gegenüber dem Vorjahr ab. Dabei kam es zu einer Verschiebung von den lang- zu den kurzfristigen Kapitalbewegungen.

## Sommaire

---

### **Situation économique et monétaire (p. 221-246)**

Au deuxième trimestre de 1991, les premiers signes d'une reprise économique sont apparus aux Etats-Unis, alors que la conjoncture a quelque peu faibli en Allemagne occidentale et au Japon. Dans les autres pays européens, la conjoncture est restée inchangée: les tendances à la récession ont persisté au Royaume-Uni, et les économies française et italienne ont stagné. Le taux moyen de chômage dans la zone de l'OCDE a encore augmenté légèrement. Les autorités monétaires des Etats-Unis et du Royaume-Uni ont réduit une nouvelle fois leurs taux à court terme, étant donné le repli du renchérissement et le net ralentissement de l'expansion des agrégats monétaires. La Banque du Japon a elle aussi relâché prudemment les rênes monétaires, alors que la Banque fédérale d'Allemagne a poursuivi sa politique rigoureuse.

En Suisse, la conjoncture a continué à se refroidir au deuxième trimestre. Par rapport à la période correspondante de 1990, le produit intérieur brut a reculé de 0,5% en termes réels. La demande intérieure a faibli, tandis que les exportations de biens et de services ont stagné. En données corrigées des variations saisonnières, le taux de chômage a augmenté à 1,1%. Selon les indicateurs disponibles, il ne faut pas s'attendre à une reprise sensible de l'économie suisse au cours des prochains mois déjà. Le renchérissement s'est accéléré pour atteindre 6,3% en moyenne du deuxième trimestre. Il a passé à 6,6% en juillet, puis à 6% en août. Compte tenu du renchérissement toujours élevé et de l'effritement du franc sur les marchés des changes, la Banque nationale n'a pas continué à assouplir sa politique monétaire au deuxième trimestre. Les taux d'intérêt à court terme se sont maintenus à un niveau élevé. La monnaie centrale dessaisonnalisée n'a guère augmenté par rapport au trimestre précédent, si bien qu'elle n'a pas tout à fait atteint le niveau prévu. Pour le troisième trimestre, la Banque nationale table, comme pour la période précédente, sur un volume moyen de monnaie centrale de 29,4 milliards de francs.

### **Agrégats monétaires suisses: M1 exogène ou endogène? (p. 247-281)**

Dans la littérature empirique récente qui concerne la demande de monnaie en Suisse, les changements de régime ainsi que les chocs structurels sont souvent interprétés comme des déplacements de la fonction de demande de monnaie. Quelques auteurs affirment que ces déplacements reflètent un changement du statut d'exogénéité de la monnaie. Dans cet article, un modèle à correction d'erreurs de l'agrégat monétaire suisse M1 sur la période 1973:1-1989:4 est estimé. A l'aide de tests d'exogénéité, il est montré que la politique monétaire quantitative suivie par la Banque nationale n'implique pas nécessairement que M1, en termes réels, soit devenue une variable statistiquement exogène.

### **La Suisse et la CE – Répercussions d'un rapprochement sur la place financière suisse (p. 282-296)**

La Suisse est appelée à choisir entre participer au grand marché de la CE, grâce à un traité sur l'EEE englobant de larges domaines, et chercher à se rapprocher du marché européen par une politique d'adaptation unilatérale. L'article tente d'évaluer l'importance, pour ce choix, de facteurs économiques et juridiques concernant plus particulièrement les marchés monétaire et financier. Les influences du marché unique sur la place financière suisse dépendront en particulier de l'évolution politique en Europe et de la souplesse avec laquelle la Suisse réagira aux changements au sein de la CE.

### **La balance suisse des paiements en 1990 (p. 301-304)**

En 1990, le solde actif de la balance des transactions courantes a augmenté de 0,5 milliard pour s'inscrire à 12 milliards de francs. La croissance des recettes et des dépenses de la balance courante a faibli sous l'effet du fléchissement de la conjoncture. D'une année à l'autre, les mouvements de capitaux ont eux aussi marqué un ralentissement. Les mouvements de capitaux à court terme ont gagné en importance, au détriment de ceux qui sont à long terme.

## Sommario

### **Situazione economica e monetaria (p. 195–246)**

Durante il secondo trimestre del 1991 l'economia statunitense ha mostrato primi sintomi di ripresa congiunturale, mentre si è affievolito l'impeto di crescita nella Germania occidentale e nel Giappone. Nei rimanenti paesi europei la situazione congiunturale è rimasta invariata con una persistenza delle tendenze recessive nel Regno Unito e del ristagno economico in Francia ed in Italia. Il tasso medio di disoccupazione nei paesi della OCSE è ancora salito lievemente. La diminuzione del rincaro ed il forte rallentamento della crescita della massa monetaria hanno indotto le autorità monetarie degli Stati Uniti e quelle britanniche a ridurre ulteriormente i tassi d'interesse a breve scadenza. Anche la banca centrale giapponese ha proceduto ad un cauto allentamento della politica monetaria, mentre quella tedesca ha mantenuto inalterato il proprio corso restrittivo.

In Svizzera, la dinamica congiunturale ha continuato a rallentare anche durante il secondo trimestre. Rispetto al periodo corrispondente dello anno precedente, il prodotto interno lordo è calato dello 0,5%. La domanda interna è diminuita, mentre si è registrato un ristagno delle esportazioni di beni e servizi. Il tasso stagionalizzato di disoccupazione è salito all'1,1%. Gli indicatori disponibili non lasciano prevedere per i prossimi mesi alcun ravvivo economico. Il rincaro, che nella media del secondo trimestre era salito al 6,3%, è ancora aumentato nel mese di luglio fino al 6,6% per poi calare leggermente in agosto al 6%. Tenuto conto dell'elevato rincaro e dell'indebolimento del franco, la Banca nazionale non ha allentato oltre la politica monetaria nel corso del secondo trimestre. I tassi d'interesse del mercato monetario sono rimasti alti e la base monetaria stagionalizzata non è praticamente più aumentata rispetto al trimestre precedente, situandosi così leggermente al di sotto del valore pronosticato. Per il terzo trimestre, la Banca nazionale conta, come per il secondo, su un livello medio di 29,4 miliardi di franchi.

### **Aggregati monetari svizzeri: M1 esogeno o endogeno? (p. 247–281)**

Nella letteratura empirica recente relativa alla domanda di moneta in Svizzera, i cambiamenti di regime e le modifiche strutturali improvvise sono spesso interpretate come spostamenti della funzione della domanda di moneta. Alcuni autori interpretano questi spostamenti come il riflesso d'un cambiamento dello statuto d'esogeneità della moneta. In quest'articolo si è valutato un modello di correzione degli errori dell'aggregato monetario svizzero M1 per il periodo 1973:1–1989:4. Per mezzo di test d'esogeneità si mostra che la politica monetaria quantitativa della Banca nazionale non implica necessariamente che la massa monetaria M1, in termini reali, sia una variabile statisticamente esogena.

### **Ravvicinamento della Svizzera alle CE – Ripercussioni sulla piazza finanziaria svizzera (p. 282–296)**

La Svizzera si trova attualmente confrontata alla decisione se partecipare con un accordo sullo SEE a vasti settori del mercato interno delle CE o se cercare di avvicinarsi al mercato europeo con una politica d'adattamento unilaterale. Lo studio che presentiamo vuole valutare l'importanza che rivestono per tale decisione fattori economici e giuridici d'influsso sui mercati finanziari. Le ripercussioni del mercato interno delle CE sulla piazza finanziaria svizzera saranno pure determinate dalla sua stessa riuscita politica e dalla possibilità della Svizzera di reagire in modo flessibile a cambiamenti nelle CE.

### **Evoluzione della bilancia svizzera dei pagamenti nel 1990 (p. 297–304)**

L'eccedente della bilancia corrente è aumentato nel 1990 di 0,5 miliardi raggiungendo i 12 miliardi di franchi. Sotto l'influsso di uno sviluppo congiunturale più debole, la crescita delle entrate e delle uscite nella bilancia corrente si è rallentata. Tanto le esportazioni quanto le importazioni di capitale si sono ridotte rispetto all'anno precedente. Si è inoltre assistito a uno spostamento dai movimenti di capitale a lungo termine verso quelli a breve.

## Abstracts

---

### **Economic and monetary developments (pp. 195–246)**

In the second quarter of 1991 economic activity in the US began to show signs of a recovery, while in West Germany and Japan the growth forces weakened somewhat. In the other European countries the economic situation remained unchanged: the recessionary trend in the United Kingdom was unbroken, and the French and Italian economies stagnated. The average unemployment rate in the OECD countries again moved up slightly. As a result of declining inflation and the marked slowdown in the expansion of the money supply, the monetary authorities of the United States and Britain once more lowered short-term interest rates. The Japanese central bank also cautiously relaxed the monetary reins, while the German Bundesbank remained fully committed to its restrictive course.

In Switzerland economic activity continued to slow down in the second quarter. Real gross domestic product fell by 0.5% from the previous year's level. Domestic demand declined, while exports of goods and services stagnated. The seasonally-adjusted unemployment rate rose to 1.1%. The available indicators show that the economy is not yet likely to pick up significantly in the next few months. Inflation in the second quarter increased to an average level of 6.3%. After a further rise to 6.6% in July it eased slightly in August to 6.0%. Given the persistently high level of inflation and the decline of the Swiss franc, the Swiss National Bank did not further relax its monetary policy in the second quarter. Short-term money market rates remained high, and the seasonally-adjusted monetary base hardly expanded at all compared with the previous period, thus falling somewhat short of the forecast figure. For the third quarter the Swiss National Bank again – as in the previous quarter – predicts an average level of Sfr 29.4 billion.

### **Swiss Monetary Aggregates: M1 exogenous or endogenous? (pp. 247–281)**

In the empirical literature on Swiss money demand, regime shifts and structural breaks are often interpreted as shifts in the money demand function. Some authors claim that this reflects a change in the exogeneity status of money. In this paper, a reformulated error correction model for Swiss M1 on the sample 1973:1–1989:4 is estimated. With exogeneity tests, it is shown that a policy of monetary targeting by the Swiss National Bank under a flexible exchange rate regime does not necessarily imply that real money is statistically exogenous in a money demand function.

### **Switzerland moves towards the EC – implications for the Swiss financial centre (pp. 282–296)**

Switzerland faces the following decision: either to participate in broad sections of the EC's single internal market on the basis of an EES (European Economic Space) agreement or to seek closer ties with the European market through a policy of unilateral adjustment. The study tries to assess the significance of economic and legal factors in a financial market environment for this decision. The influence of the EC's single internal market on the Swiss financial centre depends largely on its political implementation and on Switzerland's ability to react flexibly to changes in the EC.

### **The development of Switzerland's balance of payments in 1990 (pp. 297–304)**

The current account surplus increased by Sfr 0.5 billion to Sfr 12 billion in 1990. With economic development slackening, current account earnings and expenditure exhibited slower growth. Both capital exports and imports declined from the previous year's level. At the same time, there was a shift from long-term to short-term capital movements. The deficit on capital account rose by Sfr 4.7 billion to Sfr 15.5 billion.



# Wirtschafts- und Währungslage

Bericht des Direktoriums über die Wirtschafts- und Währungslage für die Sitzung des Bankrates vom 13. September 1991\*

## A. Überblick über die Wirtschafts- und Währungslage im Ausland und in der Schweiz

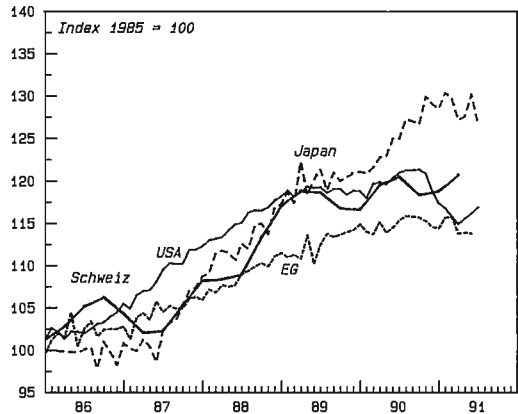
### 1. Ausland

#### Konjunkturentwicklung

Im zweiten Quartal 1991 änderte sich das bisherige konjunkturelle Muster in den grossen Industrieländern, das durch rezessive Tendenzen im angelsächsischen Raum und eine robuste Konjunktur in Japan und Westdeutschland geprägt war. Die amerikanische Wirtschaft, die im ersten Vierteljahr merklich geschrumpft war, zeigte im zweiten Quartal Zeichen einer konjunkturellen Erholung. Sowohl der private Konsum als auch der private Wohnungsbau belebten sich etwas, und der Rückgang der Industrieproduktion kam zum Stillstand. In Westdeutschland und Japan liessen die Auftriebskräfte nach dem unerwartet kräftigen Wachstum zu Beginn des Jahres dagegen nach. Zur Abschwächung trug in Deutschland vor allem die sinkende Auslandnachfrage bei, doch verlor auch der private Konsum an Dynamik. In Japan, wo die Wirtschaft noch immer von der kräftigen Exportnachfrage aus dem asiatischen Raum profitiert, liess vor allem die Binnenkonjunktur nach. Im Unterschied zu den Vereinigten Staaten waren in Grossbritannien noch keine Zeichen einer Besserung zu erkennen. Die französische Wirtschaft stagnierte, während sich die rezessiven Tendenzen in Italien verstärkten.

Die Ungleichgewichte im Aussenhandel der grossen Industrieländer verminderten sich weiter. Höhere Importe und stagnierende Güterexporte hatten zur Folge, dass die deutsche Leistungsbilanz in der ersten Jahreshälfte 1991 erstmals seit fast zehn Jahren wieder ein Defizit aufwies. Während der Überschuss Japans gegenüber der zweiten

**Grafik 1: Industrielle Produktion**



Quelle: OECD, Main Economic Indicators; Bundesamt für Statistik

Jahreshälfte 1990 leicht anstieg, bildeten sich die Fehlbeträge der amerikanischen und britischen Leistungsbilanz infolge der nominell nur noch wenig zunehmenden Importe weiter zurück.

Da die Beschäftigung kaum noch wuchs, stieg die durchschnittliche Arbeitslosenquote in den OECD-Ländern von 6,8% im März auf 6,9% im Mai.<sup>1</sup> Besonders ausgeprägt nahm die Arbeitslosigkeit in Grossbritannien und Frankreich zu. In den Vereinigten Staaten stabilisierte sich die Arbeitslosenquote dagegen auf dem Stand vom Ende des ersten Quartals, während sie in Westdeutschland nochmals zurückging und in Japan auf einem unverändert tiefen Niveau verharrte.

Die monatlichen Teuerungsraten nahmen im Durchschnitt der OECD-Länder im zweiten Quartal ab, so dass die Jahresinflationsrate von 6,3% im März auf 6,0% im Juni sank. Mit Ausnahme Ita-

\* Der Bericht wurde Mitte August abgeschlossen und stützt sich im Prinzip auf Fakten, die im Mai, Juni und Juli 1991 bekannt wurden.

<sup>1</sup> Standardisierte Arbeitslosenquoten der OECD

liens und Deutschlands, wo sich der Preisauftrieb verstärkte, wiesen alle grossen Industrieländer sinkende Jahresteuerraten auf. Am deutlichsten ging die Teuerung in Grossbritannien und in Japan zurück.

### Wirtschaftspolitik

Im zweiten Quartal lockerten einige Zentralbanken ihren geldpolitischen Kurs vorsichtig, da die Teuerung in ihren Ländern zurückging und sich auch das Wachstum der Geldmengenaggregate mittlerweile stark abgeschwächt hatte. Dies galt besonders für Grossbritannien, Japan und die Vereinigten Staaten. Dank der festen Haltung des britischen Pfundes innerhalb des EWS vermochte die Bank von England ihren Interventionsatz am Geldmarkt weiter zu senken; die Bank von Japan setzte Anfang Juli den offiziellen Diskontsatz um einen halben Prozentpunkt herab. Anfang August nahmen auch die amerikanischen Währungsbehörden die Federal Funds Rate um einen viertel Prozentpunkt zurück, nachdem sie diesen Satz vor dem Hintergrund des starken konjunkturellen Einbruchs bereits im ersten Quartal deutlich herabgesetzt hatten. Angesichts der spürbar höheren Teuerung hielt dagegen die Deutsche Bundesbank an ihrer straffen Geldpolitik fest. Mitte Juli senkte sie das Wachstumsziel 1991 für die Geldmenge  $M_3$ , und einen Monat später erhöhte sie den Diskont- und Lombardsatz um einen ganzen bzw. einen viertel Prozentpunkt. Die französischen Währungsbehörden belassen ihre Interventionsätze unverändert.

Das Defizit des amerikanischen Staatshaushalts dürfte im Fiskaljahr 1990/1991 etwas geringer ausfallen als noch am Jahresanfang prognostiziert worden war. Im nächsten Fiskaljahr wird jedoch erneut mit einem starken Anstieg gerechnet. Trotz der Anfang Juli in Kraft getretenen Steuererhöhungen werden die Budgetdefizite in den nächsten Jahren auch in Deutschland hoch bleiben. Besonders ins Gewicht fallen die mit der Wiedervereinigung verbundenen Mehrausgaben. In den meisten übrigen europäischen Industrieländern dürften die Fehlbeträge im Jahre 1991 ebenfalls zunehmen, da die konjunkturelle Abkühlung zu bedeutenden Einnahmehausfällen führt.

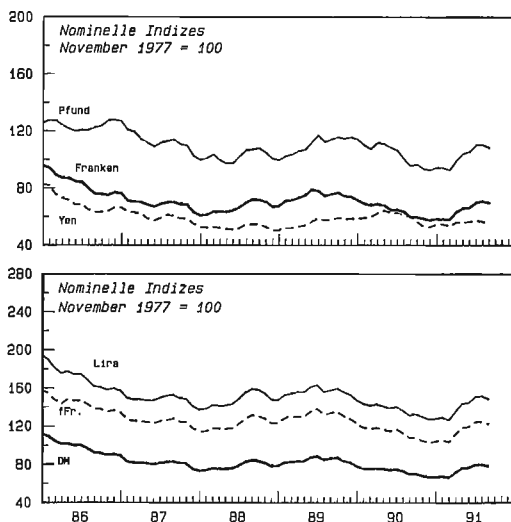
### Devisenmarkt

Von Mai bis August 1991 verlor der amerikanische Dollar gegenüber den Währungen aller wichtigen Industrieländer mit Ausnahme des Schweizer Frankens leicht an Wert. Der Dollarkurs ging gegenüber den Währungen des Europäischen Währungssystems (EWS) zwischen 0,3% und 1,6% sowie gegenüber dem japanischen Yen um 1,8% zurück, während er gegenüber dem Schweizer Franken um 2,5% stieg. In den Monaten Mai und Juni hatte der Dollar gegenüber allen Währungen noch stetig an Wert gewonnen, und Anfang Juli hatten verschiedene Notenbanken interveniert, um den raschen Kursanstieg des Dollars zu bremsen.

Die täglichen Kursschwankungen des Dollars in den vier Monaten von Mai bis August stabilisierten sich auf dem hohen Niveau der vorangegangenen vier Monate; sie waren damals auf das Doppelte der Vorperiode gestiegen.

Im Vorjahresvergleich gewann der amerikanische Dollar gegenüber den genannten Währungen ausser gegenüber dem japanischen Yen deutlich an Wert. Der Anstieg betrug in der Zeit von Mai bis August 1991 zwischen 5,7% und 8,8% gegenüber

**Grafik 2: Dollarkurse in wichtigen Fremdwährungen**



den Währungen des EWS sowie 9,8% gegenüber dem Schweizer Franken. Gegenüber dem japanischen Yen ging der Dollarkurs hingegen um 8,5% zurück.

Auf handelsgewichteter Basis und um die Teuerung bereinigt verlor der Dollar im zweiten Quartal 1991 im Vergleich zur entsprechenden Vorjahresperiode um 3,0% an Wert (nominal: -2,8%), während der japanische Yen um 11,7% anstieg (nominal: +13,2%). Demgegenüber lagen die D-Mark um 3,8% unter (nominal: -1,4%) und der Schweizer Franken um 1,3% (nominal: -1,3%) über dem entsprechenden Vorjahresstand.

Innerhalb des EWS entstanden in den Monaten Mai und Juni 1991 leichte Spannungen, weil die spanische Peseta gegenüber dem französischen Franken wie in den vorangegangenen vier Monaten an Wert gewann. Die Zentralbanken von Frankreich und Spanien intervenierten deshalb auf den Devisenmärkten, um ihre Währungen innerhalb der Bandbreite des EWS zu halten. Die D-Mark notierte gegenüber den übrigen Währungen des EWS tendenziell stärker.

### **Internationale Wirtschafts- und Währungsfragen**

Am traditionellen Wirtschaftsgipfel, der Mitte Juli in London stattfand, diskutierten die sieben grossen Industrieländer insbesondere die Frage der wirtschaftlichen Zusammenarbeit mit der Sowjetunion sowie der westlichen Wirtschaftshilfe. Sie kamen überein, der Sowjetunion beim Internationalen Währungsfonds (IWF) und bei der Weltbank einen Sonderstatus einzuräumen, der es dem Land ermöglichen soll, seine Beziehungen zum IWF zu vertiefen und von dessen Erfahrungen bei der Durchführung von Reformprogrammen zu profitieren. Noch im Juli reichte die Sowjetunion jedoch ein formelles Beitritts-gesuch zum IWF ein. Wie sehr die Zeit für tiefgreifende Reformen drängt, zeigt die sich verschärfende Wirtschaftskrise. Im ersten Quartal 1991 ging das reale Volkseinkommen gegenüber der entsprechenden Vorjahresperiode um schätzungsweise 10% zurück, und die Inflationsrate stieg innert Jahresfrist von 5% auf 24%. Auch der Aussenhandel verschlechterte sich weiter: Nachdem die nominellen Ex-

porte im Jahre 1990 stagniert hatten, gingen sie im ersten Vierteljahr 1991 gegenüber der Vorjahresperiode massiv zurück. Da die Importe noch stärker schrumpften, wies die Handelsbilanz trotzdem einen Überschuss aus.

In Jugoslawien, das sich am Rand eines Bürgerkriegs befindet, verschärfte sich auch die monetäre und finanzielle Krise. Seit Anfang Juli werden insbesondere die beiden nach Unabhängigkeit strebenden Teilrepubliken Slowenien und Kroatien von der jugoslawischen Zentralbank nicht mehr mit Noten und Devisen versorgt. Infolge der politischen und wirtschaftlichen Krise weitete sich das Zahlungsbilanzdefizit Jugoslawiens stark aus, da die Auslandskredite und die Einkünfte aus dem Tourismus fast gänzlich versiegten, die Überweisungen der im Ausland beschäftigten jugoslawischen Arbeitnehmer zurückgingen und infolge der militärischen Konflikte auch die Zolleinnahmen sanken.

Im Rahmen einer multinationalen Aktion und gestützt auf den Währungshilfebeschluss gewährte die Schweiz der Tschechoslowakei und Ungarn im September 1991 je einen mittelfristigen Zahlungsbilanzhilfekredit von 40 bzw. 30 Mio. Dollar. Beide Kredite wurden von der Nationalbank finanziert und mit einer Garantie des Bundes ausgestattet. Ihre Laufzeit beträgt sieben Jahre, und die Verzinsung entspricht der Rendite sechsmonatiger US-Treasury Bills mit einem Zuschlag von ½ Prozentpunkt.

Nach Polen kam im Juli auch Ägypten in den Genuss eines massiven Schuldenerlasses durch die im Pariser Club zusammengeschlossenen westlichen Gläubigerländer. Die ägyptische Aussen-schuld gegenüber den westlichen Regierungen soll um 50%, d.h. rund 12 Mrd. Dollar gekürzt werden. Dadurch soll dem wirtschaftlichen Schaden Rechnung getragen werden, der Ägypten im Zusammenhang mit der Golfkrise erwachsen war. Mit einer Aussen-schuld von insgesamt 48 Mrd. Dollar gehört Ägypten nach den drei grossen lateinamerikanischen Ländern und noch vor Polen zu den am stärksten verschuldeten Ländern.

In der Sommersession stimmte der Ständerat dem Bundesbeschluss über den Beitritt der Schweiz zu den Institutionen von Bretton Woods,

dem Bundesgesetz über die Mitwirkung der Schweiz an diesen Institutionen und dem Bundesbeschluss über den Rahmenkredit für die Finanzierung der schweizerischen Beitragsleistungen an die Weltbankgruppe ohne Änderungen zu. Der Nationalrat wird die drei Vorlagen in der Herbstsession behandeln.

## 2. Schweiz

Die konjunkturelle Abkühlung setzte sich in der Schweiz auch im zweiten Quartal 1991 fort. Das reale Bruttoinlandprodukt nahm gegenüber der Vorjahresperiode um 0,5% ab. Bereits im ersten Quartal hatte es um 0,3% unter dem Vorjahresniveau gelegen. Der private Konsum wuchs schwächer, während die Ausfuhren stagnierten. Die Ausrüstungs- und Bauinvestitionen gingen dagegen deutlich zurück. Im Gegensatz zum Vorquartal liess nicht nur die private, sondern auch die öffentliche Bautätigkeit nach.

Die Teuerung nahm erneut zu. Der Landesindex der Konsumentenpreise lag um durchschnittlich 6,3% über dem Vorjahreswert (1. Quartal: 5,9%). Die Preise der in- und ausländischen Güter und Dienstleistungen wurden teurer. Im Juli lag der Landesindex der Konsumentenpreise um 6,6%, im August um 6,0% höher als im entsprechenden Vorjahresmonat.

Im zweiten Quartal setzte sich der Anstieg der Arbeitslosigkeit fort. Die saisonbereinigte Arbeitslosenquoten nahm von 0,9% im Vorquartal auf 1,1% zu; die Zahl der Arbeitslosen stieg unvermindert stark. Die Zahl der bei den Arbeitsämtern gemeldeten offenen Stellen sank jedoch saisonbereinigt langsamer als noch zu Jahresbeginn.

Die schweizerische Wirtschaft dürfte sich – wie die verfügbaren Indikatoren zeigen – in den nächsten Monaten noch nicht wesentlich beleben. Die offenen Limiten für Baukredite gingen erneut zurück, nachdem sie schon im Vorquartal das Vorjahresniveau unterschritten hatten. In der Industrie schrumpften dagegen der Bestellungseingang und der Auftragsbestand nicht weiter. Gemäss der Konjunktur-Umfrage der Konjunkturfor-

schungsstelle an der ETH Zürich (KOF-ETH) vom Monat Juli erwarten die Unternehmer für die nahe Zukunft eine leichte Nachfragebelebung. In einzelnen Industriezweigen wie im Investitionsgüterbereich und in den baunahen Branchen haben sich die Auftragsaussichten jedoch nicht verbessert. Der künftige Geschäftsverlauf wird vor allem in den Branchen, die Konsumgüter produzieren, zuversichtlicher beurteilt, obwohl die Nachfrage auch in diesem Bereich spürbar nachliess.

Die saisonbereinigte Notenbankgeldmenge nahm im zweiten Quartal gegenüber der Vorperiode praktisch nicht mehr zu, und die schweizerischen Geldmarktsätze blieben hoch. Damit trug die Nationalbank der anhaltenden Teuerung und der Tieferbewertung des Schweizer Frankens Rechnung. Gegen Ende des zweiten Quartals begann die Nachfrage nach Giroguthaben zu sinken. Dieser Rückgang setzte sich am Anfang des dritten Quartals fort, so dass sich der Geldmarkt zumelst in einer liquiden Verfassung befand. Die Nationalbank reagierte darauf mit einer entsprechenden Senkung des Angebots an Giroguthaben, um einen allzu starken Rückgang der kurzfristigen Zinssätze zu verhindern. Sie erwartet jedoch, dass die saisonbereinigte Notenbankgeldmenge insgesamt weiter zunehmen wird, und prognostiziert für das dritte Quartal ein durchschnittliches Niveau von 29,4 Mrd. Franken. Im zweiten Quartal lag die saisonbereinigte Notenbankgeldmenge mit 29 270 Mio. leicht unter dem auch für diese Periode prognostizierten Niveau von 29 400 Mio. Franken.

Die stark inverse Zinsstruktur blieb im zweiten Quartal bestehen. Der durchschnittliche Satz für dreimonatige Eurofrankenanlagen und die Renditen der eidgenössischen Geldmarktbuchforderungen gleicher Laufzeit sanken gegenüber dem Vorquartal um 0,1 Prozentpunkt. Am Kapitalmarkt sank die Durchschnittsrendite des Bundesobligationen um 0,3 Prozentpunkt. Noch stärker nahmen die Banken ihre Kassenobligationensätze zurück.

Der reale, handelsgewichtete Schweizer Franken verlor im zweiten Quartal 1991 leicht an Wert. Gegenüber der Vorjahresperiode betrug die Aufwertung deshalb nur noch 1,3%, nach 6,7% im ersten Quartal und 8,5% im vierten Quartal 1990. Vergli-

chen mit der entsprechenden Vorjahresperiode stieg der Kurs des Schweizer Frankens real insbesondere gegenüber dem französischen Franken und der D-Mark, während er gegenüber dem amerikanischen Dollar, dem japanischen Yen und dem britischen Pfund sank.

## **B. Die Wirtschaftsentwicklung in den wichtigsten Industrieländern**

### ***Vereinigte Staaten***

Die amerikanische Konjunktur stabilisierte sich im zweiten Quartal 1991. Das reale Bruttosozialprodukt nahm, hochgerechnet auf ein Jahr, gegenüber dem Vorquartal um 0,1% ab. Zuvor war es ein halbes Jahr lang zurückgegangen (1. Quartal 1991: -1,6%, 4. Quartal 1990: -2,8%).

Die Stagnation des Bruttosozialproduktes widerspiegelt entgegengesetzte Tendenzen der einzelnen Nachfragekomponenten. Der private Konsum (+2,8%) und die Wohnbauinvestitionen (+2,0%), die in der vorangegangenen Rezession besonders kräftig zurückgegangen waren, zeigten Anzeichen der Erholung. Beim privaten Konsum nahmen vor allem die Autokäufe kräftig zu. Die Exporte, die in der Rezession konjunkturstabilisierend gewirkt hatten, stagnierten dagegen gemäss den vorläufigen Zahlen. Die realen Importe nahmen stark zu; dies ist jedoch hauptsächlich den nach dem Ende des Golfkriegs aussergewöhnlich stark gestiegenen Erdöleinfuhren zuzuschreiben. Die Unternehmensinvestitionen gingen um 1,8% zurück, und auch die Lager wurden weiter abgebaut.

Die Industrieproduktion, die in den beiden Vorquartalen auf das Jahr hochgerechnet um je 8% gefallen war, stabilisierte sich im zweiten Quartal. Die Kapazitätsauslastung in der Industrie sank nochmals leicht von 79,2 auf 78,6%. Die Zahl der ausserhalb der Landwirtschaft Beschäftigten ging nur noch geringfügig zurück, nachdem sie im Vorquartal noch deutlich geschrumpft war. Sie unterschritt damit den Vorjahresstand um 0,8%. Trotz des verlangsamten Beschäftigungsrück-

gangs stieg die Arbeitslosenquote von 6,5% im ersten auf 6,8% im zweiten Quartal.

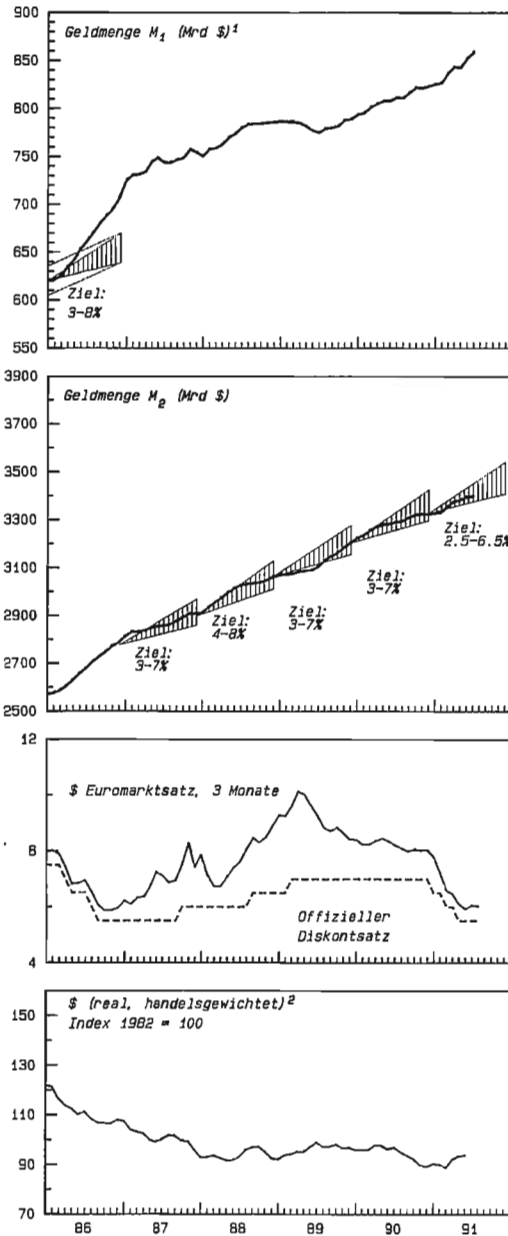
Die meisten vorlaufenden Konjunkturindikatoren weisen auf ein etwas höheres Wirtschaftswachstum in der zweiten Jahreshälfte 1991 hin. Die Beschleunigung dürfte vor allem von einem Wiederaufbau der mittlerweile auf ein tiefes Niveau gesunkenen Lager getragen werden. Dagegen behindern die hohe Verschuldung der Haushalte und die anhaltend kritische Lage des Immobilien- und Finanzsektors eine rasche Erholung der anderen Komponenten der Inlandnachfrage. Vom Ausland, wo sich das Wachstum bei wichtigen Handelspartnern wie Japan und Deutschland abschwächt, werden ebenfalls kaum Impulse auf die amerikanische Konjunktur ausgehen; diese hängt stärker als in früheren Zyklen von den Ausfuhren ab, exportiert doch die verarbeitende Industrie inzwischen 30% ihrer Produktion.

Die am Konsumentenpreisindex gemessene Teuerung schwächte sich weiter auf 4,8% ab. Im vierten Quartal 1990 hatte die Teuerungsrate noch 6,2% und im Vorquartal 5,3% betragen. Die ohne die stark schwankenden Nahrungsmittel- und Energiepreise berechnete Basis-Inflationsrate ging ebenfalls zurück.

Der Trend zum Abbau des amerikanischen Handelsbilanzdefizits setzte sich auch im zweiten Quartal fort. Die monatlichen Defizite betrugen im Durchschnitt noch 4,6 Mrd. Dollar gegenüber 5,6 Mrd. bzw. 8,6 Mrd. in den Vorquartalen. Die weitere Verbesserung der Handelsbilanz kam allerdings nur dank den markant gefallenen Erdölpreisen zustande, denn die Exporteinnahmen stagnierten und die realen Importe stiegen.

Das Office of Management and Budget revidierte im Juli seine Prognosen des Haushaltsdefizits für die Fiskaljahre 1991 und 1992 erheblich. Gemäss den neuen Schätzungen bleibt das Defizit im Fiskaljahr 1991 mit 282,2 Mrd. Dollar um 36 Mrd. unter dem noch im Februar angenommenen Wert. Der Rückgang ergab sich infolge der Beiträge der Alliierten an die Kosten des Golfkriegs und der Verschiebung von Ausgaben für die Sparkassensanierung auf das nächste Fiskaljahr. Dafür wird das Defizit für das am 1. Oktober 1991 beginnende Fiskaljahr 1992 jetzt auf 348,3 Mrd. geschätzt; das

**Grafik 3: Vereinigte Staaten**



<sup>1</sup> Saisonbereinigt; Ziele: 4. Quartal gegenüber 4. Quartal des Vorjahres (Quelle: Federal Reserve Board)

<sup>2</sup> Quelle: OECD

sind nahezu 70 Mrd. mehr, als noch vor einem halben Jahr erwartet wurde. Das budgetierte Defizit beträgt damit rund 6% des für das nächste Jahr prognostizierten Bruttosozialprodukts.

Das Federal Reserve Board verzichtete im zweiten Quartal zunächst auf eine weitere Lockerung der Geldpolitik, nachdem es die kurzfristigen Zinssätze von Oktober 1990 bis April deutlich gesenkt hatte. Der Satz für Federal Funds, das wichtigste geldpolitische Instrument, verharrte bei 5,75%. Die Renditen langfristiger Bundesobligationen, die während der Rezession leicht zurückgegangen waren, stiegen wieder etwas an. Die Geldmenge  $M_2$ , welche vom Federal Reserve Board wieder vermehrt als Indikator berücksichtigt wird, wuchs trotz der deutlich gefallen Geldmarktsätze nur sehr langsam. Die Zentralbank führt die schwache Geldmengenzunahme auf die von den Problemen des Immobilien- und Finanzsektors ausgelöste Zurückhaltung der Banken bei der Kreditvergabe zurück. Um dies zu kompensieren, senkte das Federal Reserve Board den Satz für Federal Funds am 6. August erneut um einen viertel Prozentpunkt auf 5,5%.

**Japan**

Nach der Abschwächung des Wachstums im zweiten Halbjahr 1990 gewann die japanische Wirtschaft im ersten Quartal 1991 vorübergehend wieder an Schwung. Das reale Bruttosozialprodukt nahm gegenüber dem Vorquartal um 2,7% zu. Dieser Wachstumsschub war hauptsächlich auf den kräftigen Anstieg der Exporte zurückzuführen. Dagegen entwickelte sich die Binnenfrage mit Ausnahme der Ausrüstungsinvestitionen (+2,6%) schleppend. Der private Konsum, der im Vorquartal leicht abgenommen hatte, stieg lediglich um 0,4%, und die Wohnbauinvestitionen, die durch das hohe Zinsniveau weiterhin gebremst werden, waren wie im Vorquartal rückläufig (-2,9%).

Die vergleichsweise schwache Binnenkonjunktur setzte sich im zweiten Quartal fort. Die Industrieproduktion ging zurück (-0,5%), und die Stimmung in der Wirtschaft kühlte sich gemäss der Anfang Juni durch die Bank von Japan veröffentlichten Unternehmensumfrage weiter ab. Sowohl

die befragten Unternehmen der Industrie als auch des Dienstleistungsbereichs beurteilten ihre Lage etwas ungünstiger als im Februar. Die Konjunkturerwartungen fielen dabei jedoch von Branche zu Branche unterschiedlich aus. Nach einer markanten Einbusse im abgelaufenen Geschäftsjahr rechnet die gesamtwirtschaftlich wichtige Automobilindustrie für das laufende Geschäftsjahr mit einem noch höheren Gewinneinbruch. Gemäss der Umfrage sollen jedoch die Investitionen der Unternehmen auch im Fiskaljahr 1991 (April 1991 bis März 1992) kräftig, um rund 8%, zunehmen. Die prognostizierten Zuwachsraten bei der wichtigsten Nachfragekomponente, dem privaten Konsum, sind demgegenüber weniger eindrücklich. Immerhin wird von einem anhaltenden leichten Wachstum ausgegangen, da mit einem weiteren Anstieg der verfügbaren Einkommen gerechnet wird.

Der Überschuss der japanischen Leistungsbilanz nimmt seit Anfang dieses Jahres wieder zu, nachdem er sich von 1986 bis Ende 1990 sukzessive mehr als halbiert hatte. Die steigende Tendenz ist zur Hauptsache durch den zunehmenden Aktivsaldo der Handelsbilanz bedingt.

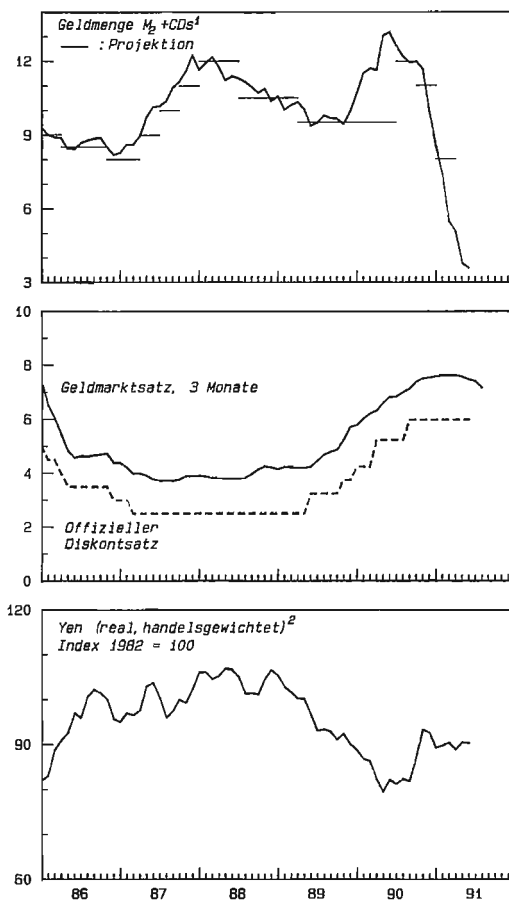
Die Arbeitslosenquote verharrte im zweiten Quartal auf dem seit Anfang 1990 nicht mehr veränderten Stand von 2,1%; der Arbeitsmarkt blieb somit weiterhin angespannt. Der Lohnanstieg fiel mit 5,6% in der diesjährigen Frühjahrslohnrunde dennoch etwas tiefer aus als vor Jahresfrist (5,9%).

Die am Konsumentenpreisindex gemessene Teuerung ging im zweiten Quartal von 4,2% auf 3,5% zurück. Auf der Grosshandelsstufe blieb das Preisniveau im ganzen ersten Semester mehr oder weniger unverändert, was vor allem auf die gesunkenen Importpreise zurückzuführen ist.

Die Bank von Japan hielt auch im zweiten Quartal grundsätzlich an ihrer restriktiven Geldpolitik fest. Angesichts der reduzierten Teuerungsgefahr und im Einklang mit den sinkenden amerikanischen Zinssätzen lockerte sie Ende Juni ihren Kurs jedoch vorsichtig. Sie nahm den Diskontsatz ab dem 1. Juli von 6% auf 5,5% zurück und senkte gleichzeitig den Tagesgeldsatz am Interbankenmarkt, von gut 8% auf 7,5%. Die Geldmenge  $M_2 + CD$ , welche die Bank von Japan als wichtig-

sten geldpolitischen Indikator betrachtet, übertraf im zweiten Quartal den entsprechenden Vorjahresstand nur noch um 3,7% (1. Quartal 6%). Das Wachstum dieses Aggregats war damit als Folge der restriktiven Geldpolitik wesentlich niedriger als im Jahre 1990. Damals hatte es 11,7% betragen. Für das dritte Quartal 1991 setzte die Notenbank die Projektion für die Wachstumsrate von  $M_2 + CD$  auf 3–4% fest.

**Grafik 4: Japan**



<sup>1</sup> Veränderung in % gegenüber Vorjahresperiode; die Projektionen werden quartalsweise festgelegt (Quelle: Bank of Japan)

<sup>2</sup> Quelle: OECD

## **Deutschland**

Die westdeutsche Wirtschaft wuchs im ersten Quartal 1991 kräftig. Das reale Bruttosozialprodukt stieg gegenüber dem Vorquartal um 2,3% und lag damit um 5,2% höher als vor Jahresfrist (4. Quartal 1990: +5,3%). Mit Ausnahme des Staatsverbrauchs nahmen alle Nachfragekomponenten zu. Besonders kräftig wuchsen die Ausrüstungsinvestitionen und die Bauinvestitionen. Aber auch der private Konsum und die Exporte trugen wesentlich zum Aufschwung bei.

Aufgrund der Entwicklung wichtiger Indikatoren im zweiten Quartal dürfte sich die Konjunktur in den nächsten Monaten etwas abkühlen. Die westdeutsche Industrieproduktion, die im ersten Vierteljahr kräftig zugenommen hatte, stagnierte im zweiten, und der Bestellungseingang ging infolge sinkender Aufträge aus dem Ausland zurück. Auch das Detailhandelsvolumen nahm gegenüber dem Vorquartal ab.

Die gute Konjunktur wirkte sich positiv auf den Arbeitsmarkt aus: Die westdeutsche Arbeitslosenquote ging saisonbereinigt von 5,7% im ersten auf 5,6% im zweiten Quartal zurück.

Die westdeutschen Konsumentenpreise, die sich im ersten Quartal im Jahresvergleich um durchschnittlich 2,7% erhöht hatten, stiegen im zweiten Vierteljahr um 3,1%. Im Juli kletterte die Teuerungsrate auf 4,4%. Preissteigernd wirkten vor allem die Mitte Jahr in Kraft getretenen Steuererhöhungen. Mittelfristig dürften aber auch von der jüngsten Lohnrunde bedeutende Teuerungsimpulse ausgehen.

In den neuen Bundesländern setzte sich der Umstrukturierungsprozess fort. Die Produktion ging erneut stark zurück, besonders in den Investitionsgüterindustrien. In einzelnen Branchen, vorab in der Bauindustrie, zeichnet sich jedoch eine Trendwende ab. Die Arbeitslosenquote nahm dank öffentlicher Arbeitsbeschaffungsmassnahmen weniger stark zu als in den Vorquartalen; sie stieg von 8,6% im ersten auf 9,5% im zweiten Vierteljahr. Damit waren 835 000 Personen ohne Beschäftigung. Die Zahl der kurzarbeitenden Personen, die zum grossen Teil Beschäftigungslosigkeit verdeckt, betrug knapp zwei Mil-

lionen. In den nächsten Monaten dürfte in Ostdeutschland allerdings eine grosse Anzahl weiterer Arbeitsplätze abgebaut werden. Die Teuerung stieg im zweiten Quartal wiederum an, wenn auch nicht mehr so stark wie im Vorquartal. Dabei ist zu berücksichtigen, dass immer mehr Preise vom Markt bestimmt werden und dass sich Qualität und Vielfalt des Güterangebotes laufend verbessern.

Im Mai wurde der Saldo der gesamtdeutschen, saisonbereinigten Handelsbilanz zum ersten Mal seit fast zehn Jahren negativ. Das Defizit betrug im zweiten Quartal 0,7 Mrd. D-Mark, gegenüber einem Überschuss von 6,9 Mrd. D-Mark im ersten Vierteljahr. Während die Importe infolge der starken Nachfrage aus den neuen Bundesländern kräftig zunahmen, gingen die Exporte wegen der schwachen Konjunktur in verschiedenen Hauptabnehmerländern zurück. Trotz der passiven Handelsbilanz fiel das Defizit der Leistungsbilanz mit 10,0 Mrd. D-Mark geringer als im ersten Vierteljahr (10,6 Mrd. D-Mark) aus. Dies ist hauptsächlich auf das verkleinerte Defizit der Übertragungsbilanz zurückzuführen; es war im ersten Quartal wegen der Zahlungen im Zusammenhang mit dem Golfkrieg stark gestiegen.

Im Juni verabschiedete der Deutsche Bundestag das Budget für das Jahr 1991. Darin sind Ausgaben in der Höhe von 410 Mrd. D-Mark vorgesehen, rund 30 Mrd. mehr als 1990. Aufgrund der Steuererhöhungen sollen die Steuereinnahmen das Vorjahresergebnis um 18 Mrd. D-Mark übertreffen und insgesamt 312 Mrd. D-Mark betragen. Das Defizit des Bundes ist mit 66 Mrd. D-Mark veranschlagt, verglichen mit 43 Mrd. D-Mark im Vorjahr. Dazu kommen die Fehlbeträge verschiedener Schattenhaushalte, insbesondere des Fonds Deutsche Einheit und der Treuhandanstalt sowie die Defizite der Länder und der Gemeinden. Insgesamt beträgt die öffentliche Neuverschuldung im Jahre 1991 mindestens 200 Mrd. D-Mark.

Die Deutsche Bundesbank führte ihren straffen geldpolitischen Kurs im zweiten Quartal fort. Die in der Offenmarktpolitik (Wertpapierpensionsgeschäfte) angewandten Zinssätze veränderten sich in den letzten Monaten kaum mehr. Um den Teuerungsdruck zu dämpfen, verschärfte die Bundesbank ihre Geldpolitik zu Beginn des drit-



ten Quartals in zwei Schritten. Mitte Juli reduzierte sie anlässlich der Überprüfung des Geldmengenziels das für 1991 angestrebte Wachstum der Geldmenge  $M_3$  auf 3–5%, nachdem Ende 1990 ein Zielkorridor von 4–6% angekündigt worden war. Am 15. August erhöhte sie den Diskontsatz um einen ganzen Prozentpunkt auf 7,5% und den Lombardsatz um einen viertel Prozentpunkt auf 9,25%.

Die Zinssätze am Geld- und Kapitalmarkt blieben im zweiten Quartal stabil. Dreimonatsgeld notierte am Interbankenmarkt im Juni knapp über 9% (1. Quartal: 9,2%). Die Durchschnittsrendite der inländischen Obligationen, die im Dezember 1990 noch 9,0% betragen hatte, sank bis im März auf 8,6% und verharrte im zweiten Quartal auf dieser Höhe.

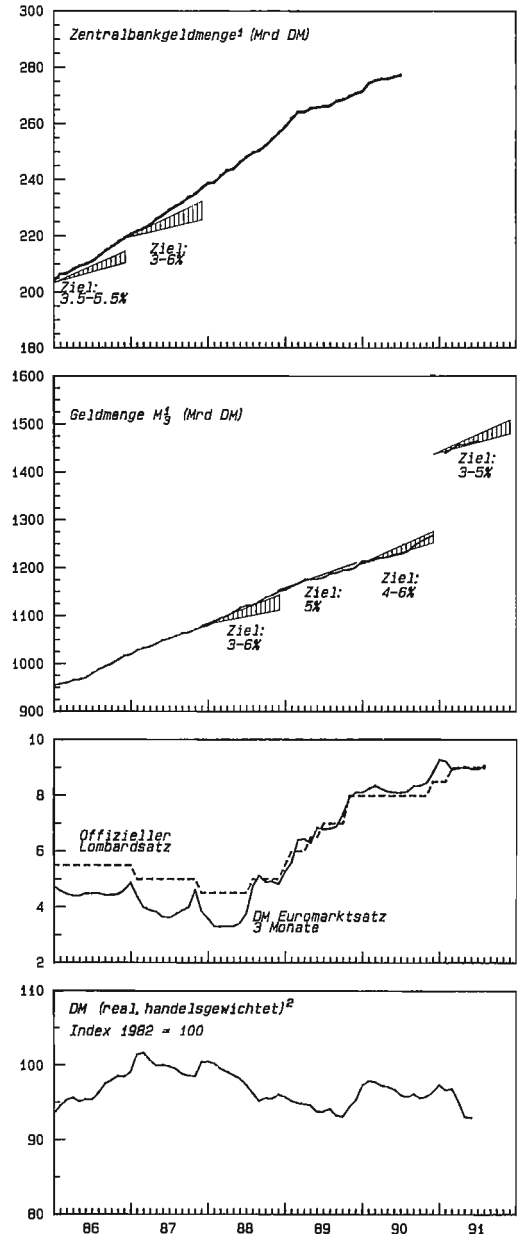
Die Geldmenge  $M_3$  nahm im zweiten Quartal nur langsam zu. Ihr Wachstum bewegte sich am unteren Rand des neuen, reduzierten Zielkorridors; im Juni lag  $M_3$  hochgerechnet um 3,4% über dem Niveau des vierten Quartals 1990. Das geringe Geldmengenwachstum ist vor allem darauf zurückzuführen, dass ostdeutsche Spareinlagen, die im Jahre 1990 auf D-Mark umgestellt wurden, nun zum Teil in höherverzinsliche Anlagen umgewandelt werden, die im Gegensatz zu den Sparguthaben nicht zur Geldmenge  $M_3$  zählen und den ostdeutschen Sparern früher nicht zur Verfügung standen.

## Frankreich

In Frankreich setzte sich die wirtschaftliche Abschwächung im ersten Quartal 1991 fort. Das reale Bruttoinlandprodukt stagnierte gegenüber dem Vorquartal und überschritt den Vorjahresstand nur noch um 1,0% (4. Quartal 1990: 1,9%). Während der private Konsum und die Bauinvestitionen noch leicht zunahmen, bildeten sich die Ausrüstungsinvestitionen und besonders die Exporte zurück.

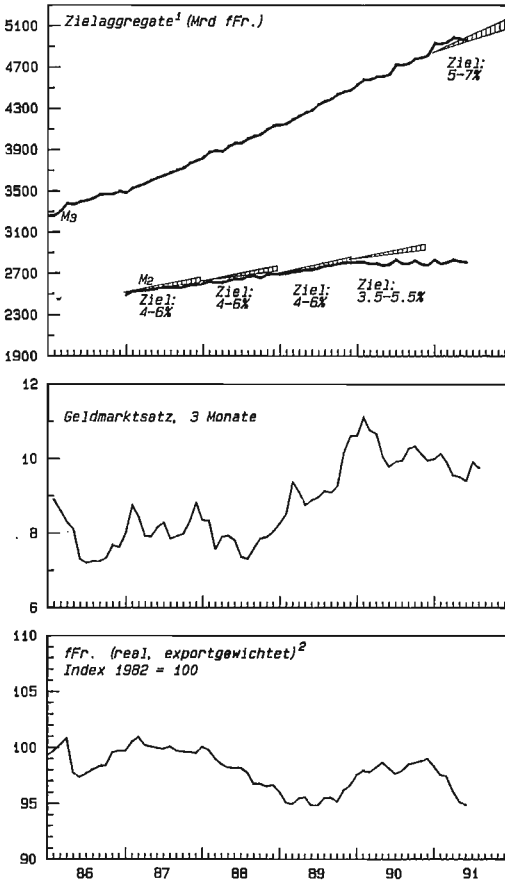
Im zweiten Quartal stieg der Index der industriellen Produktion, der während drei Quartalen zurückgegangen war, salsonbereinigt wieder leicht an. Insbesondere kam der Produktionseinbruch in der Automobilindustrie, der Mitte 1990 einge-

Grafik 5: Deutschland



<sup>1</sup> Saisonbereinigt; ab 1991: einschliesslich der neuen Bundesländer; Ziele: 4. Quartal gegenüber 4. Quartal des Vorjahres (Quelle: Deutsche Bundesbank)

<sup>2</sup> Quelle: OECD

**Grafik 6: Frankreich**

<sup>1</sup> Saisonbereinigt; Ziele: 4. Quartal gegenüber 4. Quartal des Vorjahres (Quelle: Banque de France)

<sup>2</sup> Quelle: OECD

setzt hatte, zum Stillstand. Aus den vorlaufenden Indikatoren lässt sich allerdings noch keine generelle Trendwende ablesen. Die Lagerbestände verharrten auf hohem Niveau, und die Produktionserwartungen waren nur wenig günstiger als in der Vorperiode. Gemäss einer im Mai vom nationalen Institut für Statistik und Volkswirtschaftliche Studien (INSEE) durchgeführten Umfrage beurteilten die Haushalte ihre Situation für das laufende Jahr weiterhin düster und hielten mit Anschaffungen zurück. Auch planen die Unternehmen geringere Investitionen als im Vorjahr.

Die Regierung revidierte ihre Wachstumsprognose von 2,7% auf 1,5%.

Infolge der konjunkturellen Abschwächung nahm die Arbeitslosigkeit weiter zu. Die Arbeitslosenquote, die im ersten Quartal 9,2% betragen hatte, stieg im zweiten Vierteljahr auf 9,4%.

Das Defizit der französischen Handelsbilanz betrug nach vorläufigen Angaben im zweiten Quartal 7,9 Mrd. FF, gegenüber 13,4 Mrd. FF im ersten Vierteljahr. Der Passivsaldo der Leistungsbilanz sank gemäss ersten Schätzungen auf 12,7 Mrd. FF, gegenüber 13,8 Mrd. FF im Vorquartal.

Obwohl die Jahresteuierung im zweiten Quartal auf 3,2% zurückging (1. Quartal: 3,4%) und die Wirtschaft weiterhin stagnierte, verzichtete die Banque de France darauf, ihre Leitzinsen zu senken. Der Interventionssatz am Geldmarkt (taux d'appel d'offres), der letztmals im März um einen viertel Prozentpunkt zurückgenommen worden war, betrug 9%. Der Pensionssatz für Schatzwechsel (taux des prises en pension), der im letzten November angepasst worden war, belief sich unverändert auf 10%. Der Dreimonats-Interbankensatz (TIOP), der im März 9,4% betragen hatte, stieg im Juni auf 9,7%.

Die Geldmenge M<sub>3</sub> lag im zweiten Quartal auf Jahresbasis hochgerechnet um 8,5% über dem Wert des vierten Quartals 1990. Damit verlangsamte sich das Wachstum; es lag aber weiterhin über dem für 1991 angestrebten Zielkorridor von 5–7%.

### Grossbritannien

Im ersten Halbjahr 1991 hielt die Rezession weiter an. Das reale Bruttoinlandprodukt nahm im ersten Quartal zum dritten Mal hintereinander gegenüber dem Vorquartal ab (–0,6%). Im Vergleich zur entsprechenden Vorjahresperiode sank es um 2,5%. Sowohl der private Konsum als auch die Bruttoinvestitionen gingen weiter zurück. Dies gilt ebenfalls für die Exporte, die gegenüber der Vorperiode um 3,3% abnahmen.

Im zweiten Quartal beeinträchtigte die wachsende Arbeitslosigkeit sowie die damit verbundene Arbeitsplatzunsicherheit zunehmend das Konsumklima. Die Einzelhandelsumsätze nah-

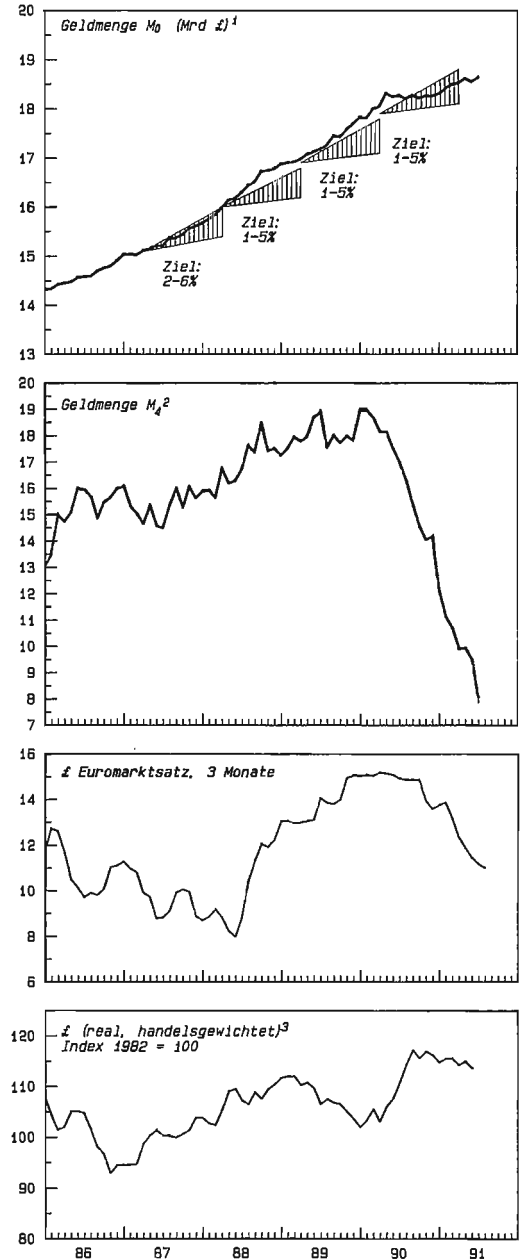
men real im zweiten Quartal um 0,9% ab und lagen um 1,9% unter dem Vorjahresniveau. Im April und Mai gingen insbesondere die Neuzulassungen von Personenwagen erneut deutlich zurück. Auch die Industrieproduktion liess keine Zeichen eines baldigen Konjunkturschwungs erkennen. Im zweiten Quartal ging sie um 1,3% zurück, und gemäss Umfragen meldeten nur noch ein Drittel der befragten Unternehmen eine volle Auslastung ihrer Produktionskapazitäten. Besonders ausgeprägt blieb die Rezession in der Baubranche.

Die Stärke des derzeitigen Abschwungs äussert sich auch in der seit Jahresbeginn von Monat zu Monat steigenden Arbeitslosenquote. Im zweiten Quartal betrug sie saisonbereinigt 7,9%, nachdem sie in der Vorperiode bei 7% und vor Jahresfrist noch bei 5,7% gelegen hatte. Ende Juni waren bei den Arbeitsämtern 2,3 Mio. Arbeitslose registriert.

In der ersten Jahreshälfte halbierte sich das Handelsbilanzdefizit gegenüber der Vorjahresperiode nach vorläufigen Berechnungen saisonbereinigt von 11,2 Mrd. Pfund auf 5,0 Mrd. Pfund. Obwohl auch die Exporte nominal abnahmen, erklärt sich der beträchtliche Rückgang des Passivsaldo primär mit den stark rückläufigen Importen. Die erfahrungsgemäss mit einem Überschuss abschliessende Dienstleistungsbilanz trug zusätzlich dazu bei, dass das Leistungsbilanzdefizit im Vergleich zur entsprechenden Vorjahresperiode markant zurückging. Gemäss ersten Schätzungen betrug es 3,5 Mrd. Pfund. Der von der britischen Regierung für das ganze Jahr 1991 prognostizierte Fehlbetrag von 6 Mrd. Pfund dürfte jedoch überschritten werden.

Die am Detailhandelspreisindex gemessene Teuerung ging im zweiten Quartal stark zurück. Die Jahresteuerung sank von durchschnittlich 8,7% im ersten Quartal in den Monaten April bis Juni auf 6%. Dieser drastische Rückgang ist im wesentlichen auf die Herabsetzung der Kopfsteuer (Poll Tax) per 1. April 1991 zurückzuführen. Da die Kopfsteuer ein Jahr zuvor eingeführt worden war, wurde ausserdem ein Basiseffekt wirksam. Schliesslich trug auch der Rückgang der Hypothekarzinsen zur Abnahme der Teuerung bei.

**Grafik 7: Grossbritannien**



<sup>1</sup> Saisonbereinigt; Ziel: April bis März des folgenden Jahres (Quelle: Bank of England)

<sup>2</sup> Veränderung in % gegenüber Vorjahresperiode (Quelle: Bank of England)

<sup>3</sup> Quelle: OECD

Das Wachstum des eng definierten Geldmengenaggregats  $M_0$ , das sich hauptsächlich aus dem Notenumlauf und den Münzen zusammensetzt, verlangsamte sich weiter. Im zweiten Quartal lag  $M_0$  noch um 1,7% über dem Vorjahresniveau, gegenüber 2,9% im ersten Quartal. Das weit gefasste Geldmengenaggregat  $M_4$ , das sämtliche Einlagen bei den Banken und den Bausparkassen (building societies) umfasst, wuchs infolge der anhaltenden Rezession ebenfalls verlangsamt. Die durchschnittliche Jahreswachstumsrate von  $M_4$  sank von 10% im April auf 7,9% im Juni.

Angesichts der ausgeprägten Rezession lockerten die britischen Währungsbehörden ihre Geldpolitik weiter. Der Interventionssatz am Geldmarkt wurde in den Monaten Mai bis Juli zweimal gesenkt, so dass die Geschäftsbanken ihren Basiszinssatz, den sie erstklassigen Schuldern verrechnen, um je einen halben Prozentpunkt auf 11% zurücknahmen. Er liegt damit drei Prozentpunkte tiefer als zu Beginn des Jahres.

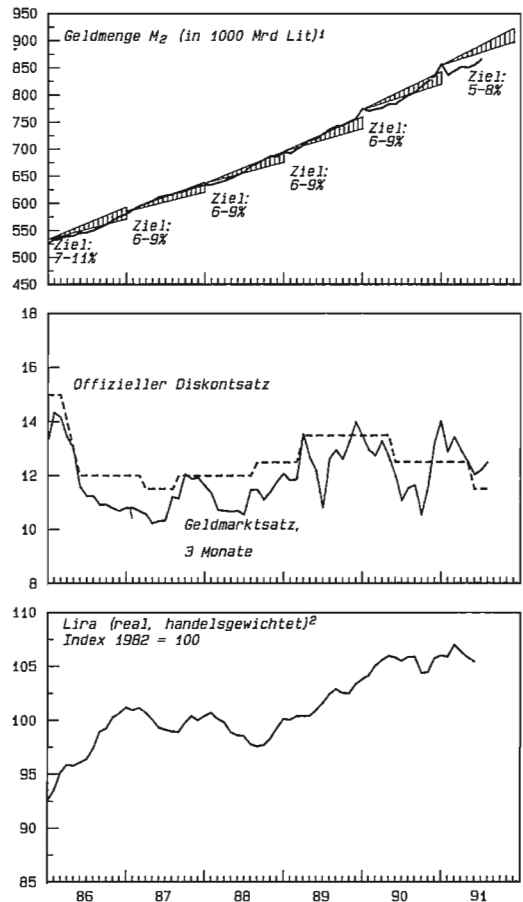
Trotz der tieferen Zinssätze tendierte das britische Pfund im zweiten Quartal innerhalb des Europäischen Währungssystems (EWS) weiterhin fest. Der Mittelkurs von 2,95 D-Mark pro Pfund wurde ausser in den beiden letzten Juniwochen fast immer überschritten. Die Schwankungen des Pfundkurses hielten sich jedoch innerhalb eines Bereichs von weniger als 2,25%, obschon die offiziell zugelassene Bandbreite immer noch 6% beträgt.

## Italien

Das Wirtschaftswachstum Italiens, das im letzten Jahr erheblich zurückgegangen war, blieb im ersten Quartal 1991 gering. Gemäss provisorischen Angaben überstieg das reale Bruttosozialprodukt den entsprechenden Vorjahreswert um 0,7% (4. Quartal 1990: +0,7%). Während der Konsum um 2,5% zunahm, gingen die Investitionen leicht zurück. Die Exporte wuchsen um 7,5%, die Importe um 3,9%.

Im zweiten Quartal bildeten sich die wichtigen Wirtschaftsindikatoren erneut zurück. Die Industrieproduktion lag um 2,4% unter dem Niveau der entsprechenden Vorjahresperiode. Die Auf-

**Grafik 8: Italien**



<sup>1</sup> Saisonbereinigt; Ziel: %-Veränderung Dezember gegenüber Dezember im Vorjahr (Quelle: Banca d'Italia)

<sup>2</sup> Quelle: OECD

tragsbestände nahmen wiederum ab, während die Lager auf hohem Niveau stagnierten. Die Arbeitslosigkeit ging saisonal bedingt von 11,3% im Januar auf 10,9% im April zurück und war damit gleich hoch wie vor Jahresfrist. Die am Konsumentenpreisindex gemessene Jahreststeuerung stieg weiter von 6,6% im ersten auf 6,8% im zweiten Quartal.

Die italienischen Ausfuhren nahmen im zweiten Quartal gegenüber dem ersten Vierteljahr nominal um 8,5%, die Einfuhren um 5,1% zu. Die Handelsbilanz schloss mit einem leicht tieferen Pas-

## Tabellen 1.1–1.4: Internationale Konjunktorentwicklung

### 1.1 Reales Bruttosozialprodukt (Veränderung in Prozent gegenüber Vorjahresperiode)

	1987	1988	1989	1990 <sup>a)</sup>	1990 <sup>a)</sup>					1991 <sup>a)</sup>	
					1. Q.	2. Q.	3. Q.	4. Q.	1. Q.	2. Q.	
USA	3,4	4,5	2,5	0,9	1,3	1,0	1,1	0,4	-0,7	-0,4	
Japan	4,3	6,3	4,7	5,6	5,4	6,9	5,4	4,8	5,9		
Westdeutschland	1,7	3,6	3,9	4,5	4,4	3,4	5,4	4,9	4,2	4,8	
Grossbritannien <sup>b)</sup>	4,6	4,6	2,2	1,1	1,8	2,6	0,6	-1,1	-2,5	-3,7	
Frankreich <sup>b)</sup>	2,2	3,6	3,7	2,8	2,4	2,1	3,0	1,9	1,0		
Italien <sup>b)</sup>	3,0	4,2	3,0	2,0	3,1	2,0	1,6	1,1	1,1		
Schweiz <sup>b)</sup>	2,3	3,0	3,1		3,2	3,0	3,0	1,4	-0,3	-0,5	

a) provisorisch

b) BIP

### 1.2 Konsumentenpreise (Veränderung in Prozent gegenüber Vorjahresperiode)

	1987	1988	1989	1990	1991		1991			
					1. Q.	2. Q.	April	Mai	Juni	Juli
USA	3,7	4,1	4,6	5,5	5,3	4,8	4,9	5,0	4,6	4,4
Japan	0,1	0,7	2,3	3,1	4,1	3,6	3,7	3,4	3,6	3,5
Westdeutschland	0,2	1,3	2,8	2,7	2,7	3,1	2,8	3,0	3,5	4,4
Grossbritannien	4,2	4,9	7,8	9,5	8,7	6,0	6,4	5,8	5,8	5,5
Frankreich	3,1	2,7	3,6	3,4	3,4	3,2	3,2	3,2	3,3	3,4
Italien	4,6	5,0	6,6	6,1	6,6	6,8	6,7	6,8	6,9	6,7
Schweiz	1,4	1,9	3,2	5,4	5,9	6,2	5,9	6,3	6,6	6,6

### 1.3 Arbeitslosigkeit (Arbeitslose in Prozent der Erwerbsbevölkerung, saisonbereinigt)

	1987	1988	1989	1990 <sup>a)</sup>	1991 <sup>a)</sup>		1991 <sup>a)</sup>			
					1. Q.	2. Q.	April	Mai	Juni	Juli
USA	6,2	5,5	5,2	5,5	6,5	6,8	6,6	6,9	7,0	6,8
Japan	2,8	2,5	2,3	2,1	2,1	2,1	2,1	2,0	2,1	
Westdeutschland <sup>b)</sup>	8,9	8,7	7,9	7,2	5,7	5,6	5,6	5,6	5,6	5,7
Grossbritannien <sup>c)</sup>	10,1	8,1	6,3	5,8	7,0	7,9	7,6	7,9	8,1	8,3
Frankreich	10,5	10,0	9,4	8,9	9,2	9,4	9,4	9,5	9,4	9,5
Italien <sup>c)</sup>	12,0	12,0	12,1	11,0	11,3	10,9	10,9	-	-	
Schweiz	0,8	0,7	0,6	0,6	0,9	1,1	1,1	1,2	1,2	

a) provisorisch b) in Prozent der abhängigen Erwerbspersonen c) ausgenommen Schulabgänger d) erster Monat des Quartals

### 1.4 Leistungsbilanz (Ertragsbilanz; Saldo in Mrd. US-Dollar, saisonbereinigt)

	1987	1988	1989	1990 <sup>a)</sup>	1990 <sup>a)</sup>				1991 <sup>a)</sup>	
					1. Q.	2. Q.	3. Q.	4. Q.	1. Q.	2. Q.
USA	-154,0	-135,3	-105,9	-94,4	-21,7	-21,8	-23,1	-27,8	10,5	3,0
Japan	87,0	79,6	57,2	33,7	12,4	7,9	7,0	6,4	17,8	20,3
Westdeutschland <sup>b)</sup>	46,1	50,3	55,4	44,7	16,4	11,2	12,4	4,5	-6,9	-5,8
Grossbritannien	-7,1	-26,7	-31,2	-23,9	-8,6	-8,5	-3,6	-3,2	-5,0	-1,6
Frankreich	-4,4	-3,5	-4,6	-8,4	0,3	-2,0	-2,9	-2,3	-2,6	-2,1
Italien	-1,1	-5,8	-10,6	14,5	-3,8	-4,3	-1,6	-4,8		
Schweiz <sup>c)</sup>	7,6	9,0	7,0	8,6	2,7	1,6	1,8	2,6	3,8	1,7

a) provisorisch b) ab 3. Quartal 1990 einschl. Transaktionen der neuen Bundesländer mit dem Ausland

c) nicht saisonbereinigt, 1989/1990 wurden revidiert

sivsaldo von 5125 Mrd. Lire ab. Insgesamt fiel das Defizit im ersten Halbjahr 1991 mit 11 597 Mrd. Lire etwas höher aus als ein Jahr zuvor. Das Leistungsbilanzdefizit übertraf in den ersten fünf Monaten des Jahres 1991 mit 21 152 Mrd. Lire den entsprechenden Vorjahreswert deutlich.

In der ersten Jahreshälfte blieben die Steuereinnahmen des Staates stark hinter den budgetierten Werten zurück. Zudem konnte das Ausgabenwachstum nicht gebremst werden. Das staatliche Defizit wird deshalb weit höher ausfallen als geplant und den letztjährigen Passivsaldo von 145 000 Mrd. Lire übertreffen.

Im zweiten Quartal lockerte die Banca d'Italia den Restriktionsgrad ihrer Geldpolitik vorsichtig und senkte den Diskontsatz am 13. Mai 1991 von 12,5% auf 11,5%. Die Rendite zwölfmonatiger Schatzwechsel (BoT) sank von 10,7% Ende März auf 10,3% Ende Juni. Die Geldmenge  $M_2$  wuchs weniger stark als im Vorquartal. Der auf Jahresbasis hochgerechnete Anstieg von 8,1% lag allerdings immer noch leicht oberhalb des angestrebten Zielkorridors von 5–8%.

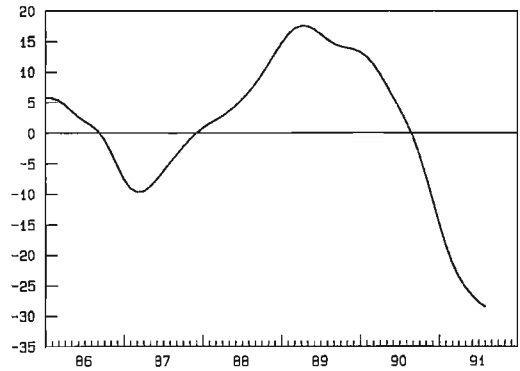
**C. Die Wirtschafts- und Währungslage in der Schweiz**

**1. Der realwirtschaftliche Bereich**

**Bruttoinlandprodukt und Industrieproduktion**

Die konjunkturelle Abkühlung setzte sich in der Schweiz auch im zweiten Quartal 1991 fort. Das reale Bruttoinlandprodukt sank gegenüber der entsprechenden Vorjahresperiode mit -0,5% nur geringfügig stärker als im Vorquartal (-0,3%). Während die privaten Konsumausgaben – vor allem dank den Dienstleistungsausgaben – noch leicht wuchsen, sanken die Anlageinvestitionen stark. Die Bauinvestitionen lagen angesichts des kräftigen Rückgangs der privaten Bautätigkeit wiederum deutlich unter dem Vorjahresniveau, nachdem sie bereits in der Vorperiode kräftig zurückgegangen waren. Aber auch die Ausrüstungsinvestitionen bildeten sich weiter zurück; die Abnahme fiel sogar leicht stärker aus als in der Vorperiode. Die Güterexporte nahmen wegen der rückläufigen Investitionsgüterausfuhren nur

**Grafik 9: Geschäftsgang in der Industrie<sup>1</sup>**

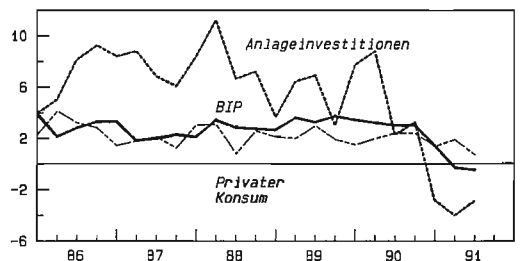


<sup>1</sup> Geglättet; beim «Geschäftsgang» in der Industrie handelt es sich um einen Sammelindikator, der sich aus vier Einzelgrößen – Bestellungsingang und Produktion im Vorjahresvergleich sowie Beurteilungen des Auftragsbestandes und der Fertigfabrikatelager – zusammensetzt  
Quelle: KOF-ETH, Konjunkturtest

geringfügig zu. Die Dienstleistungsexporte sanken infolge der tieferen Einnahmen aus dem Fremdenverkehr leicht, während die Kommissionseinnahmen der Banken deutlich über dem Vorjahreswert lagen.

Die Produktion wurde nicht weiter gedrosselt. Gemessen am Index der industriellen Produktion nahm sie sogar um 1% gegenüber der entsprechenden Vorjahresperiode zu. Die Kapazitätsauslastung in der Industrie ging jedoch angesichts zusätzlicher technischer Kapazitäten im Vergleich zum Vorquartal um 1,4% auf 83,6% zu-

**Grafik 10: Reales Bruttoinlandprodukt<sup>1</sup>**



<sup>1</sup> Veränderung in % gegenüber der entsprechenden Vorjahresperiode  
Quelle: Bundesamt für Konjunkturfragen

rück. So tief war sie zuletzt im Jahre 1984 ausgewiesen worden. Die Zahl der Beschäftigten wurde weiter abgebaut, während der Überstundenanteil bei 2% verharrte. Wie die Umfrage der KOF-ETH ergab, beurteilen die Industrieunternehmen die Kapazitäten immer noch als zu hoch. Die Ertragslage verschlechterte sich gegenüber dem Vorquartal erneut. Für höhere Verkaufspreise sehen die befragten Unternehmer wenig Spielraum.

Die Ergebnisse des Konjunkturtests der KOF-ETH in der Industrie vom Monat Juli weisen darauf hin, dass in den kommenden Monaten noch keine wesentliche Belebung bevorsteht. Der Indikator «Geschäftsgang» stieg leicht, nachdem er im ersten Quartal 1991 noch auf ein Niveau gesunken war, das letztmals im Jahre 1982 beobachtet wurde. Der Bestellungseingang aus dem In- und Ausland nahm nicht mehr weiter ab, und der Auftragsbestand stieg geringfügig. Die Lager blieben hoch. Die befragten Unternehmer erwarten einen etwas besseren Geschäftsverlauf in den nächsten drei Monaten.

### Privater Konsum

Wachstumsimpulse gingen im zweiten Quartal 1991 im wesentlichen nur noch vom privaten Konsum aus. Er wuchs jedoch mit 0,7% gegenüber der Vorjahresperiode schwächer (1. Quartal 1991: 1,9%). Im Bereich des Güterkonsums – im Gegen-

satz zum Dienstleistungskonsum – mehrten sich die Zeichen einer Stagnation.

Die Detailhandelsumsätze gingen gegenüber der Vorjahresperiode real um 1,2% zurück (1. Quartal 1991: + 0,9%). Die Umsätze bei den Nahrungs- und Genussmitteln sanken, nachdem sie in den zwei vorhergehenden Quartalen kräftig gewachsen waren. Die Ausgaben für Bekleidungsartikel und Textilwaren schrumpften weniger stark als im Vorquartal, während die Umsätze von dauerhaften Konsumgütern im gleichen Ausmass zurückgingen. Der Absatz von Personewagen lag unter dem Vorjahresergebnis. Im Dienstleistungssektor übertraf der Binnentourismus das hohe Vorjahresniveau. Die Zahl der Hotelübernachtungen von Inländern stieg um 0,4%, nach 5,7% im ersten Quartal.

Der vom Bundesamt für Konjunkturfragen (BfK) im Juli erhobene Konsumentenstimmungsindex sank gegenüber der Vorerhebung überaus kräftig. Der tiefe Stand von -32 Punkten (April 1991: -27) deutet darauf hin, dass sich in naher Zukunft die Nachfrage kaum beleben wird. Die Konsumenten rechnen für die kommenden Monate mit einer wesentlich schwächeren Wirtschaftsentwicklung. Sie sind der Meinung, ihre finanzielle Lage habe sich verschlechtert und betrachten den Zeitpunkt für grössere Anschaffungen als ungünstig.

**Tabelle 2: Investitionstätigkeit** (Veränderung in Prozent gegenüber Vorjahresperiode)

	1987	1988	1989	1990	1990				1991	
					1. Q.	2. Q.	3. Q.	4. Q.	1. Q.	2. Q.
Import von Investitionsgütern, real <sup>1</sup>	10,0	-	5,7	3,0	12,0	2,4	7,4	-7,3	-5,9	0,0
Baubewilligte Wohnungen <sup>2</sup>	-13,2	7,5	-0,1	-9,1	6,6	-31,0	-18,0	-17,5	-9,1	2,6
Neuerstellte Wohnungen <sup>2</sup>	-16,3	2,1	-11,9	-3,1	-6,9	-7,8	-4,6	3,0	5,6	22,8
Auftragsbestand im Bauhauptgewerbe, nominal										
Total	17,0	18,0	12,0	2,0	3,0	4,0	-2,0	2,0	-3,0	-5,0
Privater Bau	17,0	15,0	12,0	-1,0	0,0	2,0	3,0	-8,0	-12,0	-12,0
Öffentlicher Bau	16,0	21,0	14,0	7,0	8,0	6,0	-2,0	16,0	11,0	2,0
Bauteuerung <sup>3</sup>	0,6	3,9	3,8	5,8	4,8	5,8	5,8	5,8	5,8	7,2

<sup>1</sup> Wegen der Revision der Zollstatistik sind 1988 keine vergleichbaren Werte für den Aussenhandel nach Verwendungszweck verfügbar

<sup>2</sup> in 96 Städten

<sup>3</sup> gewichteter Produktionskostenindex des SVB

### Investitionen

Die Anlageinvestitionen gingen im zweiten Quartal 1991 kräftig zurück. Sie sanken gegenüber der Vorjahresperiode real um 2,9%. Die ungünstige Wirtschaftsentwicklung hatte schon im ersten Quartal zu einer markanten Verringerung geführt (1. Quartal 1991: -4,0%).

Die Bauinvestitionen nahmen im zweiten Quartal gegenüber dem Vorjahresquartal real um 3,0% (1. Quartal 1991: -5,4%) ab. Im Gegensatz zum Vorquartal ging vom öffentlichen Bau keine stützende Wirkung mehr aus. Die Lage im privaten Bau verschlechterte sich weiter. Laut Umfrage des Schweizerischen Baumeisterverbandes (SBV) von Anfang Juli ging der Gesamtarbeitsvorrat in der Bauindustrie gegenüber dem Vorjahresniveau real um rund 13% zurück (April 1991: -8%). Im privaten Bau verringerte sich der Auftragsbestand um 19%. Sowohl der Wohnungsbau wie auch der übrige Hochbau wird von den hohen Zinsen und vom kühleren Konjunkturklima in Mitteleuropa gezogen; der Arbeitsvorrat sank mit 23% bzw. 21% erneut markant. Im öffentlichen Bau nahm der Auftragsbestand – nach zwei Quartalen mit hohen Zuwachsraten – um 5% ab.

Die Ausrüstungsinvestitionen sanken im zweiten Quartal gegenüber dem Vorjahresquartal real um 2,6% (1. Quartal 1991: -2,2%). Die Ergebnisse der

Umfrage des Vereins Schweizerischer Maschinenindustrieller (VSM) von Ende August untermauern die Annahme, dass in den kommenden Monaten bei den Ausrüstungsinvestitionen mit einem noch schlechteren Ergebnis zu rechnen sein wird. Der Arbeitsvorrat der befragten Unternehmungen ging auch im zweiten Quartal und damit zum vierten aufeinanderfolgenden Mal zurück. Er betrug noch 5,7 Monate (1. Quartal 1991: 5,8 Monate). Während die Bestellungseingänge aus dem Ausland erneut leicht abnahmen, sanken jene aus dem Inland kräftig.

### Aussenhandel und Ertragsbilanz

Der schweizerische Aussenhandel spiegelte auch im zweiten Quartal 1991 die schwächere in- und ausländische Konjunkturentwicklung. Gemäss Angaben der Oberzolldirektion lagen die Güterexporte (ohne Edelmetalle) zwar wertmässig mit 1,5% und real mit 0,2% über den Vergleichswerten des Vorjahres. Infolge des deutlichen Rückgangs der Warenausfuhren im ersten Quartal (-2,8% bzw. -3,9%) sanken sie im ersten Halbjahr jedoch unter das entsprechende Vorjahresniveau (nominell: -0,7%, real: -1,8%). Ähnlich verlief die Entwicklung bei den Wareneinfuhren. Die Güterimporte (ohne Edelmetalle) nahmen im zweiten Quartal gegenüber der Vorjahresperiode

**Tabelle 3: Aussenhandel<sup>1</sup>** (Veränderung in Prozent gegenüber Vorjahresperiode)

	1987	1988 <sup>a)</sup>	1989	1990 <sup>b)</sup>	1990 <sup>b)</sup>				1991 <sup>b)</sup>	
					1. Q.	2. Q.	3. Q.	4. Q.	1. Q.	2. Q.
<b>Reale Ausfuhr</b>	1,5	7,0	5,2	4,5	10,2	2,6	5,7	0,8	-3,9	0,2
davon: Rohstoffe u. Halbfabr.	1,6	-	4,3	1,9	6,5	-2,5	4,6	-0,5	-2,9	2,2
Investitionsgüter	1,6	-	5,5	5,1	10,4	4,2	7,2	1,1	-5,1	-3,1
Konsumgüter	1,7	-	5,9	6,3	14,1	6,3	4,8	1,3	-3,7	1,8
Ausfuhrpreise	-1,1	-	6,4	1,0	2,7	1,3	0,0	-0,2	1,1	1,3
<b>Reale Einfuhr</b>	6,4	5,2	5,3	2,7	7,0	2,2	5,7	-3,1	-4,0	-0,3
davon: Rohstoffe u. Halbfabr.	3,2	-	6,7	1,8	5,4	1,7	1,9	-0,5	-4,9	-3,7
Investitionsgüter	10,0	-	5,7	3,0	12,0	2,4	7,4	-7,3	-5,9	0,0
Konsumgüter	8,1	-	4,6	2,7	4,9	1,2	6,4	-1,3	-2,2	3,5
Einfuhrpreise	-4,2	-	8,5	-0,7	4,6	-2,3	-3,8	-1,7	-3,5	-0,3

<sup>1</sup> Alle Angaben beziehen sich auf Index II, der Edelmetalle, Edel- und Schmucksteine sowie Kunstgegenstände und Antiquitäten ausschliesst

<sup>a)</sup> Schätzungen des Bundesamtes für Konjunkturfragen (BfK). Wegen der Revision der Zollstatistik sind 1988 vorläufig keine vergleichbaren Werte für den Aussenhandel nach Verwendungszweck verfügbar.

<sup>b)</sup> provisorische Werte



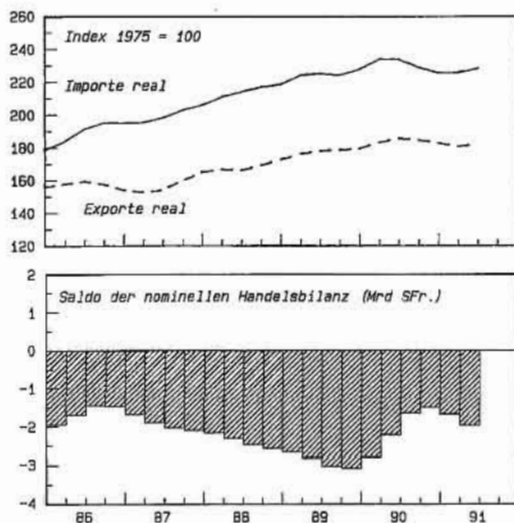
nominell und real (-0,7% bzw. -0,3%) deutlich weniger stark ab als im ersten Quartal (-7,3% bzw. -4,0%). Im zweiten Quartal konnten die Ausfuhrpreise gemessen am Mittelwertindex leicht erhöht werden, während die importierten Güter erneut billiger wurden.

Der Rückgang der Investitionsgüterausfuhren setzte sich fort. Dabei erlitt der Absatz von Textil- und Metallbearbeitungsmaschinen wiederum kräftige Einbussen. Die Konsumgüterausfuhren nahmen zu, nachdem sie im Vorquartal deutlich zurückgegangen waren. Während die chemische Industrie, die Nahrungs- und Genussmittelindustrie sowie die Bekleidungsindustrie deutlich mehr ausführten, setzte sich der Exportrückgang bei der Uhren-, der Textil- und Schuhindustrie fort.

Die nominellen Ausfuhren nach den Ländern der Europäischen Gemeinschaft wuchsen kräftiger als im Vorquartal. Mit Ausnahme von Italien, Grossbritannien und Griechenland nahmen die Exporte in alle EG-Staaten zu. Rund ein Viertel der schweizerischen Exporte gingen wiederum nach Deutschland. Mit einer Zunahme von 9,4% (1. Quartal: 8,4%) trugen diese Lieferungen wesentlich zum Ausfuhrwachstum bei. Der Absatz in die EFTA-Länder, rund sieben Prozent der schweizerischen Exporte, ging erneut zurück. Die Lieferungen in die aussereuropäischen OECD-Länder nahmen weniger stark ab als im Vorquartal. Die Exporte in die Vereinigten Staaten verharrten auf dem Vorjahresniveau. In Japan wurden weniger Güter abgesetzt, nachdem sich das Wachstum bereits im ersten Quartal deutlich abgeschwächt hatte. Die schweizerischen Lieferungen in die Nicht-OECD-Länder nahmen weiter ab, jedoch war der Rückgang weniger ausgeprägt als im ersten Quartal. Vor allem wurden deutlich weniger Güter in die erdölexportierenden Staaten ausgeführt.

Im zweiten Quartal betraf der leichte Rückgang der realen Einfuhren vor allem die Rohstoffe und Halbfabrikate. Das Volumen an eingeführten Investitionsgütern verharrte gegenüber der Vorjahresperiode zwar auf unverändert hohem Niveau. Dies spiegelte jedoch einen starken Anstieg der Flugzeugimporte, während die Einfuhr von Maschinen und Apparaten schrumpfte. Auch die Importe von Energieträgern sanken. Die Konsum-

**Grafik 11: Aussenhandel<sup>1</sup>**



<sup>1</sup> Saisonbereinigt und geglättet

Quelle: Eidgenössische Oberzolldirektion, Bundesamt für Konjunkturfragen (reale Entwicklung ab 1. Quartal 1988)

güter wiesen als einzige Warengruppe eine positive Veränderungsrate auf. Dabei nahmen vor allem die Importe von nichtdauerhaften Gütern zu.

Wie bereits im Vorquartal gingen die Güterimporte aus den EG- und EFTA-Ländern zurück. Dagegen nahmen die Einfuhren aus den Vereinigten Staaten angesichts der importierten Flugzeuge markant zu, während sie aus den übrigen aussereuropäischen OECD-Ländern ebenfalls rückläufig waren.

Im zweiten Quartal lag das Aussenhandelsdefizit (alle Warenkategorien gemäss Index I des Spezialhandels) mit 2,7 Mrd. Franken leicht über dem Niveau der Vorjahresperiode. Die Warenexporte verringerten sich auf 22,3 Mrd., während die Warenimporte auf 25 Mrd. Franken zunahmen.

Die Einnahmen und Ausgaben aus dem Fremdenverkehr lagen unter dem Vorjahreswert. Der Börsenaufschwung führte dazu, dass die Kommissionseinnahmen der Banken im Vergleich zum entsprechenden Vorjahresquartal mit 7% deutlich stiegen. Auch die Erträge der Banken aus dem Kreditgeschäft mit dem Ausland übertrafen das

Resultat der Vorjahresperiode. Dagegen waren die Einnahmen der Nichtbanken aus den Treuhandanlagen infolge tieferer Zinssätze rückläufig, obwohl der Bestand der Treuhandanlagen über dem Vorjahresniveau lag. Das Wachstum

der Arbeitseinkommen, die ins Ausland flossen, flachte sich ab, weil die Zahl der in der Schweiz beschäftigten ausländischen Grenzgänger nicht mehr im gleichen Ausmass zunahm wie im Vorjahr.

**Tabelle 4: Ertragsbilanz<sup>1</sup>**

	1988	1989 <sup>a)</sup>	1990 <sup>a)</sup>	1990 <sup>a)</sup>				1991 <sup>b)</sup>	
				1. Q.	2. Q.	3. Q.	4. Q.	1. Q.	2. Q.
<b>Total Einnahmen</b>	<b>132,5</b>	<b>153,2</b>	<b>160,9</b>	<b>40,7</b>	<b>40,6</b>	<b>40,2</b>	<b>39,3</b>	<b>40,5</b>	<b>41,3</b>
Warenexporte	76,5	87,0	91,1	23,3	23,1	21,3	23,4	21,9	23,1
<i>Spezialhandel (Index I)</i>	<i>74,1</i>	<i>84,3</i>	<i>88,3</i>	<i>22,6</i>	<i>22,4</i>	<i>20,6</i>	<i>22,7</i>	<i>21,2</i>	<i>22,3</i>
<i>Übrige Warenexporte<sup>2</sup></i>	<i>2,4</i>	<i>2,7</i>	<i>2,8</i>	<i>0,7</i>	<i>0,7</i>	<i>0,7</i>	<i>0,7</i>	<i>0,8</i>	<i>0,7</i>
Dienstleistungsexporte	21,5	23,7	24,0	6,0	5,9	7,5	4,6	6,4	6,1
Arbeits- und Kapitaleinkommen aus dem Ausland	31,5	39,6	42,5	10,5	10,8	10,7	10,5	11,3	11,4
Unentgeltliche Übertragungen aus dem Ausland	3,0	3,1	3,3	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	0,9
<b>Total Ausgaben</b>	<b>119,3</b>	<b>141,7</b>	<b>148,9</b>	<b>36,7</b>	<b>38,2</b>	<b>37,9</b>	<b>36,1</b>	<b>35,6</b>	<b>39,1</b>
Warenimporte	85,4	98,7	100,6	26,5	25,9	23,6	24,7	24,5	26,0
<i>Spezialhandel (Index I)</i>	<i>82,4</i>	<i>95,2</i>	<i>96,6</i>	<i>25,4</i>	<i>24,9</i>	<i>22,6</i>	<i>23,6</i>	<i>23,5</i>	<i>25,0</i>
<i>Übrige Warenimporte<sup>2</sup></i>	<i>3,0</i>	<i>3,4</i>	<i>4,0</i>	<i>1,1</i>	<i>1,0</i>	<i>0,9</i>	<i>1,0</i>	<i>1,0</i>	<i>1,0</i>
Dienstleistungsimporte	11,4	12,4	12,9	1,8	3,4	5,2	2,5	1,9	3,6
Arbeits- und Kapitaleinkommen an das Ausland	17,0	24,8	28,8	6,9	7,3	7,3	7,3	7,6	7,6
Unentgeltliche Übertragungen an das Ausland	5,5	5,9	6,5	1,5	1,7	1,7	1,6	1,6	1,8
<b>Saldo der Ertragsbilanz</b>	<b>13,2</b>	<b>11,5</b>	<b>12,0</b>	<b>4,0</b>	<b>2,3</b>	<b>2,4</b>	<b>3,3</b>	<b>4,9</b>	<b>2,2</b>

<sup>1</sup> in Mrd. Franken, Differenzen in den Summen durch Runden der Zahlen

<sup>2</sup> inklusive elektrische Energie

<sup>a)</sup> revidiert

<sup>b)</sup> vorläufige Schätzung

Quellen: Schweizerische Nationalbank, Eidgenössische Oberzolldirektion und Kommission für Konjunkturfragen

**Tabelle 5: Beschäftigung und Arbeitsmarkt (nicht saisonbereinigt)**

	1988	1989	1990	1990				1991			1991			
				1. Q.	2. Q.	3. Q.	4. Q.	1. Q.	2. Q.	April	Mai	Juni	Juli	
Index der Beschäftigten <sup>1</sup>	1,3	1,2	1,2	1,7	1,4	1,3	1,2	0,4	0,0	–				
Arbeitslosenquote <sup>2,3</sup>	0,6	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,6	0,9	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,1
Ganzarbeitslose <sup>3</sup>	19 524	15 133	15 980	15 937	14 030	14 426	19 527	27 521	30 949	30 158	31 297	31 393	33 367	
Kurzarbeiter <sup>3</sup>	3 947	603	671	472	432	312	1 473	9 137	21 888	20 206	22 468	22 991	15 096	
Offene Vollzeitstellen <sup>3</sup>	13 552	17 007	16 711	18 029	18 460	16 764	14 181	11 600	10 620	11 129	10 452	10 278	10 173	

<sup>1</sup> Veränderung in Prozent gegenüber Vorjahresperiode

<sup>2</sup> Summe der Ganzarbeitslosen in Prozent der erwerbsfähigen Wohnbevölkerung gemäss Volkszählung 1980 (3 091 694 Erwerbspersonen)

<sup>3</sup> Jahres- und Quartalswerte sind Durchschnitte aus Monatswerten

Quellen: Die Volkswirtschaft, BIGA

Die Einnahmen in der Ertragsbilanz erhöhten sich um 0,7 Mrd. auf 41,3 Mrd. Franken, während die Ausgaben um 0,9 Mrd. auf 39,1 Mrd. Franken zunahmen. Der Aktivsaldo betrug im zweiten Quartal 1991 2,2 Mrd. gegenüber 2,3 Mrd. Franken in der entsprechenden Vorjahresperiode. Im ersten Halbjahr erreichte der Überschuss 7,1 Mrd. Franken (1. Halbjahr 1990: 6,3 Mrd. Franken).

### Beschäftigung und Arbeitsmarkt

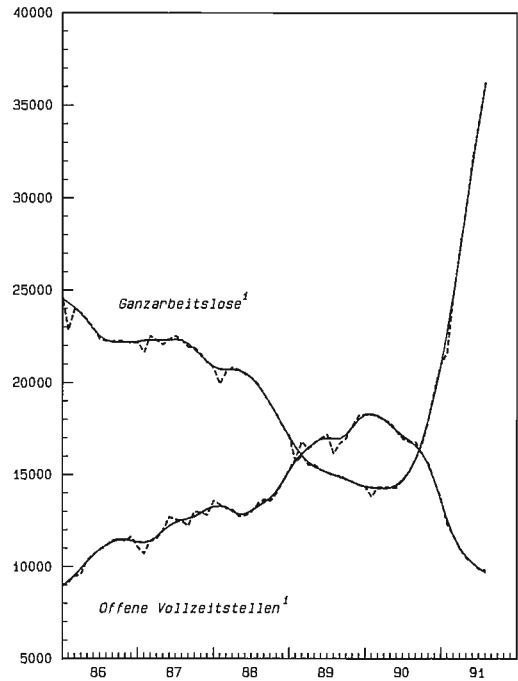
Die Beschäftigung verharrte im zweiten Quartal 1991 auf dem Vorjahresniveau, nachdem sie bereits in der Vorperiode nur noch um 0,4% gestiegen war. In der Industrie sank die Beschäftigung um 1,0%, und im Dienstleistungssektor expandierte sie mit 0,9% schwächer als im Vorquartal; dabei nahm die Zahl der Beschäftigten vor allem in der öffentlichen Verwaltung, bei PTT und SBB sowie bei den Versicherungen überdurchschnittlich zu. Die Zahl der Arbeitskräfte im Baugewerbe schrumpfte weiter (-2,3%). Das Ausbaugewerbe war vom Rückgang nun gleichermassen betroffen wie das Bauhauptgewerbe, das die Konjunkturlaute im Vorquartal deutlich stärker gespürt hatte.

Die Zahl der erwerbstätigen Ausländer, die im ersten Quartal 1991 noch im selben Ausmass gestiegen war wie in der entsprechenden Vorjahresperiode, nahm im zweiten Quartal wesentlich schwächer zu. Vor allem die Zahl der erwerbstätigen Saisoniers sank markant unter das Vorjahresniveau, während diejenige der Grenzgänger immer noch deutlich wuchs.

Auf saisonbereinigter Basis stieg die Arbeitslosenquote von 0,9% im Vorquartal auf 1,1%, da die Zahl der Arbeitslosen unvermindert stark wuchs und auf durchschnittlich 35 250 (1. Quartal 1991: 27 835) stieg. Die Zahl der bei den Arbeitsämtern gemeldeten offenen Stellen ging saisonbereinigt nur leicht zurück und betrug durchschnittlich 10 641 (1. Quartal 1991: 12 088).

Die Kurzarbeit nahm im zweiten Quartal weiter zu und betraf durchschnittlich 21 888 Arbeitnehmer. Gegenüber dem Vorquartal bedeutet dies mehr als eine Verdoppelung (1. Quartal 1991: 9 137). Von der Kurzarbeit waren mit rund zwei Dritteln aller

**Grafik 12: Arbeitsmarkt**



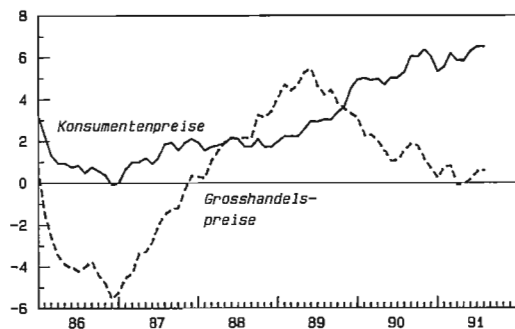
<sup>1</sup> Saisonbereinigt und geglättet

Quelle: Bundesamt für Industrie, Gewerbe und Arbeit

ausgefallenen Arbeitsstunden vor allem die Maschinen-, die Textil- und die Metallindustrie betroffen.

### Preise

Der Landesindex der Konsumentenpreise lag im zweiten Quartal 1991 um 6,3% über dem Vorjahreswert, verglichen mit 5,9% im ersten Quartal. Die höheren Wohnungsmieten, die Tarifanpassungen bei den SBB sowie die witterungsbedingten Preiserhöhungen bei den Nahrungsmitteln führten zu einem erneuten Anstieg der Inlandteuerung (6,9%). Die Auslandssteigerung brachte nur eine geringe Entlastung; sie erhöhte sich im zweiten Quartal auf 4,3% (1. Quartal: 3,9%). Als Folge der Höherbewertung des amerikanischen Dollars verlangsamte sich insbesondere der Rückgang der Heizölpreise. Im Juni lagen die Preise für flüssige Brennstoffe immer noch knapp 20% über denjenigen des Vorjahres.

**Grafik 13: Preisentwicklung<sup>1</sup>**

<sup>1</sup> Veränderung in % gegenüber dem entsprechenden Vorjahresmonat

Quelle: Bundesamt für Statistik

Die Gruppenindizes Miete (10,3%), Heizung und Beleuchtung (8,5%) sowie Bildung und Erholung (6,4%) nahmen gegenüber dem entsprechenden Vorjahresquartal am stärksten zu. Die Bedarfs-

gruppe Bekleidung verzeichnete mit 4,0% den geringsten Preisanstieg.

Die Teuerung wird im dritten Quartal hoch bleiben. Im Juli lag der Landesindex der Konsumentenpreise um 6,6%, im August noch um 6,0% über dem Vorjahreswert. Die Früchtepreise waren – trotz eines Rückganges – immer noch deutlich höher als vor Jahresfrist. Die vierteljährlich erfassten Spitaltaxen wurden angesichts des bestehenden Kostendrucks erneut angehoben. Allein in den öffentlichen Spitälern des Kantons Zürich stiegen die Spitaltaxen im Juli um 19%. Im August ergab sich wegen eines Basiseffekts – die Preise von Erdölprodukten waren im Vorjahresmonat wegen der Golfkrise in die Höhe geschneit – eine leichte Abnahme bei der Jahresteuern.

Der Grosshandelspreisindex wies im zweiten Quartal 1991 eine Jahresteuern von 0,2% aus; die Preissteigerungsrate geht seit dem vierten Quartal 1990 tendenziell zurück. Die Preise für

**Tabelle 6: Die saisonbereinigte Notenbankgeldmenge und ihre Komponenten**

	Noten- umlauf <sup>1</sup>	Verände- rung in % <sup>2</sup>	Girogut- haben <sup>1</sup>	Verände- rung in % <sup>2</sup>	NBGM <sup>1,3</sup>	Saison- faktoren	SBNBGM <sup>1,4</sup>	Verände- rung in % <sup>2</sup>
1986	23 951	2,6	8 297	2,5	32 248	0,999	32 270	1,7
1987	24 785	4,0	8 647	4,5	33 432	1,001	33 403	4,9
1988	25 819	4,3	5 667	-54,0	31 486	0,999	31 521	-11,0
1989	26 438	0,1	3 487	-23,9	29 925	1,001	29 910	-2,4 <sup>5</sup>
1990	25 880	-1,2	3 018	-6,5	28 898	0,999	28 934	-2,6
1990 3. Q.	25 438	-2,6	3 045	-7,9	28 482	0,988	28 838	-3,3
4. Q.	26 302	-1,2	2 970	-6,5	29 272	1,016	28 809	-2,6
1991 1. Q.	26 490	1,3	3 062	-0,1	29 552	1,010 <sup>P</sup>	29 259 <sup>P</sup>	0,1 <sup>P</sup>
2. Q.	26 199	2,2	2 961	-1,0	29 161	0,996 <sup>P</sup>	29 268 <sup>P</sup>	1,4 <sup>P</sup>
1991 Jan.	26 923	0,5	3 174	0,9	30 097	1,027 <sup>P</sup>	29 306 <sup>P</sup>	-0,7 <sup>P</sup>
Feb.	26 186	1,3	2 996	-1,4	29 182	0,998 <sup>P</sup>	29 240 <sup>P</sup>	0,1 <sup>P</sup>
März	26 362	2,1	3 015	0,1	29 377	1,005 <sup>P</sup>	29 231 <sup>P</sup>	1,0 <sup>P</sup>
April	26 211	1,6	2 998	2,1	29 209	0,998 <sup>P</sup>	29 268 <sup>P</sup>	1,2 <sup>P</sup>
Mai	26 226	2,7	2 997	0,0	29 223	0,995 <sup>P</sup>	29 370 <sup>P</sup>	1,9 <sup>P</sup>
Juni	26 161	2,4	2 889	-5,1	29 050	0,996 <sup>P</sup>	29 167 <sup>P</sup>	1,2 <sup>P</sup>
Juli	26 343	2,7	2 707	-10,4	29 050	0,994 <sup>P</sup>	29 225 <sup>P</sup>	1,2 <sup>P</sup>
Aug.	26 169	3,3	2 688	-13,8	28 857	0,983 <sup>P</sup>	29 356 <sup>P</sup>	1,4 <sup>P</sup>

<sup>1</sup> Durchschnitt aus Monatswerten; Monatswerte sind Durchschnitte aus Tageswerten

<sup>2</sup> Gegenüber Vorjahresperiode; Jahresveränderungen beziehen sich auf das vierte Quartal; Quartalsveränderungen sind Durchschnitte der monatlichen Veränderungsrate

<sup>3</sup> NBGM = Notenbankgeldmenge = Notenumlauf + Giroguthaben

<sup>4</sup> SBNBGM = Saisonbereinigte Notenbankgeldmenge = Notenbankgeldmenge dividiert durch die entsprechenden Saisonfaktoren

<sup>5</sup> Das Geldmengenziel bezog sich 1989 auf den Durchschnitt der zwölf auf Jahresbasis hochgerechneten monatlichen Veränderungsrate gegenüber dem durchschnittlichen Stand der saisonbereinigten Notenbankgeldmenge des vierten Quartals des Vorjahres, zentriert auf November. In dieser Berechnungsweise betrug die Veränderung -1,9%.

<sup>P</sup> provisorisch

Energieträger und Hilfsstoffe sowie für Konsumgüter wurden innert Jahresfrist teurer, jene für Rohstoffe und Halbfabrikate dagegen billiger. Nach Herkunft der Produkte gegliedert, stiegen die Preise für im Inland produzierte Güter und Dienstleistungen um 1,0%, verglichen mit 1,5% im ersten Quartal. Die Preise importierter Waren verbilligten sich um 2,1%, im ersten Quartal hatte der Preisrückgang 2,3% betragen. Im Juli lag der Grosshandelspreisindex um 0,6% über dem Wert der Vorjahresperiode.

## 2. Der monetäre Bereich

### Geldpolitik und Geldmengenaggregate

Ende 1990 beschloss die Nationalbank, die Notenbankgeldmenge auf einen Wachstumspfad zurückzuführen und sie im Durchschnitt mehrerer Jahre um 1% pro Jahr auszudehnen. Sie wies zugleich darauf hin, sie werde bei ihren Entscheidungen neben der Notenbankgeldmenge weitere Indikatoren berücksichtigen. Es werde insbesondere von der Wechselkursentwicklung abhängen, wie rasch das Wachstum der Geldmenge dem mittelfristigen Pfad angenähert werden könne.

Im ersten Quartal 1991 hatte die bereinigte Notenbankgeldmenge gegenüber dem vierten Quartal 1990 mit 1,6% relativ stark zugenommen. Gegen Ende des zweiten Quartals beschloss die Nationalbank angesichts der hohen Teuerung und der Tieferebewertung des Frankens, die Geldpolitik leicht zu straffen. Die Notenbankgeldmenge nahm daher im Durchschnitt des zweiten Quartals nur geringfügig auf 29 268 Mio. Franken zu, gegenüber 29 259 Mio. im Durchschnitt der ersten drei Monate des Jahres. Damit war der für das zweite Quartal auf 29,4 Mrd. prognostizierte Durchschnittswert unterschritten. Im ersten Halbjahr insgesamt entsprach die Entwicklung der saisonbereinigten Notenbankgeldmenge jedoch ungefähr den Absichten.

Die Giroguthaben bewegten sich im zweiten Quartal bei knapp 3 Mrd. Franken. Gegen Ende Juni gingen sie jedoch leicht zurück, und die übliche Ultimospitze blieb somit aus. Die Nachfrage nach Giroguthaben schwächte sich am Anfang

**Tabelle 7: Geldmengenaggregate<sup>1</sup>**

	M <sub>1</sub>	M <sub>2</sub>	M <sub>3</sub>
1986	5,0	5,9	6,7
1987	7,5	9,8	9,5
1988	14,4	7,8	9,8
1989	-5,9	20,2	6,2
1990	-5,0	13,5	2,6
1990 3. Q. <sup>2</sup>	-5,2	10,1	1,7
4. Q. <sup>2</sup>	-2,2	9,2	2,5
1991 1. Q. <sup>2</sup>	0,9	5,7	3,1
2. Q. <sup>2</sup>	2,4	4,2	3,9
1991 Jan. <sup>2</sup>	0,8	7,1	2,9
Feb. <sup>2</sup>	1,8	5,4	3,0
März <sup>2</sup>	0,0	4,5	3,3
April <sup>2</sup>	2,9	4,6	3,7
Mai <sup>2</sup>	3,4	4,6	4,1
Juni <sup>2</sup>	1,0	3,3	4,0
Juli <sup>2</sup>	3,0	4,2	4,4

<sup>1</sup> Veränderung in % gegenüber Vorjahresperiode, basierend auf Monatsendwerten; Jahres- und Quartalsveränderungen sind Durchschnitte der monatlichen Veränderungsrate. Revidierte Zahlen; vgl. Quartalsheft 1/1985, «Revision der Geldmengenstatistik». Ab 1986 inkl. Liechtenstein.

<sup>2</sup> provisorisch

M<sub>1</sub> = Bargeldumlauf + Sichteinlagen

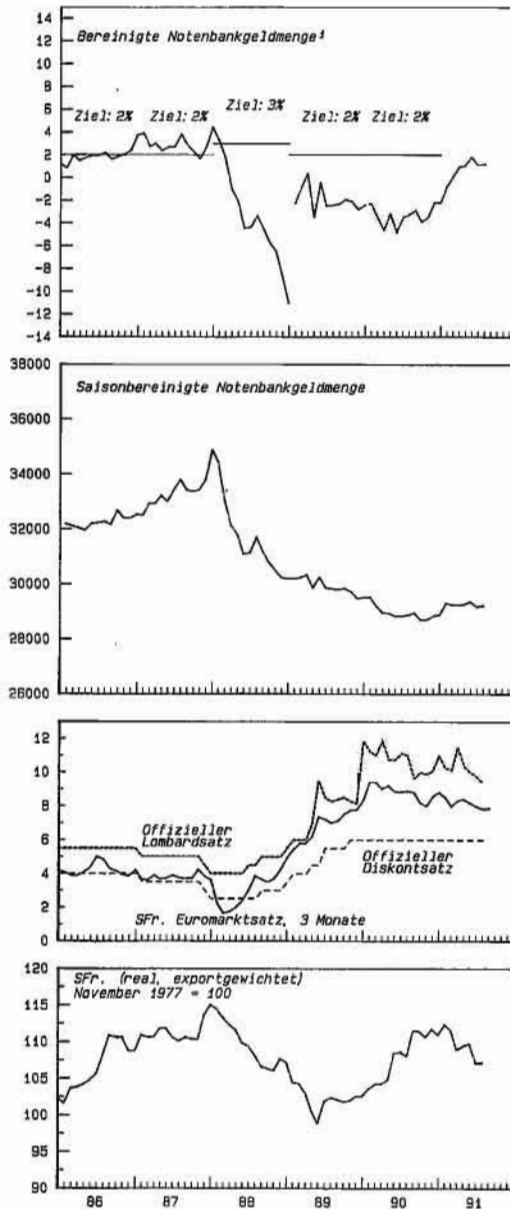
M<sub>2</sub> = M<sub>1</sub> + Quasi-Geld (inländische Termineinlagen in Schweizer Franken)

M<sub>3</sub> = M<sub>2</sub> + Spareinlagen

des dritten Quartals tendenziell weiter ab, wobei kurzfristig starke Schwankungen auftraten. Die Nationalbank versuchte die damit verbundenen Ausschläge der kurzfristigen Zinssätze zu verhindern, indem sie das Angebot an Giroguthaben flexibel an diese Nachfrageschwankungen anpasste. Im Juli wie im August betragen die Giroguthaben 2,7 Mrd. Franken und lagen damit tiefer als im Vorquartal. Der tendenzielle Nachfragerückgang der Giroguthaben widerspiegelte eine weitere Änderung des Liquiditätsverhaltens der Banken und die Abschwächung des Wirtschaftswachstums. Diese äusserte sich in einer deutlichen Abflachung des Wachstums der Bankbilanzen. Daher stieg auch die geforderte Kassenliquidität, die im Vorjahr stark zugenommen hatte, nicht weiter.

Die Nationalbank rechnet damit, dass die bereinigte Notenbankgeldmenge insgesamt weiter zunehmen wird. Für das dritte Quartal prognostiziert sie einen durchschnittlichen Stand von 29,4 Mrd. Franken. Dies entspricht einem Zuwachs von 2,0% gegenüber dem vierten Quartal 1990. In

Grafik 14: Schweiz



<sup>1</sup> Ab 1989: Saisonbereinigte Notenbankgeldmenge  
 Bis 1988 und 1990: Wachstum der bereinigten bzw. saisonbereinigten Notenbankgeldmenge entspricht der Veränderung in % gegenüber der entsprechenden Vorjahresperiode  
 1989: Wachstum der saisonbereinigten Notenbankgeldmenge entspricht der auf Jahresbasis hochgerechneten

den Monaten Juli und August lag die bereinigte Notenbankgeldmenge mit 29,2 bzw. 29,36 Mrd. Franken etwas tiefer als prognostiziert, da das kräftige Wachstum des Notenumlaufs die Abnahme der Giroguthaben nur teilweise kompensierte.

Trotz der konjunkturellen Abkühlung der schweizerischen Wirtschaft stieg das nominelle Transaktionsvolumen infolge der hohen Teuerung, so dass sich der Geldbedarf des Publikums weiter erhöhte. Dies dürfte teilweise erklären, weshalb die Sichteinlagen bei den Banken im zweiten Quartal wieder mit beschleunigtem Tempo wuchsen. Sie erhöhten sich gegenüber dem Vorjahr um 2,3%, nachdem sie im ersten Quartal lediglich um 0,4% zugenommen hatten. Mit einem Anstieg von 3,0% wuchs der Bargeldumlauf, d.h. die Noten und Münzen in den Händen des privaten Nichtbankpublikums, etwas schneller als die Sichteinlagen. Insgesamt erhöhte sich die Geldmenge  $M_1$  im zweiten Quartal um 2,4%, gegenüber 0,9% im Vorquartal.

Die beschleunigte Zunahme der Sichtguthaben erfolgte teilweise zulasten der Termineinlagen, deren Wachstum sich von 8,4% im ersten auf 5,1% im zweiten Vierteljahr abschwächte. Infolge der stärkeren Zunahme von  $M_1$  wuchs die Geldmenge  $M_2$  mit 4,2% jedoch nur geringfügig schwächer als in den ersten drei Monaten des Jahres (5,7%).

Die mehr und mehr marktconforme Verzinsung der Sparhefte begünstigt zusammen mit den rückläufigen Geldmarktsätzen und den sinkenden Renditen der Kassenobligationen bereits seit Jahresbeginn das Wachstum der Spareinlagen. Diese Entwicklung setzte sich im Frühjahr verstärkt fort. Die Spareinlagen, die im ersten Quartal im Durchschnitt noch stagniert hatten, stiegen im Vorjahresvergleich um 3,7%, und das Wachs-

Veränderungsrate gegenüber dem durchschnittlichen Stand des vierten Quartals des Vorjahres, zentriert auf November

Ziele: bis 1989 durchschnittliche monatliche Zuwachsrate gegenüber Vorjahr  
 1990 Wachstumsrate des vierten Quartals gegenüber der entsprechenden Vorjahresperiode

tum der Geldmenge  $M_3$  erhöhte sich von 3,1% auf 3,9%.

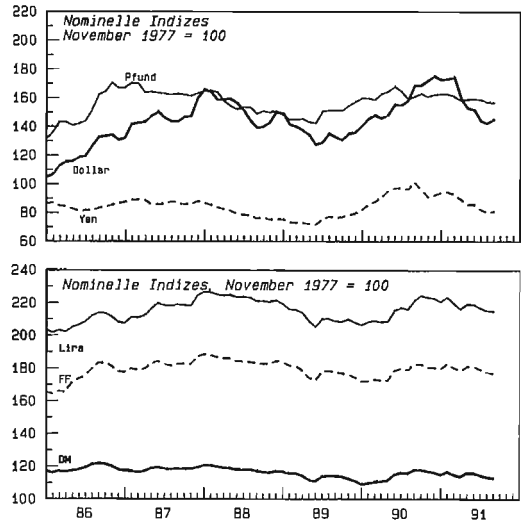
### Geldmarkt

Die schweizerischen Geldmarktsätze weisen seit Anfang 1991 eine sinkende Tendenz auf. Nach einem starken Rückgang zu Jahresbeginn stiegen sie zwar im März nochmals an, gaben ab Mai aber wieder merklich nach. Der Dreimonatssatz am Eurofrankenmarkt, der im Dezember 1990 noch über 9% gelegen hatte, ging bis Anfang August auf 8% zurück. Die Dreimonatssätze für Kundenfestgelder der Grossbanken bewegten sich parallel zur Entwicklung am Euromarkt; sie lagen im August noch bei 7,4%. Die Renditen neu emittierter eidgenössischer Geldmarktbuchforderungen mit dreimonatiger Laufzeit gaben weniger stark nach, von 7,8% im April auf 7,5% im Juni, und sie stiegen bis August sogar wieder leicht an. Der Tagesgeldsatz ging am Anfang des Sommers vorübergehend auf rund 7,0% zurück. Diese rasche Zinssenkung war einer deutlich reduzierten Liquiditätsnachfrage der Banken zuzuschreiben. Sie bewog die Nationalbank dazu, das Angebot an Giro Guthaben ebenfalls zu verringern. Im August lag deshalb der Tagesgeldsatz wieder bei durchschnittlich 8%.

Die Zinsdifferenz am Euromarkt weitete sich in den letzten Monaten gegenüber der D-Mark aus, da den rückläufigen Frankenzinsen leicht anziehende Vergütungen für D-Mark-Anlagen gegenüberstanden. Für Dreimonatsgeld lag der Frankensatz am Euromarkt im August 1,5 Prozentpunkte unter dem entsprechenden D-Mark-Satz, verglichen mit 0,7 Punkt im April. Gegenüber den US-Dollar-Sätzen nahm die Zinsdifferenz bis zur Jahresmitte etwas ab. Mit dem nochmaligen Rückgang der amerikanischen Geldmarktsätze im August lagen die dreimonatigen Frankensätze jedoch wieder wie im April rund 2,3% höher als jene für US-Dollar.

Mit Wirkung ab 16. August erhöhte die Nationalbank in Übereinstimmung mit ähnlichen Massnahmen anderer europäischer Zentralbanken den Diskontsatz um einen ganzen Prozentpunkt auf 7%. Der Satz war letztmals im Oktober 1989 verändert worden.

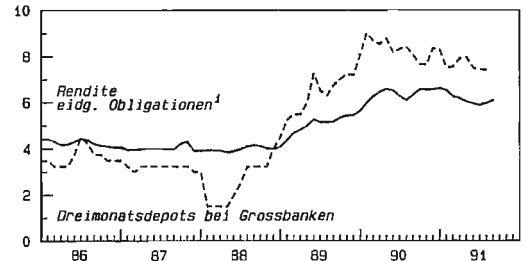
### Grafik 15: Frankenkurse in wichtigen Fremdwährungen



### Devisenmarkt

Während der Zeitspanne von Mai bis August 1991 notierte der Schweizer Franken gegenüber allen Währungen der wichtigsten Industrieländer schwächer. Der Franken verlor gegenüber dem amerikanischen Dollar um 2,5%, gegenüber dem japanischen Yen um 4,2% sowie gegenüber den Währungen des Europäischen Währungs-Systems (EWS) zwischen 2,9% und 4,2% an Wert. Die täglichen Schwankungen der Frankenkurse gegenüber Dollar und Yen blieben weiterhin hoch,

### Grafik 16: Zinssatzentwicklung



<sup>1</sup> Berechnung nach Fälligkeit bzw. Kündbarkeit, je nachdem, ob die Kurse unter bzw. über dem Kurs der vorzeitigen Rückzahlung liegen

während jene der EWS-Währungen leicht zurückgingen.

Im Durchschnitt der Monate Mai bis August 1991 lag der Kurs des amerikanischen Dollars bei Fr. 1,51 (Vorjahresperiode: Fr. 1,38), der Kurs der japanischen Währung bei Fr. 1,10 je 100 Yen (Fr. 0,92 / 100 Yen) und jener der D-Mark bei 86,1 Rappen (84,5 Rappen). Im Vorjahresvergleich verlor der Franken somit 9,4% gegenüber dem Dollar, 19,6% gegenüber dem Yen und 1,9% gegenüber der D-Mark an Wert.

Die Schweizerische Nationalbank beteiligte sich in Abstimmung mit anderen Zentralbanken an Devisenmarkt-Interventionen. Sie verkaufte von Mai bis August insgesamt 100 Mio. Dollar gegen Schweizer Franken.

Auf exportgewichteter Basis und um die Veränderung der Konsumentenpreise bereinigt gab der Wert des Frankens leicht nach und lag im zweiten Quartal nur noch um 1,3% höher als in der entsprechenden Vorjahresperiode (1. Quartal: + 6,7%). Der reale Frankenkurs nahm binnen Jahresfrist gegenüber dem französischen Franken (+ 4,3%) und der D-Mark (+ 3,9%) zu, während er gegenüber dem amerikanischen Dollar (-1,3%), dem japanischen Yen (-11,0%) und dem britischen Pfund (-4,2%) zurückging.

### Kapitalmarkt

Die Renditen sowohl der inländischen als auch der ausländischen Obligationen nahmen von An-

fang bis Ende des ersten Halbjahres 1991 um rund 0,6 Prozentpunkt ab. Mit 5,95% lag die Durchschnittsrendite der Bundesobligationen (unter Berücksichtigung der Kündbarkeit) im zweiten Quartal um ein drittel Prozentpunkt tiefer als im vorangegangenen Vierteljahr. Nach einem Tiefstand von 5,79% im Mai stieg die Rendite bis gegen Ende August indessen wieder auf 6,15%. Sie lag damit aber weiterhin deutlich unter den Geldmarktsätzen, so dass die Zinsstruktur stark invers blieb.

Nach einem deutlichen Rückgang der Verzinsung auf neuen Kassenobligationen um 0,9 Prozentpunkt im Laufe der ersten drei Monate des Jahres blieben die Kassenobligationensätze von März bis August praktisch unverändert. Die von den Kantonalbanken offerierte Verzinsung von durchschnittlich 6,56% sowohl im zweiten Quartal als auch in den ersten zwei Monaten des dritten Quartals lag beinahe um einen halben Prozentpunkt unter dem Niveau des ersten Vierteljahrs.

Die billigere Refinanzierung ermöglichte den Banken, ihre Neuhypothekensätze leicht zurückzunehmen. Bei den Kantonalbanken lag der mittlere Satz im August um 0,2 Prozentpunkt unter dem Niveau von 8,0% im Februar. Weil verschiedene Banken ihre Sätze auf bestehenden Hypotheken erst im Laufe des Jahres 1991 anpassten, stieg der durchschnittliche Zinssatz auf Althypotheken weiterhin an, von 6,6% Anfang Januar auf 6,9% im August. Die Spareinlagenzinsen der Kantonalbanken, die in den ersten Monaten des Jahres um 0,1 Prozentpunkt auf 5,1% angehoben worden waren, verharrten seither auf diesem Niveau.

**Tabelle 8: Bewilligungspflichtiger Kapitalexpert (in Mio. Franken)**

	Anleihen <sup>1</sup>	Finanzkredite	Exportkredite	Total
1987	36 034,6	10 260,6	1 007,6	47 302,8
1988	40 029,2	9 917,2	941,4	50 887,8
1989	31 281,0	10 154,1	517,8	41 952,9
1990	32 173,7	10 524,6	936,3	43 634,6
1990 1. Q.	11 237,8	2 203,9	165,2	13 606,9
2. Q.	5 918,8	2 804,0	357,6	9 080,4
3. Q.	7 668,9	2 427,7	270,0	10 366,6
4. Q.	7 348,2	3 089,0	143,5	10 580,7
1991 1. Q.	7 862,6	2 801,4	108,9	10 772,9
2. Q.	8 705,7	3 454,6	139,0	12 299,3

<sup>1</sup> inklusive Fremd- und Doppelwährungsanleihen und Notes; Neugliederung infolge Revision der Kapitalexpertbestimmungen vom 29. 5. 1986



Die Bruttobeanspruchung des schweizerischen Kapitalmarkts durch öffentlich aufgelegte Obligationenanleihen und Aktienemissionen betrug im zweiten Quartal 1991 13,7 Mrd. Franken (2. Quartal 1990: 11,3 Mrd.). Davon entfielen rund 5,0 Mrd. Franken (5,4 Mrd.) oder 36% (48%) auf inländische Kapitalaufnahmen. Nach Abzug der Rückzahlungen von 1,3 Mrd. Franken (2,2 Mrd.) ergab sich eine Nettobeanspruchung des Kapitalmarkts durch inländische Emittenten von 3,7 Mrd. Franken (3,2 Mrd.).

### **Kapitalexport**

Die von der Nationalbank bewilligten Kapitalexportgeschäfte betragen im zweiten Quartal 1991 insgesamt 12,3 Mrd. Franken, was einer Zunahme um 35% über Jahresfrist entspricht. Die Anleihen erhöhten sich um 47% und die Kredite um 14%. Der bewilligungspflichtige Kapitalexport hatte seit dem ersten Quartal 1990 kein so hohes Niveau mehr erreicht. Die ausländischen Schuldner beurteilten offenbar das Währungsrisiko als gering und deshalb die tiefen schweizerischen Kapitalmarktzinsen als attraktiv.

Die gewöhnlichen (Straight-)Anleihen waren mit -19,7% stark rückläufig. Dagegen stiegen die eigenkapitalbezogenen Anleihen von nur 0,2 Mrd. Franken im zweiten Quartal 1990 – als die japanischen Emittenten ihre Tätigkeit eingestellt hatten – ein Jahr später auf 4,1 Mrd. Franken. Der Anteil der gewöhnlichen (Straight-)Anleihen am Emissionstotal sank auf 53%, im Vergleich zu 96% in der entsprechenden Vorjahresperiode. Die Privatplatzierungen erreichten 67% des Emissionstotals, gegenüber 31% im zweiten Quartal 1990.

Die regionale Gliederung der Anleihenschuldner zeigt eine starke Erhöhung des japanischen Anteils am bewilligungspflichtigen Kapitalexport von 4% im zweiten Quartal 1990 auf 36% ein Jahr später. Gleichzeitig sank die Quote der EG-Länder von 33% auf 31%, jene Nordamerikas von 24% auf 10%, und diejenige der anderen Ländergruppen insgesamt von 39% auf 23%. Der Anteil der internationalen Entwicklungsbanken betrug nur noch knapp 2%, gegenüber 13% im zweiten Quartal 1990.

Mit Wirkung ab 11. Juli 1991 hob das Direktorium im Einvernehmen mit den zuständigen Departementen des Bundes die für Südafrika geltenden Kapitalexport-Beschränkungen auf. Damit entfällt die seit 1980 geltende Plafonierung der Neugeld-Aufnahmen Südafrikas am schweizerischen Kapitalmarkt auf 300 Mio. Franken im Jahr und die Verpflichtung der Banken, für Bankkredite zugunsten Südafrikas eine individuelle Bewilligung bei der Nationalbank einzuholen.

### **Bankbilanzen und Kredite**

Die Bilanzsumme der 67 Banken lag Ende Juni 1991 um 7% höher als vor Jahresfrist. Werden die Dollarpositionen zum Vorjahreskurs bewertet, beträgt die Wachstumsrate 5%.

Die Finanzanlagen (liquide Mittel, Saldo im Interbankgeschäft, Wechsel und Geldmarktpapiere sowie Wertschriften) standen am Ende des zweiten Quartals 1991 5% über dem Vorjahresniveau. Der Rückgang der liquiden Mittel um 13% im Verlauf der vergangenen 12 Monate ist das Ergebnis der Bemühungen der Banken, ihre Giro Guthaben bei der Nationalbank zu reduzieren. Die den Banken durch die Revision der Liquiditätsvorschriften auf den 1. Januar 1988 eingeräumten substantiellen Erleichterungen bezüglich der geforderten liquiden Mittel sind vor allem von den Grossbanken inzwischen weiter ausgeschöpft worden. Der negative Saldo im Interbankgeschäft vergrösserte sich zwischen Ende Juni 1990 und Ende Juni 1991 um 8%. Dies bedeutet, dass die 67 Banken ihre Nettoschuldnerposition – vor allem gegenüber ausländischen Banken – im Interbankgeschäft weiter erhöht haben. Die Wechsel und Geldmarktpapiere nahmen zwischen Juni 1990 und Juni 1991 um 15%, die Wertschriften – sie sind mit einem Anteil von rund zwei Dritteln die grösste Komponente der Finanzanlagen – um 3% zu.

Mitte 1991 lag das Total der ausstehenden Kredite der 67 Banken rund 10% höher als ein Jahr zuvor, wobei die Kreditvergabe im Inland mit einer Zuwachsrate von 6% die schwächere wirtschaftliche Tätigkeit in der Schweiz widerspiegelt. Die inländischen Kredite wuchsen damit deutlich langsamer als während der vorangegangenen Jahre. Der Bestand an Debitoren und Hypotheken bei

den 67 Banken erhöhte sich um 6%. Da die eingeräumten Limiten für Baukredite Ende Mai 1991 um 2% tiefer und deren Beanspruchung um 17% höher waren als ein Jahr zuvor, verengten sich die offenen Limiten weiter.

Die den 67 Banken seit Mitte 1990 zugeflossenen Publikumsgelder ermöglichten – zum ersten Mal seit 1987 – die volle Refinanzierung der Nettozunahme der Kredite. Dabei wird das Wachstum durch den mit 16% nach wie vor starken Anstieg der Kreditoren auf Zeit gestützt, wobei allerdings die aus dem Inland stammenden und auf Schweizer Franken lautenden Festgelder nur noch 5% mehr als vor Jahresfrist betragen. Diese Wachs-

tumsrate entspricht auch derjenigen der Spar- und Depositenhefte. Die seit 1989 beobachtete Umschichtung von den Spar- und Depositenheften zu den höherverzinsten Frankenfestgeldern scheint damit nun abgeschlossen zu sein. Die Summe der Kassenobligationen, Obligationen und Pfandbriefe erhöhte sich zwischen der Jahresmitte 1990 und 1991 um 8%.

Die bei den 67 Banken plazierten Treuhandanlagen betragen Ende Juni 1991 7% mehr als vor Jahresfrist. Wie üblich stammten rund zwei Drittel der Treuhandpassiven aus dem Ausland, wo sie praktisch ausschliesslich plaziert wurden.

## Situation économique et monétaire

Rapport de la Direction générale remis au Conseil de banque pour sa séance du 13 septembre 1991<sup>1</sup>

### A. Aperçu

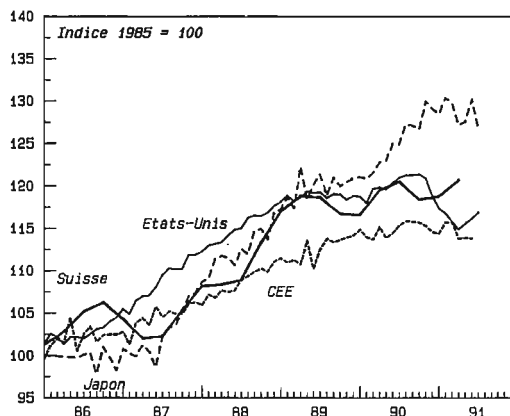
#### 1. Etranger

##### Evolution de la conjoncture

Dans plusieurs grands pays industrialisés, les tendances conjoncturelles se sont modifiées au deuxième trimestre de 1991. Ainsi, l'économie américaine, qui avait enregistré un repli sensible au premier trimestre, a montré des signes de reprise; tant la consommation privée que la construction de logements pour le secteur privé ont retrouvé une certaine vigueur, et le recul de la production industrielle a pris fin. D'un autre côté, la conjoncture a faibli en Allemagne de l'Ouest et au Japon, pays où la croissance avait été étonnamment vive au début de l'année. Le ralentissement observé en Allemagne de l'Ouest est dû principalement au tassement de la demande étrangère, mais la consommation privée, qui a perdu de son dynamisme, y a contribué également. L'économie japonaise a continué à bénéficier de la demande, toujours soutenue, qui vient des autres pays asiatiques, alors que la demande intérieure a été moins vigoureuse. A l'inverse des Etats-Unis, aucun signe d'amélioration n'est apparu au Royaume-Uni. L'économie a stagné en France, et les tendances à la récession se sont amplifiées en Italie.

Les déséquilibres extérieurs des grands pays industrialisés ont continué à se réduire. A cause principalement d'un accroissement des importations de marchandises et d'une stagnation des exportations, la balance courante allemande est devenue déficitaire, au premier semestre de 1991, pour la première fois depuis près de dix ans. D'un semestre à l'autre, les soldes passifs des balances courantes des Etats-Unis et du Royaume-

Graphique 1: Production industrielle



Sources: OCDE, Principaux indicateurs économiques, et Office fédéral de la statistique

Uni ont diminué, grâce à la croissance nominale très faible des importations de marchandises. Quant à l'excédent japonais, il a augmenté légèrement.

L'emploi n'ayant plus guère progressé, le taux moyen de chômage dans les pays de l'OCDE<sup>2</sup> a passé de 6,8% en mars à 6,9% en mai. Le chômage a augmenté en particulier au Royaume-Uni et en France. En revanche, il s'est stabilisé à son niveau de la fin du premier trimestre aux Etats-Unis, a continué à diminuer en Allemagne de l'Ouest et est resté inchangé, à son bas niveau, au Japon.

En moyenne des pays de l'OCDE, les taux mensuels de renchérissement ont marqué un repli au deuxième trimestre, de sorte que le taux annuel d'inflation a passé de 6,3% en mars à 6% en juin. A l'exception de l'Italie et de l'Allemagne, où

<sup>1</sup> Le rapport, achevé à la mi-août, se fonde principalement sur des informations publiées entre les mois de mai et de juillet 1991

<sup>2</sup> Taux de chômage standardisés de l'OCDE

la hausse des prix s'est accélérée, les taux annuels de renchérissement ont diminué dans tous les grands pays industrialisés. Les plus fortes baisses ont été enregistrées au Royaume-Uni et au Japon.

### Politique économique

Au deuxième trimestre, la politique monétaire a été assouplie prudemment dans plusieurs pays où le renchérissement s'inscrivait en repli et où la croissance des agrégats monétaires marquait un net ralentissement. Parmi ces pays figurent le Royaume-Uni, le Japon et les Etats-Unis. Grâce à la fermeté de la livre sterling au sein du SME, la Banque d'Angleterre a pu de nouveau abaisser son taux d'intervention sur le marché monétaire. La Banque du Japon a réduit son taux de l'escompte d'un demi-point, au début de juillet. Les autorités monétaires américaines ont elles aussi diminué d'un quart de point, au début du mois d'août, le taux des fonds fédéraux, taux qui avait déjà été réduit sensiblement au premier trimestre, étant donné l'effondrement de la conjoncture. Par contre, la Banque fédérale d'Allemagne a poursuivi sa politique restrictive, eu égard à la nette accélération du renchérissement. Elle a adapté à la baisse, à la mi-juillet, son objectif monétaire pour 1991 et, un mois plus tard, relevé d'un point le taux de l'escompte et d'un quart de point le taux lombard. Les autorités monétaires françaises ont maintenu inchangés leurs taux d'intervention.

Aux Etats-Unis, le déficit budgétaire pour l'exercice 1990/91 devrait être un peu moins élevé que ne le laissent supposer les estimations du début de l'année. Une forte augmentation est toutefois attendue pour l'exercice suivant. En outre, bien que des relèvements d'impôts soient entrés en vigueur au début de juillet, l'Allemagne continuera à enregistrer d'importants excédents de dépenses au cours des prochaines années. Les dépenses supplémentaires, liées à l'unification, expliquent pour une grande part ces déficits élevés. Dans la plupart des autres pays industrialisés européens, les déficits publics devraient s'accroître en 1991, l'affaiblissement de la conjoncture entraînant de sensibles diminutions des recettes.

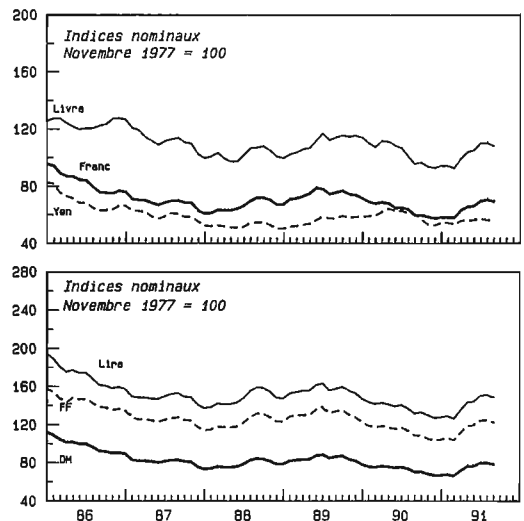
### Marchés des changes

Entre les mois de mai et d'août 1991, le dollar des Etats-Unis s'est légèrement replié face aux monnaies de tous les importants pays industrialisés, à l'exception du franc suisse. Il a cédé entre 0,3% et 1,6% par rapport aux monnaies du Système monétaire européen (SME) et 1,8% par rapport au yen japonais, mais regagné 2,5% vis-à-vis du franc suisse. Pendant les mois de mai et de juin, le dollar s'est raffermi continuellement face à toutes les monnaies. Plusieurs banques centrales sont intervenues sur les marchés des changes, au début de juillet, pour freiner sa hausse rapide.

Durant les quatre mois de mai à août, les fluctuations journalières du dollar se sont stabilisées à leur niveau de la période précédente, où elles avaient plus que doublé.

Par rapport à la période correspondante de 1990, le dollar s'est nettement revalorisé face à toutes les principales monnaies, à l'exception du yen japonais. Sa hausse a atteint entre 5,7% et 8,8% vis-à-vis des monnaies du SME et 9,8% par rapport au franc suisse. Face au yen, le dollar a toutefois fléchi de 8,5%.

**Graphique 2: Cours du dollar en termes de quelques autres monnaies**



En données pondérées par le commerce extérieur, le dollar a fléchi de 2,8%, en termes nominaux, et de 3%, en termes réels, entre le deuxième trimestre de 1990 et la période correspondante de 1991. En revanche, le yen s'est raffermi de 13,2% (11,7% en termes réels). Quant au mark allemand et au franc suisse, ils ont cédé 1,4% et 1,3% (-3,8%; +1,3%).

Au sein du SME, de légères tensions sont apparues en mai et en juin. Ces tensions étaient dues à la fermeté de la peseta espagnole face au franc français, fermeté qui avait déjà été observée au cours des quatre mois précédents. Les banques centrales des deux pays sont alors intervenues sur les marchés des changes pour maintenir leur monnaie à l'intérieur de la marge de fluctuation. Le mark a eu plutôt tendance à se raffermir par rapport aux autres monnaies du SME.

### **Problèmes économiques et monétaires internationaux**

À la mi-juillet, les sept grands pays industrialisés ont tenu, à Londres, un de leurs traditionnels sommets économiques. Les discussions ont porté notamment sur la coopération économique avec l'Union soviétique et sur l'aide que l'Occident pourrait apporter. Les pays industrialisés sont convenus d'accorder à l'Union soviétique un statut spécial au sein du Fonds monétaire international (FMI) et de la Banque mondiale, ce qui devrait lui permettre de resserrer ses liens avec le FMI et de profiter de l'expérience de ce dernier dans la mise en oeuvre de programmes de réformes. Au cours du mois de juillet, l'Union soviétique a cependant présenté une demande formelle d'adhésion au FMI. La crise économique qui s'aggrave toujours plus en Union soviétique montre combien il est urgent d'entreprendre de profondes réformes dans ce pays. Au premier trimestre, le revenu national était inférieur d'environ 10%, en termes réels, à son niveau de la période correspondante de 1990. En outre, l'inflation s'est accélérée, passant en l'espace d'un an de 5% à 24%. Le commerce extérieur a continué lui aussi à se détériorer: après avoir stagné en 1990, les exportations ont reculé massivement en valeur, au premier trimestre de 1991, par rapport à la période correspondante de l'année précé-

dente. Comme les importations ont diminué encore plus fortement, la balance commerciale s'est soldée malgré tout par un excédent.

La Yougoslavie, qui est au bord de la guerre civile, subit elle aussi une grave crise monétaire et financière. Depuis le début de juillet, la Slovénie et la Croatie, deux républiques qui aspirent à l'indépendance, ne sont plus alimentées en billets de banque et en devises par la banque centrale yougoslave. Du fait de la crise politique et économique, le déficit de la balance yougoslave des paiements s'est fortement creusé; les crédits de l'étranger et les recettes touristiques ont presque entièrement tari, les transferts des travailleurs yougoslaves établis à l'étranger ont diminué et les recettes douanières ont chuté à cause du conflit armé.

En vertu de l'arrêté fédéral sur la collaboration de la Suisse à des mesures monétaires internationales, la Suisse a octroyé, en septembre, des crédits à la Tchécoslovaquie - 40 millions de dollars - et à la Hongrie - 30 millions de dollars - dans le cadre d'une opération multilatérale. Ces deux prêts, accordés à moyen terme au titre de l'aide à la balance des paiements, sont financés par la Banque nationale et garantis par la Confédération. Ils ont une durée de sept ans et leur rémunération est égale au rendement des bons du Trésor américain à six mois, plus un demi-point.

Après la Pologne, l'Égypte a bénéficié, en juillet, d'une importante remise de dette, aux termes d'un accord négocié avec les pays créanciers qui sont groupés au sein du Club de Paris. La dette extérieure de l'Égypte envers des gouvernements occidentaux sera réduite de 50%, ce qui représente environ 12 milliards de dollars. Cet accord tient compte des répercussions que la crise du Golfe a eues sur l'économie égyptienne. Avec une dette extérieure globale de 48 milliards de dollars, l'Égypte figure, après les trois grands États latino-américains mais avant la Pologne, au nombre des pays les plus endettés du monde.

Au cours de sa session d'été, le Conseil des États a approuvé, sans modification, l'arrêté fédéral concernant l'adhésion de la Suisse aux institutions de Bretton Woods, la loi fédérale concernant la participation de la Suisse à ces institu-

tions et l'arrêté fédéral ouvrant un crédit-cadre destiné à financer les contributions suisses à verser au Groupe de la Banque mondiale. Le Conseil national examinera ces trois textes à la session d'automne.

## 2. Suisse

Au deuxième trimestre de 1991, la conjoncture a continué à se refroidir en Suisse. Par rapport aux trois mois correspondants de 1990, le produit intérieur brut réel a diminué de 0,5%; une baisse de 0,3% avait déjà été observée au premier trimestre. La croissance de la consommation privée s'est ralentie, les exportations ont stagné et les investissements ont nettement reculé. Dans la construction, l'activité a faibli, dans le secteur privé comme dans le secteur public, alors que seul le secteur privé avait enregistré un repli le trimestre précédent.

Le renchérissement s'est de nouveau accéléré. En moyenne du deuxième trimestre, l'indice suisse des prix à la consommation dépassait de 6,3% son niveau de la période correspondante de 1990 (5,9% au premier trimestre). Les prix des biens et services indigènes et importés ont augmenté. Le taux annuel de renchérissement a passé à 6,6% en juillet, puis à 6% en août.

Le chômage s'est accru encore au deuxième trimestre. En données corrigées des variations saisonnières, le taux de chômage a augmenté de 0,9% au premier trimestre à 1,1% le trimestre suivant. La croissance du nombre des chômeurs est restée vive, mais les places vacantes, annoncées aux offices du travail, ont diminué plus lentement qu'au début de l'année, en données corrigées des variations saisonnières.

Selon les indicateurs disponibles, il ne faut pas s'attendre à une reprise sensible de l'économie suisse, au cours des prochains mois déjà. Les crédits de construction – total des limites ouvertes – ont encore fléchi, après être tombés, au premier trimestre, au-dessous du niveau observé un an auparavant. Dans l'industrie cependant, les entrées de commandes et les carnets de commandes n'ont plus diminué. L'enquête effectuée en juillet par le Centre de recherches conjoncturelles de l'EPFZ montre que les entreprises s'attendent à une légère reprise de la demande dans un proche avenir. Les perspectives, en matière de commandes, ne se sont toutefois pas améliorées dans le secteur des biens d'équipement et dans les branches connexes de la construction notamment. D'autres branches, en particulier celles qui produisent des biens de consommation, jugent avec plus d'optimisme l'évolution de leurs affaires au cours des prochains mois, bien que la demande ait sensiblement faibli, dans ces domaines également.

elles de l'EPFZ montre que les entreprises s'attendent à une légère reprise de la demande dans un proche avenir. Les perspectives, en matière de commandes, ne se sont toutefois pas améliorées dans le secteur des biens d'équipement et dans les branches connexes de la construction notamment. D'autres branches, en particulier celles qui produisent des biens de consommation, jugent avec plus d'optimisme l'évolution de leurs affaires au cours des prochains mois, bien que la demande ait sensiblement faibli, dans ces domaines également.

Au deuxième trimestre, la monnaie centrale dessaisonnalisée n'a guère augmenté par rapport à la période précédente, et les taux d'intérêt à court terme sont restés élevés en Suisse. Ainsi, la Banque nationale a tenu compte du renchérissement persistant et de la baisse du franc sur les marchés des changes. La demande d'avoires en comptes de virements a diminué vers la fin du deuxième trimestre. Son recul a continué au début du trimestre suivant, si bien que le marché monétaire a été caractérisé généralement par une certaine aisance. La Banque nationale a alors réduit le volume des avoires en comptes de virements pour éviter un repli trop fort des taux d'intérêt à court terme. Elle table toutefois sur une poursuite de la progression de la monnaie centrale dessaisonnalisée et a prévu, pour le troisième trimestre, un volume moyen de 29,4 milliards de francs. Au deuxième trimestre, la monnaie centrale dessaisonnalisée s'inscrivait à 29270 millions de francs, soit à un montant légèrement inférieur à ce qui avait été prévu (29 400 millions).

La structure des taux d'intérêt est restée fortement inverse au deuxième trimestre. La rémunération moyenne des dépôts à trois mois sur le marché des euro-francs et le rendement des créances comptables de même durée sur la Confédération ont diminué de 0,1 point par rapport au premier trimestre. Sur le marché des capitaux, le rendement moyen des obligations fédérales a fléchi de 0,3 point. Les banques ont réduit davantage encore les taux de leurs obligations de caisse.

Au deuxième trimestre de 1991, le cours réel du franc, pondéré par le commerce extérieur, a légè-

rement fléchi. Aussi sa revalorisation par rapport à la période correspondante de l'année précédente n'a-t-elle été que de 1,3%, alors qu'elle atteignait 6,7% au premier trimestre et 8,5% au quatrième de l'an dernier. Les hausses les plus fortes, en termes réels toujours, ont été observées vis-à-vis du franc français et du mark allemand; le franc a toutefois cédé du terrain face au dollar des Etats-Unis, au yen japonais et à la livre sterling.

## **B. Evolution économique dans les principaux pays industrialisés**

### **Etats-Unis**

La conjoncture américaine s'est consolidée au deuxième trimestre de 1991. En taux annualisé, le produit national brut réel a diminué de 0,1% d'un trimestre à l'autre, contre 1,6% au cours des trois mois précédents et 2,8% au quatrième trimestre de 1990.

La stagnation du produit national brut résume les tendances contradictoires qui ont marqué les composantes de la demande. La consommation privée (+ 2,8%) et la construction de logements (+ 2%) ont donné des signes de reprise, alors qu'ils avaient enregistré un recul particulièrement sévère au cours de la phase de récession. Les achats de voitures en particulier ont progressé vigoureusement. Par contre, les exportations, qui avaient joué un rôle stabilisateur pendant la récession, ont stagné selon des chiffres provisoires. Les importations réelles ont fortement augmenté, essentiellement en raison des achats de pétrole à l'étranger, qui ont marqué une reprise exceptionnelle après la guerre du Golfe. Les investissements des entreprises ont fléchi de 1,8%, et les stocks ont encore diminué.

La production industrielle s'est stabilisée entre avril et juin; elle avait reculé de 8%, en rythme annuel, durant chacun des deux trimestres précédents. Le taux d'utilisation des capacités de production a encore fléchi légèrement, passant de 79,2% à 78,6%. Après avoir diminué nettement au

premier trimestre, le nombre des personnes occupées en dehors du secteur agricole n'a plus enregistré qu'une baisse minimale. Par rapport à la période correspondante de l'année précédente, il a régressé de 0,8%. Bien que le recul de l'emploi se soit ralenti, le taux de chômage a augmenté de 6,5% à 6,8% du premier au deuxième trimestre.

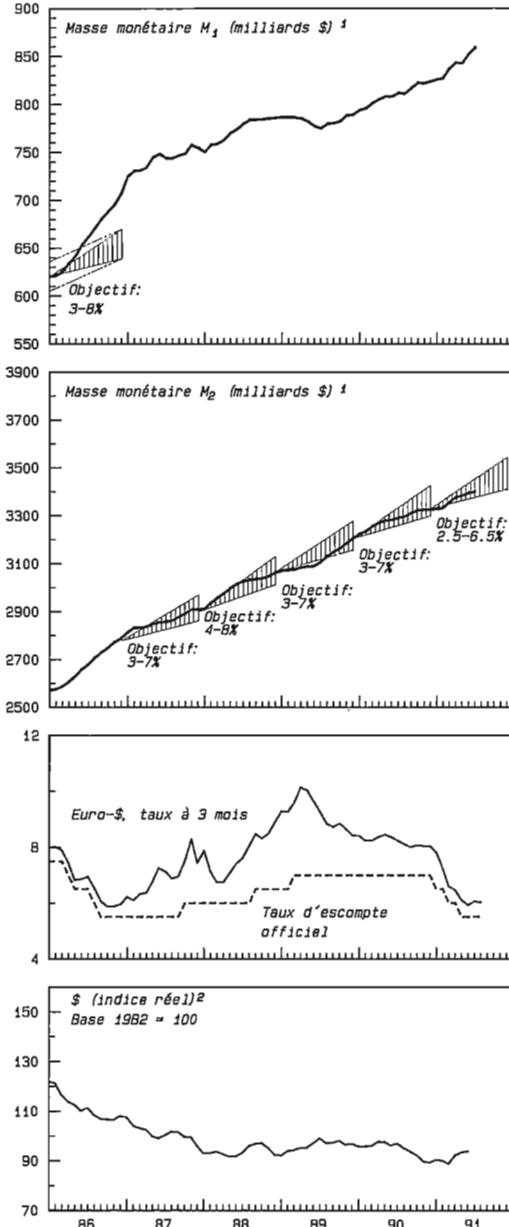
Selon la plupart des indicateurs avancés, la croissance économique s'accélénera probablement au second semestre. La reconstitution des stocks – ceux-ci sont tombés à un très bas niveau – devrait en particulier favoriser cette accélération. Par contre, l'endettement élevé des ménages et la situation toujours critique des secteurs immobilier et financier sont des facteurs qui contrarieront une reprise rapide des autres composantes de la demande intérieure. En outre, d'importants partenaires commerciaux des Etats-Unis, tels que le Japon et l'Allemagne, voient leur croissance s'affaiblir, de sorte que la conjoncture américaine ne devrait guère être stimulée de l'extérieur. Or celle-ci est plus fortement tributaire des exportations qu'au cours des cycles précédents, étant donné que l'industrie manufacturière écoule actuellement 30% de sa production à l'étranger.

Mesuré à l'indice des prix à la consommation, le renchérissement a continué à faiblir. Il s'est inscrit à 4,8%, contre 5,3% au premier trimestre et 6,2% au dernier trimestre de 1990. L'inflation de base – sans les produits alimentaires et l'énergie, dont les prix sont soumis à de fortes fluctuations – a elle aussi amorcé un mouvement de repli.

Le solde passif de la balance commerciale est resté orienté à la baisse au deuxième trimestre. Le déficit mensuel s'est établi, en moyenne, à 4,6 milliards de dollars, contre 5,6 milliards et 8,6 milliards au cours des deux trimestres précédents. Toutefois, la balance commerciale n'a dû cette nouvelle amélioration qu'à la forte décade des prix pétroliers; en effet, les recettes tirées des exportations sont demeurées stables, tandis que les importations ont augmenté en termes réels.

En juillet, l'«Office of Management and Budget» a modifié sensiblement ses prévisions quant aux déficits budgétaires des exercices 1991 et 1992. Selon les dernières estimations, l'exercice 1991

Graphique 3: Etats-Unis



<sup>1</sup> Données cvs; objectifs: du 4<sup>e</sup> trimestre au 4<sup>e</sup> trimestre suivant (source: Système de Réserve Fédérale)

<sup>2</sup> Cours pondéré par le commerce extérieur (source: OCDE)

se soldera par un déficit de 282,2 milliards de dollars, soit un montant inférieur de 36 milliards à ce qui avait été annoncé en février. Cette réduction s'explique par les contributions des coalisés aux coûts de la guerre du Golfe et par le report au prochain exercice de dépenses afférentes à l'assainissement des caisses d'épargne. Par contre, le déficit pour l'exercice 1992, qui commencera le 1<sup>er</sup> octobre 1991, est estimé actuellement à 348,3 milliards de dollars, soit près de 70 milliards de plus que ce qui était prévu il y a six mois encore. Le déficit budgété correspond à environ 6% du produit national brut qui est attendu pour l'année prochaine.

Après avoir abaissé sensiblement les taux à court terme entre octobre 1990 et avril 1991, la Réserve Fédérale a renoncé, dans un premier temps, à assouplir encore sa politique monétaire. Le taux des fonds fédéraux, son principal instrument de gestion de la masse monétaire, a été maintenu à 5,75%. Les rendements des obligations fédérales à long terme, en léger repli pendant la récession, se sont redressés quelque peu. La masse monétaire  $M_2$ , que la Réserve Fédérale utilise de nouveau davantage comme indicateur, n'a augmenté que très lentement, malgré la nette baisse des taux à court terme. La banque centrale attribue cette faible expansion monétaire à la retenue dont font preuve les banques, en matière de crédits, du fait des problèmes que connaissent les secteurs immobilier et financier. En vue de rééquilibrer la situation, la Réserve Fédérale a procédé, le 6 août, à un nouvel abaissement d'un quart de point du taux des fonds fédéraux, qui a passé ainsi à 5,5%.

## Japon

L'économie japonaise, dont la croissance avait fléchi durant la seconde moitié de 1990, a eu un sursaut de vigueur au premier trimestre de 1991. Le produit national brut a augmenté de 2,7% par rapport aux trois mois précédents. Cette poussée de croissance a découlé essentiellement d'un vif essor des exportations. Par contre, l'évolution de la demande intérieure a été médiocre, à l'exception des investissements en biens d'équipement (+2,6%). La consommation privée, en léger recul au trimestre précédent, n'a augmenté



que de 0,4%. Les taux d'intérêt élevés ont continué de freiner la construction de logements, qui a encore régressé de 2,9%.

Au deuxième trimestre, la conjoncture intérieure est restée relativement faible. La production industrielle a diminué de 0,5%; de surcroît, l'enquête menée par la Banque du Japon auprès des entreprises et publiée début juin a fait ressortir une nouvelle dégradation du climat économique. Les entreprises interrogées, tant dans l'industrie que dans les services, ont estimé que leur situation était un peu moins favorable qu'en février. Les perspectives divergeaient toutefois d'un secteur à l'autre. L'industrie automobile, une branche importante pour l'économie nationale, a vu ses bénéfices baisser sensiblement durant le dernier exercice et s'attend à un recul encore plus sévère pour l'exercice en cours. Néanmoins, l'enquête révèle que les investissements des entreprises devraient encore augmenter de 8% environ durant l'exercice budgétaire qui prendra fin en mars 1992. Pour la consommation privée, les pronostics sont moins optimistes. Toutefois, la principale composante de la demande devrait continuer à s'accroître légèrement sous l'effet de la hausse probable du revenu disponible.

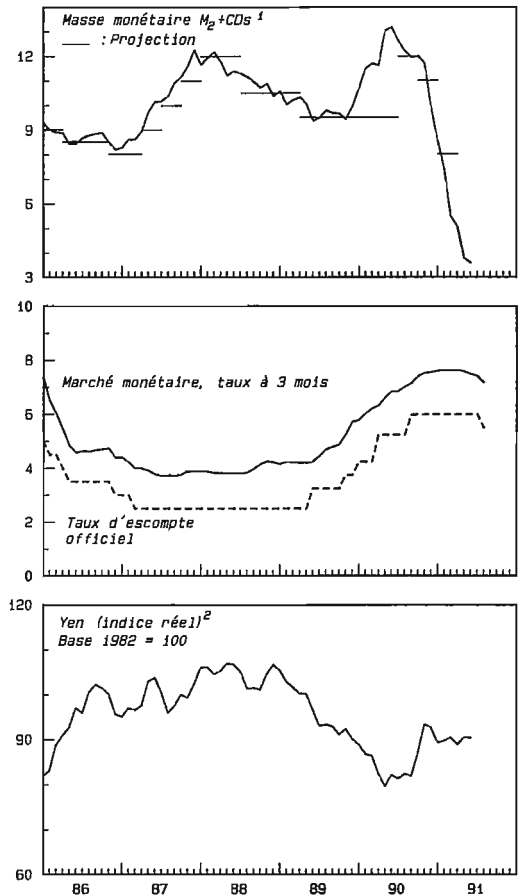
Le solde actif de la balance des transactions courantes du Japon, qui avait diminué de plus de moitié entre 1986 et la fin de 1990, a recommencé à croître depuis le début de l'année. Ce mouvement de hausse s'explique principalement par le gonflement de l'excédent commercial.

Au deuxième trimestre, le taux de chômage s'est maintenu à 2,1%; il est demeuré inchangé depuis le début de 1990. La situation est donc restée tendue sur le marché du travail. Cependant, les négociations de ce printemps ont débouché sur un relèvement des salaires de 5,6% pour 1991, contre 5,9% l'année précédente.

Mesuré à l'indice des prix à la consommation, le renchérissement a diminué de 4,2% au premier trimestre à 3,5% au deuxième. Quant aux prix de gros, ils sont restés approximativement au même niveau, pendant tout le premier semestre, grâce essentiellement à la baisse des prix à l'importation.

Au deuxième trimestre, la Banque du Japon a continué de suivre une politique monétaire fondamentalement restrictive. La menace inflationniste s'étant estompée, elle a cependant assoupli prudemment sa politique, à fin juin, dans le sillage de la baisse des taux d'intérêt américains. Le 1<sup>er</sup> juillet, elle a réduit de 6% à 5,5% le taux de l'escompte et de 8% à 7,5% le taux de l'argent au jour le jour sur le marché interbancaire. Considéré par la Banque du Japon comme le principal indicateur pour la conduite de la politique monétaire, l'agrégat  $M_2 + CD$  dépassait, au deuxième tri-

Graphique 4: Japon



<sup>1</sup> Variation en % par rapport à l'année précédente; les projections sont fixées pour chaque trimestre (source: Banque du Japon)

<sup>2</sup> Cours pondéré par le commerce extérieur (source: OCDE)

mestre, de 3,7% le niveau observé un an auparavant; le trimestre précédent, sa croissance atteignait encore 6%. La politique monétaire restrictive a donc freiné sensiblement l'expansion de cet agrégat, qui s'était inscrite à 11,7% en 1990. La banque centrale a fixé sous forme d'une fourchette de 3 à 4% la projection pour la croissance de  $M_2 + CD$  au troisième trimestre de 1991.

### **Allemagne**

L'économie ouest-allemande a enregistré une expansion vigoureuse au premier trimestre de 1991. Le produit national brut réel a augmenté de 2,3% par rapport au trimestre précédent; d'une année à l'autre, sa progression a été de 5,2%, contre 5,3% au quatrième trimestre de 1990. Toutes les composantes de la demande se sont développées, à l'exception de la consommation publique. L'accroissement a été particulièrement marqué pour les investissements en biens d'équipement et en constructions, mais la consommation privée et les exportations ont apporté elles aussi une contribution substantielle à l'essor.

L'évolution enregistrée au deuxième trimestre par certains indicateurs importants incite à penser que la conjoncture se tassera quelque peu au cours des prochains mois. Dans la partie occidentale du pays, la production industrielle, en nette hausse entre janvier et mars, a stagné au deuxième trimestre. En outre, les entrées de commandes se sont ralenties sous l'effet de la raréfaction des ordres en provenance de l'étranger. Le volume des ventes de détail a également diminué par rapport aux trois mois précédents.

La situation conjoncturelle favorable a eu un effet positif sur l'emploi. A l'Ouest, le taux de chômage saisonnalisé a passé de 5,7% au premier trimestre à 5,6% au trimestre suivant.

En Allemagne de l'Ouest, la hausse annuelle des prix à la consommation s'est inscrite à 3,1% en moyenne au deuxième trimestre, contre 2,7% au premier. En juillet, le taux de renchérissement est monté à 4,4%. Cette poussée des prix est due principalement aux majorations d'impôts qui sont entrées en vigueur au milieu de l'année. A

moyen terme, il est probable que les récents accords salariaux alimenteront eux aussi le renchérissement.

Dans les nouveaux Länder, le processus de restructuration s'est poursuivi. La production a de nouveau régressé fortement, en particulier dans les industries productrices de biens d'équipement. Un revirement de tendance semble toutefois s'amorcer dans certaines branches, en particulier dans la construction. Grâce aux mesures prises par les pouvoirs publics pour créer des emplois, le taux de chômage a augmenté moins fortement qu'au cours des périodes précédentes; il s'est inscrit à 9,5% au deuxième trimestre, contre 8,6% au premier. 835 000 personnes étaient par conséquent sans emploi. Le nombre des personnes touchées par des réductions d'horaire – du chômage déguisé en grande partie – était proche de 2 millions. Il est probable qu'un nombre considérable d'emplois seront supprimés, au cours des prochains mois, en Allemagne de l'Est. Une nouvelle hausse du renchérissement, certes moins sensible qu'au premier trimestre, a été enregistrée entre avril et juin. Cependant, il est à noter qu'un nombre croissant de prix sont déterminés par le marché et que la variété et la qualité de l'offre ne cessent de s'améliorer.

En mai, la balance commerciale allemande, calculée pour l'ensemble du territoire et dessaisonnalisée, a enregistré un solde négatif pour la première fois depuis près de dix ans. Le deuxième trimestre s'est soldé par un déficit de 0,7 milliard de marks, alors qu'un excédent de 6,9 milliards avait été dégagé au cours des trois mois précédents. Les importations ont augmenté vigoureusement, sous l'effet de la forte demande des nouveaux Länder, tandis que les exportations ont régressé du fait de la situation conjoncturelle peu favorable dans divers pays figurant parmi les principaux partenaires commerciaux de l'Allemagne. Bien que le commerce extérieur soit devenu passif, le déficit de la balance des transactions courantes a passé de 10,6 milliards de marks au premier trimestre à 10 milliards au deuxième. Cette évolution s'explique principalement par la réduction du déficit des transferts unilatéraux, qui s'était creusé au premier trimestre en raison des paiements liés à la guerre du Golfe.

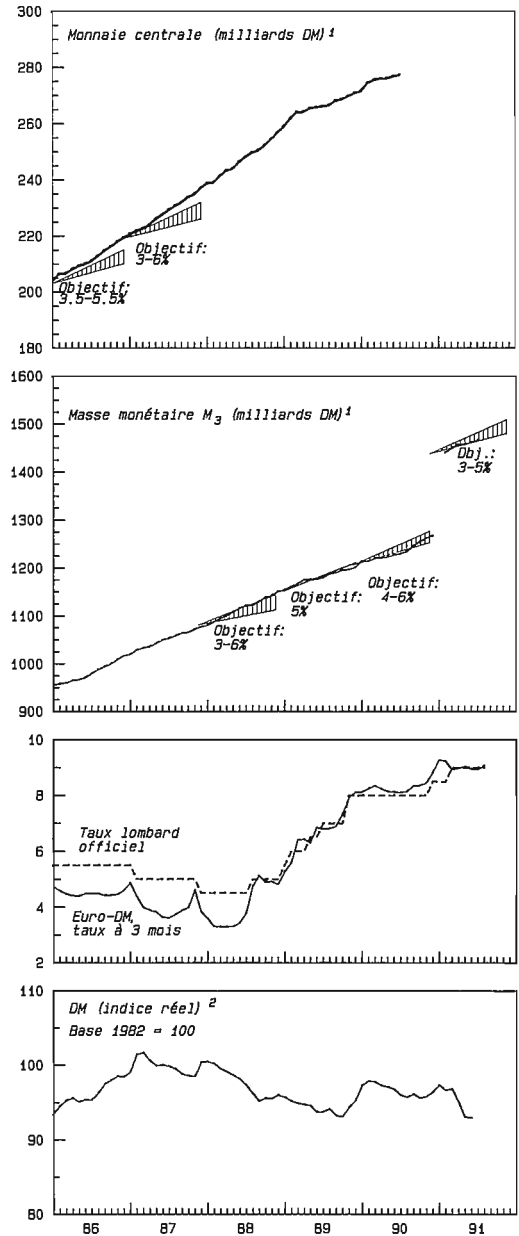
En juin, le Bundestag a approuvé le budget de l'exercice 1991. Celui-ci prévoit des dépenses de l'ordre de 410 milliards de marks, soit environ 30 milliards de plus qu'en 1990. Les recettes fiscales devraient augmenter de 18 milliards de marks, grâce aux majorations d'impôts, pour s'inscrire à 312 milliards. Le déficit de l'Etat fédéral est estimé à 66 milliards de marks, contre 43 milliards l'année précédente. Viennent s'y ajouter les soldes négatifs de divers comptes hors budget – notamment ceux du «Fonds Deutsche Einheit» et de l'organisme chargé des privatisations, la «Treuhandsanstalt» – ainsi que les excédents des dépenses des Länder et des communes. Au total, la dette publique augmentera d'au moins 200 milliards de marks en 1991.

Au deuxième trimestre, la Banque fédérale d'Allemagne a poursuivi sa politique rigoureuse. Les taux qu'elle applique à ses opérations d'open market (prise en pension de titres) n'ont subi aucune modification notable au cours des derniers mois. Afin de contrer la pression inflationniste, la banque centrale a resserré sa politique monétaire en deux étapes, au début du troisième trimestre. A la mi-juillet, elle a révisé son objectif monétaire fixé en termes de  $M_3$ ; pour 1991, la fourchette qui était de 4 à 6% a été réduite d'un point. Le 15 août, elle a en outre relevé d'un point le taux officiel de l'escompte, qui a passé à 7,5%, et porté le taux lombard de 9% à 9,25%.

Sur les marchés monétaire et financier, les taux sont restés stables au deuxième trimestre. En juin, la rémunération des fonds à trois mois sur le marché interbancaire dépassait légèrement 9%, contre 9,2% au premier trimestre. Le rendement moyen des obligations allemandes, qui était encore de 9% en décembre 1990, s'établissait à 8,6% en mars; il s'est maintenu à ce niveau au deuxième trimestre.

La masse monétaire  $M_3$  n'a augmenté que lentement au deuxième trimestre. Elle a évolué à la limite inférieure de son nouveau corridor de progression. En juin,  $M_3$  dépassait de 3,4%, en taux annualisé, son niveau du quatrième trimestre de 1990. Cette faible expansion monétaire s'explique surtout par le fait que les dépôts d'épargne est-allemands, convertis en marks ouest-allemands en 1990, ont été ensuite partiellement

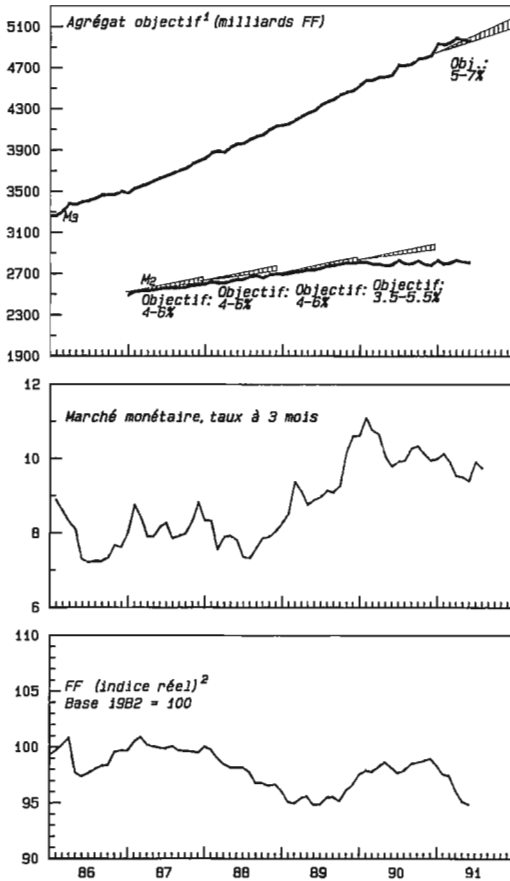
Graphique 5: Allemagne



<sup>1</sup> Données cvs; à partir de 1991: y compris les nouveaux Länder; objectifs: du 4<sup>e</sup> trimestre au 4<sup>e</sup> trimestre suivant (source: Banque fédérale d'Allemagne)

<sup>2</sup> Cours pondéré par le commerce extérieur (source: OCDE)

Graphique 6: France



<sup>1</sup> Données cvs; objectifs: du 4<sup>e</sup> trimestre au 4<sup>e</sup> trimestre suivant (source: Banque de France)

<sup>2</sup> Cours pondéré par le commerce extérieur (source: OCDE)

transférés vers des placements mieux rémunérés qui n'étaient auparavant pas accessibles aux épargnants est-allemands et qui n'entrent pas – contrairement aux avoirs en comptes d'épargne – dans la composition de  $M_3$ .

## France

L'économie française a continué de s'affaiblir au premier trimestre. Le produit intérieur brut réel a stagné par rapport aux trois mois précédents. En

outre, il n'a augmenté que de 1% en comparaison annuelle, contre 1,9% au quatrième trimestre de 1990. La consommation privée et les investissements en constructions ont encore progressé légèrement. Par contre, les investissements en biens d'équipement et, surtout, les exportations se sont inscrits en recul.

L'indice de la production industrielle, en repli pendant trois trimestres consécutifs, s'est légèrement redressé, en données corrigées des variations saisonnières, entre avril et juin. Dans l'industrie automobile notamment, la baisse de la production a pris fin. Toutefois, les indicateurs avancés ne laissent pas encore présager un retournement généralisé de la tendance. Le niveau des stocks est demeuré élevé, et les perspectives, pour ce qui a trait à la production, étaient à peine meilleures qu'au premier trimestre. En mai, les ménages estimaient, selon une enquête de l'INSEE, que leur situation restera précaire cette année, et ils limitaient leurs achats. Les entreprises prévoient également d'investir moins qu'en 1990. Le gouvernement a révisé ses prévisions de croissance, les ramenant de 2,7% à 1,5%.

Le ralentissement conjoncturel a provoqué une nouvelle aggravation du chômage, dont le taux a passé de 9,2% au premier trimestre à 9,4% au deuxième.

Entre avril et juin, le commerce extérieur français a enregistré un déficit de 7,9 milliards de francs français, en diminution de 5,5 milliards par rapport aux trois mois précédents. D'après les premières estimations, le solde passif de la balance des transactions courantes s'est inscrit à 12,7 milliards de francs français, contre 13,8 milliards au premier trimestre.

Bien que le taux de renchérissement annuel ait baissé de 3,4% à 3,2% du premier au deuxième trimestre et que l'économie ait continué de stagner, la Banque de France a renoncé à réduire ses taux directeurs. Le taux des appels d'offres, qui avait été réduit d'un quart de point en mars, est resté à 9%. Le taux des prises en pension est demeuré inchangé à 10%; sa dernière adaptation remonte à novembre 1990. Quant au taux interbancaire à trois mois offert à Paris (TIOP), il a passé de 9,4% en mars à 9,7% en juin.

Au deuxième trimestre, la masse monétaire  $M_3$  s'est accrue de 8,5%, en taux annualisé, par rapport aux trois derniers mois de 1990. Son expansion s'est ralentie, mais elle est demeurée supérieure à l'objectif de 5 à 7% fixé pour 1991.

### Royaume-Uni

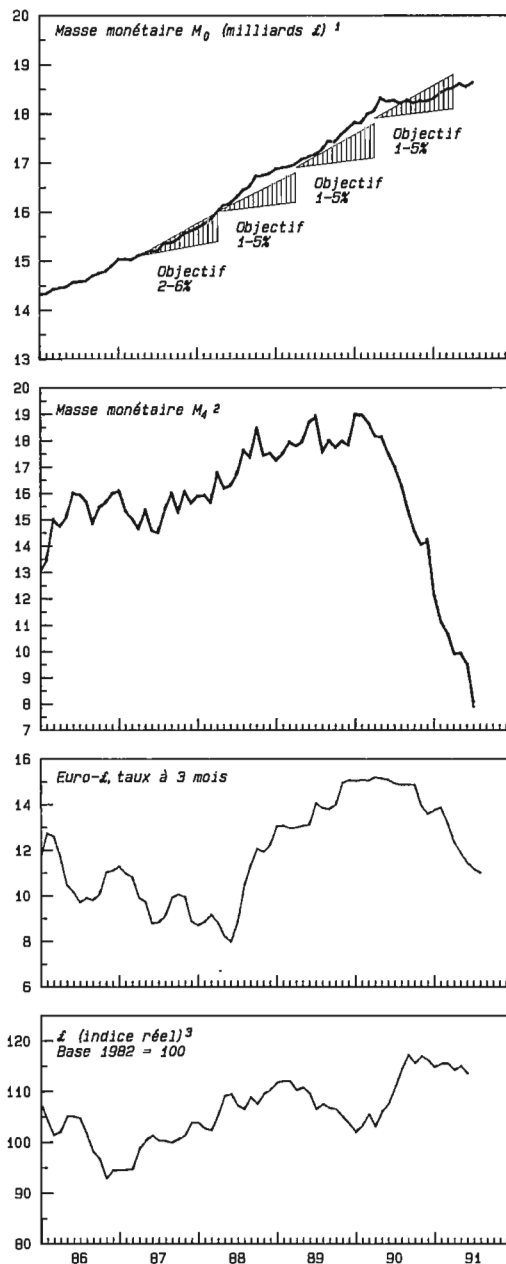
La récession s'est poursuivie durant la première moitié de 1991. Le produit intérieur brut réel s'est contracté de 0,6% entre janvier et mars, enregistrant ainsi son troisième repli consécutif d'un trimestre à l'autre. Par rapport aux trois premiers mois de 1990, il a diminué de 2,5%. Tant la consommation privée que les investissements bruts ont encore régressé. Il en va de même pour les exportations, qui ont fléchi de 3,3% par rapport à la période précédente.

Au deuxième trimestre, l'aggravation du chômage et, partant, la précarité de l'emploi ont affecté de plus en plus la consommation. Le chiffre d'affaires réel du commerce de détail a fléchi de 0,9%; il était inférieur de 1,9% au niveau observé un an auparavant. Les nouvelles immatriculations de voitures ont diminué de nouveau nettement en avril et en mai. La production industrielle, en baisse de 1,3% au deuxième trimestre, ne permettait pas non plus de conclure à un retournement prochain de la conjoncture. Il ressort d'enquêtes qu'un tiers seulement des entreprises interrogées utilisaient pleinement leurs capacités. La récession est demeurée particulièrement forte dans la construction.

Le taux de chômage, qui s'est accru de mois en mois depuis le début de l'année, reflète également la rigueur de la récession actuelle. En données corrigées des variations saisonnières, il a atteint 7,9% au deuxième trimestre, contre 7% au cours de la période précédente et 5,7% un an auparavant. A fin juin, les offices du travail recensaient 2,3 millions de chômeurs.

Selon des données provisoires, le déficit de la balance commerciale a diminué de plus de moitié, après correction des variations saisonnières; en effet, il s'est inscrit à 5 milliards de livres au premier semestre, contre 11,2 milliards un an auparavant. Cette baisse considérable, observée en dé-

Graphique 7: Royaume-Uni



<sup>1</sup> Données cvs; objectifs: du mois d'avril au mois de mars de l'année suivante (source: Banque d'Angleterre)

<sup>2</sup> Variation en % par rapport à l'année précédente (source: Banque d'Angleterre)

<sup>3</sup> Cours pondéré par le commerce extérieur (source: OCDE)

pit d'un fléchissement des exportations en valeur, s'explique par le fort recul des importations. Quant au déficit de la balance des transactions courantes, il s'est établi à 3,5 milliards de livres, selon de premières estimations. La balance des services, qui clôturé généralement par un excédent, a contribué à ce qu'il diminue nettement par rapport à la période correspondante de 1990. Le montant de 6 milliards de livres, prévu par le gouvernement britannique pour l'ensemble de l'année, devrait être néanmoins dépassé.

Mesuré à l'indice des prix de détail, le renchérissement s'est atténué sensiblement au deuxième trimestre. Son taux annuel a passé de 8,7% en moyenne des trois premiers mois de l'année à 6% au deuxième trimestre. La nette décreue de l'inflation est due essentiellement à la réduction de l'impôt local («poll tax») à partir du 1<sup>er</sup> avril 1991. Un effet de base est venu s'y ajouter, cet impôt ayant été introduit un an auparavant. Enfin, le repli des taux hypothécaires a également contribué à la baisse du taux de renchérissement.

La croissance de  $M_0$ , agrégat composé pour l'essentiel des billets en circulation et des pièces de monnaie, a continué son mouvement de repli. Par rapport à la période correspondante de 1990, elle s'inscrivait à 1,7% au deuxième trimestre, contre 2,9% au trimestre précédent. La masse monétaire  $M_4$ , qui répond à la définition la plus large et englobe tous les dépôts effectués dans les banques et auprès des «building societies», a elle aussi progressé à un rythme plus lent sous l'effet de la récession persistante. Son taux d'expansion a diminué de 10% en avril à 7,9% en juin.

Face à l'ampleur de la récession, les autorités monétaires britanniques ont assoupli encore leur politique monétaire. Entre mai et juillet, elles ont abaissé à deux reprises leur taux d'intervention sur le marché monétaire. Les banques commerciales ont suivi, réduisant chaque fois d'un demi-point leur taux de base. Ce taux, appliqué aux débiteurs de premier ordre, a été ainsi ramené à 11%; il a diminué de 3 points depuis le début de l'année.

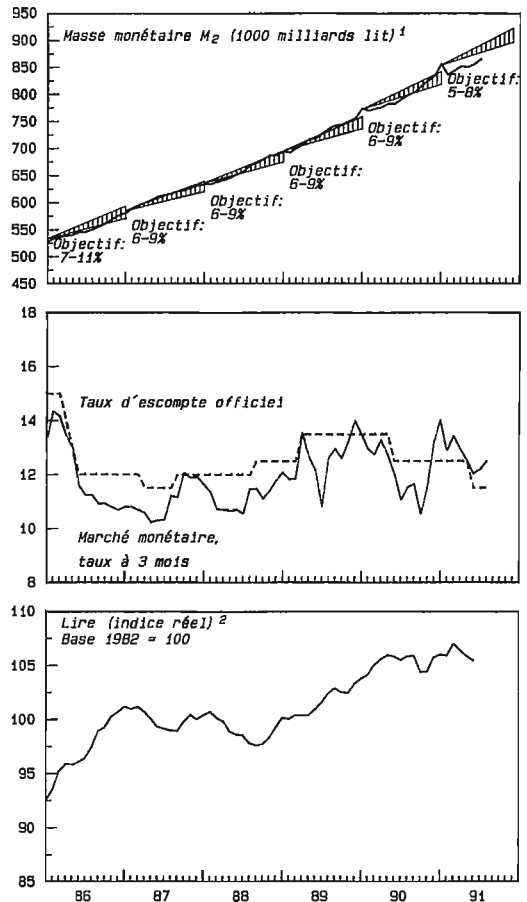
Au deuxième trimestre, la livre sterling est restée ferme au sein du Système monétaire européen (SME), bien que les taux d'intérêt aient diminué.

Hormis pendant la dernière quinzaine de juin, elle a presque toujours dépassé son cours central, qui est de 2,95 marks. Toutefois, les variations du cours de la livre n'ont jamais excédé  $\pm 2,25\%$ , alors que la marge de fluctuation est officiellement de  $\pm 6\%$ .

## Italie

Après s'être considérablement ralentie, la croissance de l'économie italienne est restée faible au

**Graphique 8: Italie**



<sup>1</sup> Données cvs; objectifs: variation en % du mois de décembre au même mois de l'année suivante (source: Banque d'Italie)

<sup>2</sup> Cours pondéré par le commerce extérieur (source: OCDE)

## Tableaux 1.1-1.4: Indicateurs conjoncturels internationaux

### 1.1 Produit national brut réel (variation en % par rapport à l'année précédente)

	1987	1988	1989	1990 <sup>a)</sup>	1990 <sup>a)</sup>				1991 <sup>a)</sup>	
					1 <sup>er</sup> trim.	2 <sup>e</sup> trim.	3 <sup>e</sup> trim.	4 <sup>e</sup> trim.	1 <sup>er</sup> trim.	2 <sup>e</sup> trim.
Etats-Unis	3,4	4,5	2,5	0,9	1,3	1,0	1,1	0,4	-0,7	-0,4
Japon	4,3	6,3	4,7	5,6	5,4	6,9	5,4	4,8	5,9	-
Allemagne occidentale	1,7	3,6	3,9	4,5	4,4	3,4	5,4	4,9	4,2	4,8
Royaume-Uni <sup>b)</sup>	4,6	4,6	2,2	1,1	1,8	2,6	0,6	-1,1	-2,5	-3,7
France <sup>b)</sup>	2,2	3,6	3,7	2,8	2,4	2,1	3,0	1,9	1,0	-
Italie <sup>b)</sup>	3,0	4,2	3,0	2,0	3,1	2,0	1,6	1,1	1,1	-
Suisse <sup>b)</sup>	2,3	3,0	3,1	2,6	3,2	3,0	3,0	1,4	-0,3	-0,5

a) Chiffres provisoires    b) PIB

### 1.2 Prix à la consommation (variation en % par rapport à l'année précédente)

	1987	1988	1989	1990	1991		1991			
					1 <sup>er</sup> trim.	2 <sup>e</sup> trim.	avril	mai	juin	juillet
Etats-Unis	3,7	4,1	4,6	5,5	5,3	4,8	4,9	5,0	4,6	4,4
Japon	0,1	0,7	2,3	3,1	4,1	3,6	3,7	3,4	3,6	3,5
Allemagne occidentale	0,2	1,3	2,8	2,7	2,7	3,1	2,8	3,0	3,5	4,4
Royaume-Uni	4,2	4,9	7,8	9,5	8,7	6,0	6,4	5,8	5,8	5,5
France	3,1	2,7	3,6	3,4	3,4	3,2	3,2	3,2	3,3	3,4
Italie	4,6	5,0	6,6	6,1	6,6	6,8	6,7	6,8	6,9	6,7
Suisse	1,4	1,9	3,2	5,4	5,9	6,2	5,9	6,3	6,6	6,6

### 1.3 Chômage (en % de la population active, variations saisonnières déduites)

	1987	1988	1989	1990 <sup>a)</sup>	1991 <sup>a)</sup>		1991 <sup>a)</sup>			
					1 <sup>er</sup> trim.	2 <sup>e</sup> trim.	avril	mai	juin	juillet
Etats-Unis	6,2	5,5	5,2	5,5	6,5	6,8	6,6	6,9	7,0	6,8
Japon	2,8	2,5	2,3	2,1	2,1	2,1	2,1	2,0	2,1	-
Allemagne occidentale <sup>b)</sup>	8,9	8,7	7,9	7,2	5,7	5,6	5,6	5,6	5,6	5,7
Royaume-Uni <sup>c)</sup>	10,1	8,1	6,3	5,8	7,0	7,9	7,6	7,9	8,1	8,3
France	10,5	10,0	9,4	8,9	9,2	9,4	9,4	9,5	9,4	9,5
Italie <sup>c)</sup>	12,0	12,0	12,1	11,0	11,3	10,9	10,9	-	-	-
Suisse	0,8	0,7	0,6	0,6	0,9	1,1	1,1	1,2	1,2	-

a) Chiffres provisoires    b) En % des salariés    c) Sans les jeunes sortant de l'école    d) Premier mois du trimestre

### 1.4 Balance des transactions courantes

(balance des revenus; solde en milliards de dollars, données cvs)

	1987	1988	1989	1990 <sup>a)</sup>	1990 <sup>a)</sup>				1991 <sup>a)</sup>	
					1 <sup>er</sup> trim.	2 <sup>e</sup> trim.	3 <sup>e</sup> trim.	4 <sup>e</sup> trim.	1 <sup>er</sup> trim.	2 <sup>e</sup> trim.
Etats-Unis	-154,0	-135,3	-105,9	-94,4	-21,7	-21,8	-23,1	-27,8	10,5	3,0
Japon	87,0	79,6	57,2	33,7	12,4	7,9	7,0	6,4	17,8	20,3
Allemagne occidentale <sup>b)</sup>	46,1	50,3	55,4	44,7	16,4	11,2	12,4	4,5	-6,9	-5,8
Royaume-Uni	-7,1	-26,7	-31,2	-23,9	-8,6	-8,5	-3,6	-3,2	-5,0	-1,6
France	-4,4	-3,5	-4,6	-8,4	0,3	-2,0	-2,9	-2,3	-2,6	-2,1
Italie	-1,1	-5,8	-10,6	14,5	-3,8	-4,3	-1,6	-4,8	-	-
Suisse <sup>c)</sup>	7,6	9,0	7,0	8,6	2,7	1,6	1,8	2,6	3,8	1,7

a) Chiffres provisoires    b) Depuis le 3<sup>e</sup> trim. de 1990, y compris les transactions entre les nouveaux Länder et l'étranger

c) Variations saisonnières non déduites; les chiffres pour 1989 et 1990 ont été révisés

premier trimestre de 1991. Selon des données provisoires, le produit national brut dépassait de 0,7% – comme au dernier trimestre de 1990 – son niveau de la période correspondante de l'année précédente. La consommation s'est accrue de 2,5%, mais les investissements ont diminué légèrement. Les exportations ont augmenté de 7,5%, et les importations de 3,9%.

Les indicateurs économiques importants ont fait un nouveau pas en arrière entre avril et juin. La production industrielle était inférieure de 2,4% à celle du deuxième trimestre de 1990. Les carnets de commandes se sont encore réduits, tandis que les stocks sont demeurés abondants. En raison de facteurs saisonniers, le taux de chômage a diminué de 11,3% en janvier à 10,9% en avril; il s'est établi ainsi au même niveau qu'un an auparavant. Mesuré à l'indice des prix à la consommation, le renchérissement annuel a continué d'augmenter, passant de 6,6% au premier trimestre à 6,8% au deuxième.

Au deuxième trimestre, la valeur des exportations italiennes s'est accrue de 8,5% par rapport aux trois mois précédents, et celle des importations, de 5,1%. Le solde passif de la balance commerciale s'est inscrit à 5125 milliards de lire; il a légèrement diminué d'un trimestre à l'autre. Le déficit commercial du premier semestre s'est élevé à 11 597 milliards de lire, soit à un montant légèrement supérieur à celui du semestre correspondant de 1990. Quant au déficit de la balance des transactions courantes, il a atteint 21 152 milliards de lire au cours des cinq premiers mois de l'année et a ainsi dépassé nettement le chiffre enregistré un an auparavant.

Les recettes fiscales perçues par l'Etat au premier semestre ont été nettement inférieures au montant budgété. En outre, l'accroissement des dépenses n'a pu être enrayé, si bien que le déficit public dépassera nettement les prévisions. Il sera également supérieur à l'excédent de dépenses de 1990 (145 000 milliards de lire).

Au deuxième trimestre, la Banque d'Italie a relâché prudemment le degré de rigueur de sa politique monétaire; le 13 mai, elle a abaissé d'un point, le taux officiel de l'escompte, le ramenant ainsi à 11,5%. Le rendement des bons du Trésor

(BoT) à douze mois a passé de 10,7%, à fin mars, à 10,3%, à fin juin. En rythme annuel, la masse monétaire  $M_2$  a augmenté de 8,1%. Son expansion a été moins rapide qu'au premier trimestre, mais elle est restée légèrement supérieure à l'objectif fixé, soit 5 à 8%.

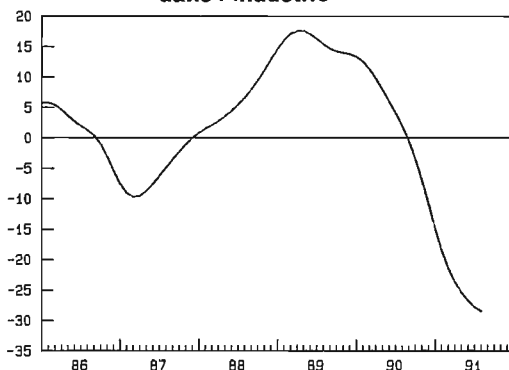
## C. Situation économique et monétaire de la Suisse

### 1. Evolution de l'économie

#### *Produit intérieur brut et production industrielle*

En Suisse, la conjoncture a continué à se refroidir au deuxième trimestre de 1991. Le produit intérieur brut réel a reculé de 0,5% par rapport à la période correspondante de 1990, contre 0,3% au premier trimestre. Alors que la consommation privée a encore progressé légèrement – grâce notamment aux dépenses afférentes aux services –, les investissements ont diminué fortement. En raison du repli très marqué de l'activité dans la construction privée, les investissements en constructions se sont de nouveau inscrits à un niveau nettement inférieur à celui de l'année précédente; ils avaient déjà notablement fléchi au premier trimestre. Mais les investissements en

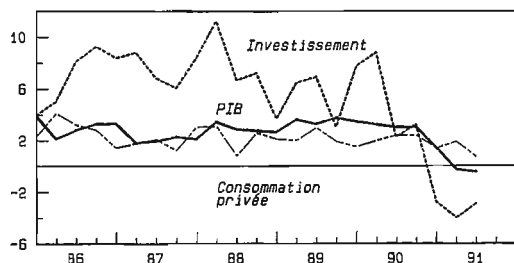
**Graphique 9: Marche des affaires dans l'industrie<sup>1</sup>**



<sup>1</sup> Série lissée; l'indice est un indicateur composite (entrées de commandes et production, par rapport à l'année précédente, ainsi que jugements portés sur les commandes en portefeuille et les stocks de produits finis)

Source: Centre de recherches conjoncturelles de l'EPFZ, test conjoncturel



**Graphique 10: Produit intérieur brut réel<sup>1</sup>**

<sup>1</sup> Variation en % par rapport à l'année précédente  
Source: Office fédéral des questions conjoncturelles

biens d'équipement ont également poursuivi leur mouvement de recul; ce dernier s'est même légèrement accentué par rapport au premier trimestre. Les exportations de biens n'ont augmenté que très faiblement, du fait de l'orientation à la baisse des livraisons de biens d'investissement à l'étranger. Par contre, les exportations de services ont diminué légèrement à la suite de la baisse des recettes tirées du tourisme et malgré la nette hausse des commissions bancaires.

La production n'a plus été réduite. Mesurée à l'indice de la production industrielle, elle a même augmenté de 1% par rapport au deuxième trimestre de 1990. Du premier au deuxième trimes-

tre, le taux d'utilisation des capacités de production a toutefois passé de 85% à 83,6% dans l'industrie, car celles-ci ont été agrandies. Un niveau aussi bas avait été enregistré en 1984 pour la dernière fois. Le nombre des personnes occupées a continué de reculer, alors que la part des heures supplémentaires est restée à 2%. Comme le montre l'enquête menée par le Centre de recherches conjoncturelles de l'EPFZ, les entreprises industrielles estiment que leurs capacités de production sont toujours trop élevées. En outre, les bénéficiaires ont encore fléchi d'un trimestre à l'autre. Selon ces mêmes entreprises, la marge pour un relèvement des prix de vente est très étroite.

Les résultats de l'enquête que le Centre de recherches conjoncturelles de l'EPFZ a menée en juillet dans l'industrie ne permettent pas d'espérer une nette reprise ces prochains mois. L'indicateur sur la marche des affaires a progressé légèrement, après avoir reculé au premier trimestre à un niveau qui n'avait jamais été observé depuis 1982. Les entrées de commandes ont interrompu leur mouvement de recul, et les carnets de commandes ont augmenté très légèrement. Les stocks se sont maintenus à un haut niveau. Les entreprises participant à l'enquête s'attendent à une légère amélioration des affaires au cours des trois prochains mois.

**Tableau 2: Investissements (variation en % par rapport à l'année précédente)**

	1987	1988	1989	1990	1990				1991	
					1 <sup>er</sup> trim.	2 <sup>e</sup> trim.	3 <sup>e</sup> trim.	4 <sup>e</sup> trim.	1 <sup>er</sup> trim.	2 <sup>e</sup> trim.
Importations de biens d'équipement (volume) <sup>1</sup>	10,0	-	5,7	3,0	12,0	2,4	7,4	-7,3	-5,9	0,0
Logements dont la construction a été autorisée dans 96 villes	-13,2	7,5	-0,1	-9,1	6,6	-31,0	-18,0	-17,5	-9,1	2,6
Logements construits dans 96 villes	-16,3	2,1	-11,9	-3,1	-6,9	-7,8	-4,6	3,0	5,6	22,8
Réserves de travail dans le secteur principal de la construction, en termes nominaux										
Total	17,0	18,0	12,0	2,0	3,0	4,0	-2,0	2,0	-3,0	-5,0
Secteur privé	17,0	15,0	12,0	-1,0	0,0	2,0	3,0	-8,0	-12,0	-12,0
Secteur public	16,0	21,0	14,0	7,0	8,0	6,0	-2,0	16,0	11,0	2,0
Renchérissment dans la construction <sup>2</sup>	0,6	3,9	3,8	5,8	4,8	5,8	5,8	5,8	5,8	7,2

<sup>1</sup> Du fait de la révision de la statistique douanière, les données pour 1988 par catégories d'utilisation ne sont pas comparables à celles des années précédentes.

<sup>2</sup> Indice pondéré des coûts de production de la SSE

Sources: La Vie économique, OFIAMT, Office fédéral de la statistique, Direction générale des douanes fédérales et Société suisse des entrepreneurs (SSE)

### Consommation privée

Au deuxième trimestre, la croissance a reposé essentiellement sur la consommation privée. Cette dernière a toutefois progressé moins fortement qu'au deuxième trimestre de 1990, puisque son rythme de croissance s'est inscrit à 0,7%; au premier trimestre, un taux de 1,9% avait été enregistré. Les signes d'une stagnation se sont multipliés dans le domaine de la consommation de biens, ce qui n'a pas été le cas dans celui de la consommation de services.

Le chiffre d'affaires réel du commerce de détail a diminué de 1,2% par rapport au deuxième trimestre de 1990, alors qu'il avait augmenté de 0,9% au premier trimestre de 1991. Les ventes ont fléchi dans la branche de l'alimentation, des boissons et du tabac, après avoir progressé fortement durant les deux trimestres précédents. Pour l'habillement et le textile, les dépenses ont diminué moins fortement qu'au premier trimestre. Par contre, les ventes de biens durables ont enregistré un rythme de baisse semblable à celui du premier trimestre; celles de voitures se sont établies en effet au-dessous du niveau observé un an auparavant. Dans le domaine du tourisme indigène, qui relève du secteur des services, le niveau élevé de l'année précédente a été dépassé, puisque le

nombre de nuitées de la clientèle suisse s'est accru de 0,4% (premier trimestre: 5,7%).

L'indice du climat de consommation, établi par l'Office des questions conjoncturelles d'après l'enquête de juillet, a fléchi dans une mesure particulièrement forte par rapport à l'enquête précédente. Le niveau de -32%, contre -27% en avril, ne laisse guère présager une reprise de la demande dans un proche avenir. Pour les prochains mois, les consommateurs s'attendent à un net fléchissement de l'activité économique. Ils sont d'avis que leur situation financière s'est détériorée et considèrent que le moment est peu propice à des achats importants.

### Investissements

Les investissements ont diminué notablement au deuxième trimestre. La baisse s'est inscrite à 2,9%, en termes réels, par rapport à la période correspondante de 1990. Un net resserrement (-4%) avait déjà été enregistré au premier trimestre, du fait de la conjoncture défavorable.

Au deuxième trimestre, les investissements en constructions ont reculé de 3%, en volume, par rapport à la même période de 1990 (premier tri-

**Tableau 3: Commerce extérieur<sup>1</sup>** (variation en % par rapport à l'année précédente)

	1987	1988 <sup>a)</sup>	1989	1990 <sup>b)</sup>	1990 <sup>b)</sup>				1991 <sup>b)</sup>	
					1 <sup>er</sup> trim.	2 <sup>e</sup> trim.	3 <sup>e</sup> trim.	4 <sup>e</sup> trim.	1 <sup>er</sup> trim.	2 <sup>e</sup> trim.
<b>Exportations, volume</b>	1,5	7,0	5,2	4,5	10,2	2,6	5,7	0,8	-3,9	0,2
dont: mat. prem. et prod.										
semi-ouvr.	1,6	-	4,3	1,9	6,5	-2,5	4,8	-0,5	-2,9	2,2
biens d'équipement	1,6	-	5,5	5,1	10,4	4,2	7,2	1,1	-5,1	-3,1
biens de consommation	1,7	-	5,9	6,3	14,1	6,3	4,8	1,3	-3,7	1,8
Valeurs moyennes										
à l'exportation	-1,1	-	6,4	1,0	2,7	1,3	0,0	-0,2	1,1	1,3
<b>Importations, volume</b>	6,4	5,2	5,3	2,7	7,0	2,2	5,7	-3,1	-4,0	-0,3
dont: mat. prem. et prod.										
semi-ouvr.	3,2	-	6,7	1,8	5,4	1,7	1,9	-0,5	-4,9	-3,7
biens d'équipement	10,0	-	5,7	3,0	12,0	2,4	7,4	-7,3	-5,9	0,0
biens de consommation	8,1	-	4,6	2,7	4,9	1,2	6,4	-1,3	-2,2	3,5
Valeurs moyennes										
à l'importation	-4,2	-	8,5	-0,7	4,6	-2,3	-3,8	-1,7	-3,5	-0,3

<sup>1</sup> Toutes les données se réfèrent à l'indice II qui exclut les métaux précieux, les pierres gemmes, les objets d'art et les antiquités

<sup>a)</sup> Estimations de l'Office fédéral des questions conjoncturelles (OFQC). Du fait de la révision de la statistique douanière, les données pour 1988 par catégories d'utilisation ne sont pas comparables à celles des années précédentes.

<sup>b)</sup> Chiffres provisoires

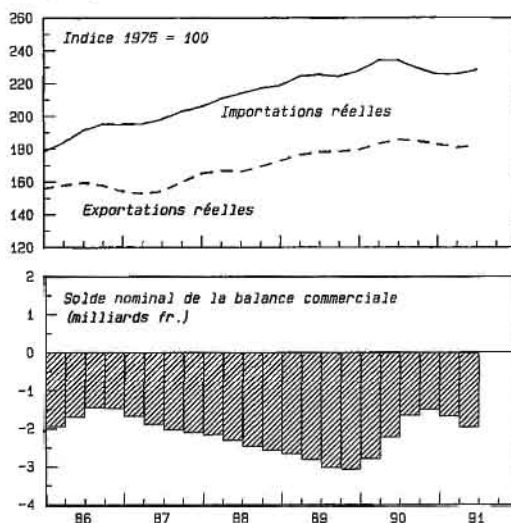
mestre: -5,4%). Contrairement au trimestre précédent, aucune impulsion n'a émané de la construction publique. La situation s'est même aggravée dans la construction privée. Selon l'enquête de début juillet menée par la Société suisse des entrepreneurs, la réserve réelle de travail a fléchi de 13% en l'espace d'une année (avril: -8%) dans la construction. Les carnets de commandes ont diminué de 19% dans la construction privée. Aussi bien la construction de logements que les autres branches du bâtiment ont subi les effets du niveau élevé des taux d'intérêt et du refroidissement du climat conjoncturel; il en a résulté une nouvelle baisse de la réserve de travail, soit -23% et -21%. Dans la construction publique, les carnets de commandes ont diminué de 5%, après avoir enregistré des rythmes de croissance élevés les deux trimestres précédents.

Au deuxième trimestre, les investissements en biens d'équipement ont reculé de 2,6%, en termes réels, par rapport à la période correspondante de 1990 (premier trimestre: -2,2%). Les résultats de l'enquête de fin août menée par la Société suisse des constructeurs de machines laissent présager une aggravation de cette évolution au cours des prochains mois. La réserve de travail des entreprises qui ont été interrogées a encore reculé au deuxième trimestre, enregistrant ainsi sa quatrième baisse consécutive. Elle s'est établie à 5,7 mois, contre 5,8 mois au premier trimestre. Si les commandes de la clientèle étrangère ont de nouveau fléchi légèrement, celles de la clientèle suisse ont accusé une forte baisse.

### Commerce extérieur et balance courante

Au deuxième trimestre, le commerce extérieur suisse a également reflété l'affaiblissement de la conjoncture en Suisse et à l'étranger. Selon les données fournies par la Direction générale des douanes, les exportations de marchandises (sans les métaux précieux) se sont toutefois inscrites 1,5%, en valeur, et 0,2%, en volume, au-dessus des niveaux correspondants de l'année précédente. Comme les exportations de marchandises ont fléchi de 2,8%, en valeur, et de 3,9%, en volume, au premier trimestre, elles se sont établies, au premier semestre, 0,7% et 1,8% au-dessous des niveaux de la période corres-

Graphique 11: Commerce extérieur<sup>1</sup>



<sup>1</sup> Données cvs et lissées

Sources: Direction générale des douanes fédérales et Office fédéral des questions conjoncturelles (évolution en volume à partir du 1<sup>er</sup> trim. de 1988)

pondante de 1990. Les importations de marchandises ont évolué d'une manière similaire. Au deuxième trimestre, les importations de marchandises (sans les métaux précieux) ont diminué de 0,7%, en valeur, et de 0,3%, en volume, par rapport à la même période de 1990, soit nettement moins qu'au premier trimestre (-7,3% et -4%). Mesuré à l'indice des valeurs moyennes, les prix à l'exportation ont été légèrement relevés, alors que les prix à l'importation reculaient de nouveau.

Les exportations de biens d'équipement ont continué leur mouvement de recul. En particulier, les ventes à l'étranger de machines destinées à l'industrie textile et à la métallurgie ont de nouveau fléchi nettement. Par contre, les exportations de biens de consommation ont progressé; au premier trimestre, elles avaient diminué sensiblement. Alors que les livraisons de l'industrie chimique, du secteur de l'alimentation, des boissons et du tabac de même que de l'industrie de l'habillement ont augmenté sensiblement, celles des industries horlogère, du textile et de la chaussure ont poursuivi leur baisse.

Les exportations vers les pays de la CE se sont accrues en valeur plus fortement qu'au trimestre précédent. Toutes les fournitures aux pays de la CE autres que l'Italie, le Royaume-Uni et la Grèce ont progressé. Environ un quart des exportations suisses ont de nouveau pris le chemin de l'Allemagne. Ces livraisons ont contribué dans une notable mesure à la croissance des exportations totales, puisqu'elles ont enregistré une hausse de 9,4%, contre 8,4% au premier trimestre. En outre, les ventes aux pays de l'AELE, soit environ 7% du total des exportations suisses, ont diminué une nouvelle fois. Celles aux pays non européens de l'OCDE ont, quant à elles, reculé moins fortement qu'au trimestre précédent. Les exportations vers les Etats-Unis se sont maintenues au niveau observé un an auparavant. Les achats effectués par le Japon ont diminué; au premier trimestre, leur croissance avait déjà subi un net ralentissement. Pour ce qui est des livraisons aux pays non membres de l'OCDE, elles ont continué de fléchir, le recul étant toutefois moins marqué qu'au premier trimestre. La baisse des exportations a été particulièrement nette vers les pays exportateurs de pétrole.

Au deuxième trimestre, la légère diminution des importations réelles a surtout affecté les matières premières et les produits semi-finis. Le volume des biens d'investissement importés est toutefois resté au même niveau élevé qu'une année auparavant. Cela est dû au fait que les achats d'avions ont augmenté fortement, les importations de machines et d'appareils ayant diminué. Quant à celles de produits énergétiques, elles ont également fléchi. Parmi les importations, les biens de consommation, notamment les biens non durables, ont été la seule catégorie de marchandises à enregistré un taux de croissance positif.

Les importations en provenance des pays de la CE et de l'AELE ont diminué, comme au premier trimestre. En revanche, les importations provenant des Etats-Unis ont marqué une forte hausse, en raison des achats d'avions. Pour ce qui est des importations en provenance des autres pays non européens de l'OCDE, une baisse a également été enregistrée.

Au deuxième trimestre, le déficit de la balance commerciale – comprenant toutes les catégories

**Tableau 4: Balance des transactions courantes<sup>1</sup> (balance des revenus)**

	1988	1989 a)	1990 a)	1990 a)				1991 b)	
				1 <sup>er</sup> trim.	2 <sup>e</sup> trim.	3 <sup>e</sup> trim.	4 <sup>e</sup> trim.	1 <sup>er</sup> trim.	2 <sup>e</sup> trim.
<b>Recettes, total</b>	<b>132,5</b>	<b>153,2</b>	<b>160,9</b>	<b>40,7</b>	<b>40,6</b>	<b>40,2</b>	<b>39,3</b>	<b>40,5</b>	<b>41,3</b>
Exportations de marchandises	76,5	87,0	91,1	23,3	23,1	21,3	23,4	21,9	23,1
<i>Commerce spécial (Indice I)</i>	74,1	84,3	88,3	22,6	22,4	20,6	22,7	21,2	22,3
<i>Autres exportations de marchandises<sup>2</sup></i>	2,4	2,7	2,8	0,7	0,7	0,7	0,7	0,8	0,7
Exportations de services	21,5	23,7	24,0	6,0	5,9	7,5	4,6	6,4	6,1
Revenus du travail et des capitaux	31,5	39,6	42,5	10,5	10,8	10,7	10,5	11,3	11,4
Transferts sans contrepartie	3,0	3,1	3,3	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	0,9
<b>Dépenses, total</b>	<b>119,3</b>	<b>141,7</b>	<b>148,9</b>	<b>36,7</b>	<b>38,2</b>	<b>37,9</b>	<b>36,1</b>	<b>35,6</b>	<b>39,1</b>
Importations de marchandises	85,4	98,7	100,6	26,5	25,9	23,6	24,7	24,5	26,0
<i>Commerce spécial (Indice I)</i>	82,4	95,2	96,6	25,4	24,9	22,6	23,6	23,5	25,0
<i>Autres importations de marchandises<sup>2</sup></i>	3,0	3,4	4,0	1,1	1,0	0,9	1,0	1,0	1,0
Importations de services	11,4	12,4	12,9	1,8	3,4	5,2	2,5	1,9	3,6
Revenus du travail et des capitaux	17,0	24,8	28,8	6,9	7,3	7,3	7,3	7,6	7,6
Transferts sans contrepartie	5,5	5,9	6,5	1,5	1,7	1,7	1,6	1,6	1,8
<b>Solde de la balance des transactions courantes</b>	<b>13,2</b>	<b>11,5</b>	<b>12,0</b>	<b>4,0</b>	<b>2,3</b>	<b>2,4</b>	<b>3,3</b>	<b>4,9</b>	<b>2,2</b>

<sup>1</sup> En milliards de francs; des différences peuvent apparaître dans les totaux du fait que les chiffres ont été arrondis

<sup>2</sup> Y compris l'énergie électrique

a) Chiffres révisés

b) Selon de premières estimations

Sources: Banque nationale suisse, Direction générale des douanes fédérales et Commission pour les questions conjoncturelles

de marchandises selon l'indice I du commerce spécial – s'élevait à 2,7 milliards de francs, soit à un montant légèrement supérieur à celui de la période correspondante de 1990. Les exportations de marchandises ont reculé à 22,3 milliards, alors que les importations passaient à 25 milliards de francs.

Dans la branche du tourisme, les recettes et les dépenses se sont inscrites au-dessous des niveaux enregistrés un an auparavant. L'essor des bourses a entraîné une hausse de 7% des commissions bancaires par rapport au deuxième trimestre de 1990. De même, les revenus tirés des crédits que les banques ont accordés à l'étranger ont dépassé ceux de la période correspondante de 1990. Par contre, les produits des opérations fiduciaires passées par le secteur non bancaire ont reculé du fait de la baisse des rémunérations; le volume de ces placements a été toutefois supérieur à celui de l'année précédente. La croissance des revenus du travail transférés à l'étranger s'est tassée, car le nombre des frontaliers ayant un emploi en Suisse a moins augmenté que l'année précédente.

Les recettes comptabilisées dans la balance des transactions courantes ont progressé de 0,7 milliard pour atteindre 41,3 milliards de francs et les dépenses, de 0,9 milliard pour s'inscrire à 39,1 milliards de francs. L'excédent dégagé par cette balance a donc passé à 2,2 milliards de francs au deuxième trimestre, contre 2,3 milliards au trimestre correspondant de 1990. Au premier semestre de 1991, il atteignait 7,1 milliards de francs (premier semestre 1990: 6,3 milliards).

### Emploi et marché du travail

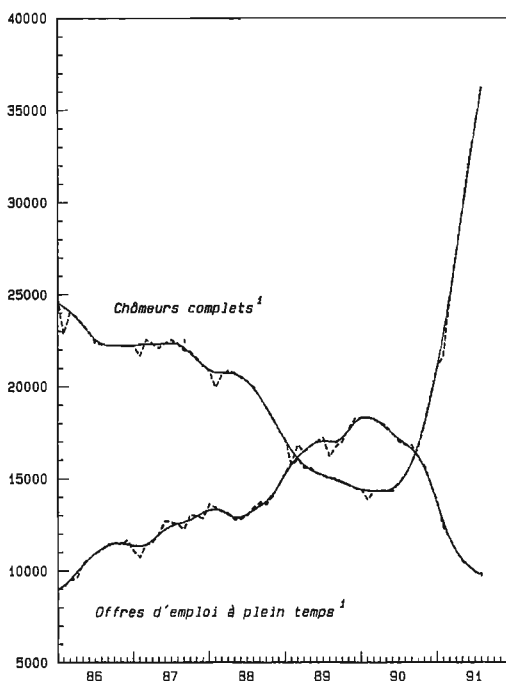
Au deuxième trimestre, l'emploi s'est maintenu au même niveau qu'un an auparavant; il n'avait progressé que de 0,4% au premier trimestre. Dans l'industrie, l'emploi a reculé de 1%, mais, dans les services, il a augmenté de 0,9%, soit un peu moins qu'au trimestre précédent. Le nombre des personnes occupées a toutefois enregistré une croissance supérieure à la moyenne notamment au PTT et au CFF, dans l'administration publique et dans les assurances. Par contre, la main-d'œuvre a encore diminué dans la cons-

truction (-2,3%). Ce recul a touché de la même façon le secteur de l'achèvement et du parachèvement que le secteur principal; au premier trimestre, ce dernier avait subi dans une mesure nettement plus forte les effets de la morosité conjoncturelle.

Le rythme de croissance de l'effectif des travailleurs étrangers, qui, au premier trimestre, avait encore été égal à celui de l'année précédente, a faibli nettement au deuxième trimestre. Le nombre des saisonniers notamment a reculé fortement pour s'établir au-dessous de celui de la période correspondante de 1990, alors que celui des frontaliers a continué de progresser notablement.

En données corrigées des variations saisonnières, le taux de chômage a passé de 0,9% au premier trimestre à 1,1% au deuxième. Cela est dû au fait que le nombre de chômeurs complets a continué de s'accroître, puisqu'il s'élevait à 35 250 en moyenne au deuxième trimestre, contre 27 835

### Graphique 12: Marché du travail



<sup>1</sup> Données cvs et lissées

Source: Office fédéral de l'industrie, des arts et métiers et du travail

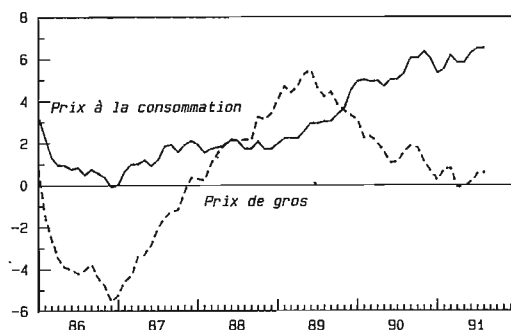
au premier. Le nombre des places vacantes annoncées aux offices du travail n'a diminué que légèrement en données corrigées des variations saisonnières; il s'établissait à 10 641 en moyenne (premier trimestre: 12 088).

Quant au nombre moyen de personnes touchées par des réductions de l'horaire de travail, il a encore augmenté pour atteindre 21 888 en moyenne au deuxième trimestre. Par rapport au trimestre précédent (9137), il a ainsi plus que doublé. Ces réductions de l'horaire de travail ont affecté, à raison environ des deux tiers de l'ensemble des heures perdues, l'industrie des textiles et celle des machines ainsi que la métallurgie.

### Prix

L'indice des prix à la consommation dépassait, au deuxième trimestre, de 6,3% le niveau observé un an auparavant (premier trimestre: 5,9%). La hausse des loyers, l'adaptation des tarifs des CFF et la croissance des prix des produits alimentaires, en raison des mauvaises conditions météorologiques, ont entraîné une accélération du renchérissement intérieur (6,9%). L'inflation d'origine externe n'a guère apporté d'allègements, puisqu'elle a passé de 3,9% au premier trimestre à 4,3% au deuxième. La revalorisation du dollar a notamment entraîné un ralentissement de la baisse des prix pétroliers. En juin, les prix des combustibles liquides s'inscrivaient encore près de 20% au-dessus des niveaux de l'année précédente.

Graphique 13: Evolution des prix<sup>1</sup>



<sup>1</sup> Variation en % par rapport à l'année précédente  
Source: Office fédéral de la statistique

Par rapport au deuxième trimestre, les indices des prix des groupes «loyer du logement» (10,3%), «chauffage et éclairage» (8,5%) et «instruction et loisirs» (6,4%) ont enregistré les plus fortes hausses. En revanche, l'indice du groupe «habillement» a augmenté dans la plus faible mesure, soit de 4%.

Le renchérissement restera élevé au troisième trimestre. En juillet, l'indice des prix à la consommation était de 6,6% supérieur à son niveau de la période correspondante de 1990 et, en août, de 6%. Les prix des fruits se situaient, malgré un recul, toujours nettement au-dessus de ceux de l'année précédente. Les tarifs hospitaliers, qui sont pris en compte chaque trimestre dans l'indice, ont de nouveau été relevés du fait de pressions à la hausse des coûts. Dans les hôpitaux publics du canton de Zurich, ils ont augmenté de

Tableau 5: Emploi et marché du travail (séries non corrigées des variations saisonnières)

	1988	1989	1990				1991		1991				
			1 <sup>er</sup> trim.	2 <sup>e</sup> trim.	3 <sup>e</sup> trim.	4 <sup>e</sup> trim.	1 <sup>er</sup> trim.	2 <sup>e</sup> trim.	avril	mai	juin	juillet	
Indice de l'emploi <sup>1</sup>	1,3	1,2	1,2	1,7	1,4	1,3	1,2	0,4	0,0	-			
Taux de chômage <sup>2,3</sup>	0,6	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,6	0,9	1,0	1,0	1,0	1,0	1,1
Chômeurs <sup>3</sup>	19 524	15 133	15 980	15 937	14 030	14 426	19 527	27 521	30 949	30 158	31 297	31 393	33 367
Personnes touchées par des réductions de l'horaire du travail <sup>3</sup>	3 947	603	671	472	432	312	1 473	9 137	21 888	20 206	22 468	22 991	15 096
Offres d'emploi à plein temps <sup>3</sup>	13 552	17 007	16 711	18 029	18 460	16 764	14 181	11 600	10 620	11 129	10 452	10 278	10 173

<sup>1</sup> Variation en % par rapport à l'année précédente

<sup>2</sup> Nombre des chômeurs complets en % de la population active selon le recensement de 1980 (3 091 694 personnes actives)

<sup>3</sup> En regard des années et des trimestres figurent des moyennes des valeurs mensuelles

Source: La Vie économique, OFIAMT

19% en juillet. En août, le renchérissement annuel a fléchi un peu à la suite d'un effet de base; les prix des produits pétroliers avaient grimpé en août 1990 à cause de la crise du Golfe.

Au deuxième trimestre, l'indice des prix de gros dépassait de 0,2% le niveau observé un an auparavant; depuis le quatrième trimestre de 1990, le taux de croissance de cet indice a tendance à reculer. Les prix des produits énergétiques et connexes ainsi que des biens de consommation ont haussé en l'espace d'une année, alors que ceux des matières premières et des produits semi-finis ont diminué. Une répartition des produits selon leur origine montre que les prix des biens et des services indigènes se sont accrus de 1%, contre 1,5% au premier trimestre. Quant aux prix des biens importés, ils ont marqué une baisse de 2,1%; au premier trimestre, celle-ci avait été de 2,3%. En juillet, l'indice des prix de gros était de 0,6% supérieur au niveau de la période correspondante de 1990.

## 2. Evolution monétaire

### Politique monétaire et agrégats monétaires

A fin 1990, la Banque nationale a décidé d'augmenter la monnaie centrale pour que celle-ci se rapproche de son sentier de croissance à moyen terme, qui est de 1% par an en moyenne. L'institut d'émission a en outre indiqué que, dans ses décisions, il tiendra compte de l'évolution de la monnaie centrale, mais également d'autres indicateurs. Il a aussi précisé que le temps qu'il faudra pour amener la monnaie centrale à proximité de son sentier de croissance dépendra notamment de la situation sur les marchés des changes.

En atteignant 1,6% au premier trimestre, la progression de la monnaie centrale dessaisonnalisée avait été relativement forte par rapport au quatrième trimestre de 1990. Vers la fin du deuxième trimestre, la Banque nationale a décidé de resserrer légèrement les rênes de sa politique monétaire, du fait du renchérissement élevé et de la

**Tableau 6: Monnaie centrale**

	Billets en circulation <sup>1</sup>	Variation en % <sup>2</sup>	Avoirs en comptes de virements <sup>1</sup>	Variation en % <sup>2</sup>	MC <sup>1,3</sup>	Coefficients saisonniers	MCD <sup>1,4</sup>	Variation en % <sup>2</sup>
1986	23 951	2,6	8 297	2,5	32 248	0,999	32 270	1,7
1987	24 785	4,0	8 647	4,5	33 432	1,001	33 403	4,9
1988	25 819	4,3	5 667	-54,0	31 486	0,999	31 521	-11,0
1989	26 438	0,1	3 487	-23,9	29 925	1,001	29 910	-2,4 <sup>5</sup>
1990	25 880	-1,2	3 018	-6,5	28 898	0,999	28 934	-2,6
1990 <sup>3e</sup> trim.	25 438	-2,6	3 045	-7,9	28 482	0,988	28 838	-3,3
4 <sup>e</sup> trim.	26 302	-1,2	2 970	-6,5	29 272	1,016	28 809	-2,6
1991 <sup>1er</sup> trim.	26 490	1,3	3 062	-0,1	29 552	1,010 <sup>P</sup>	29 259 <sup>P</sup>	0,1 <sup>P</sup>
2 <sup>e</sup> trim.	26 199	2,2	2 961	-1,0	29 161	0,996 <sup>P</sup>	29 268 <sup>P</sup>	1,4 <sup>P</sup>
1991 janv.	26 923	0,5	3 174	0,9	30 097	1,027 <sup>P</sup>	29 306 <sup>P</sup>	-0,7 <sup>P</sup>
févr.	26 186	1,3	2 996	-1,4	29 182	0,998 <sup>P</sup>	29 240 <sup>P</sup>	0,1 <sup>P</sup>
mars	26 362	2,1	3 015	0,1	29 377	1,005 <sup>P</sup>	29 231 <sup>P</sup>	1,0 <sup>P</sup>
avril	26 211	1,6	2 998	2,1	29 209	0,998 <sup>P</sup>	29 268 <sup>P</sup>	1,2 <sup>P</sup>
mai	26 226	2,7	2 997	0,0	29 223	0,995 <sup>P</sup>	29 370 <sup>P</sup>	1,9 <sup>P</sup>
juin	26 161	2,4	2 889	-5,1	29 050	0,996 <sup>P</sup>	29 167 <sup>P</sup>	1,2 <sup>P</sup>
juillet	26 343	2,7	2 707	-10,4	29 050	0,994 <sup>P</sup>	29 225 <sup>P</sup>	1,2 <sup>P</sup>
août	26 169	3,3	2 688	-13,8	28 857	0,983 <sup>P</sup>	29 356 <sup>P</sup>	1,4 <sup>P</sup>

<sup>1</sup> Moyenne des valeurs mensuelles; en regard des mois figurent des moyennes des valeurs journalières

<sup>2</sup> Par rapport à l'année précédente; en regard des années figurent les variations du quatrième trimestre au quatrième trimestre précédent; en regard des trimestres figurent les moyennes des taux calculés chaque mois

<sup>3</sup> Monnaie centrale = billets en circulation + avoirs en comptes de virements

<sup>4</sup> Monnaie centrale dessaisonnalisée = monnaie centrale, divisée par les coefficients saisonniers

<sup>5</sup> Pour 1989, l'objectif se réfère à la moyenne des douze taux de variation annualisés, calculés par rapport à la valeur moyenne de la monnaie centrale dessaisonnalisée au quatrième trimestre de 1988, moyenne qui est centrée sur novembre; selon cette méthode de calcul, la variation est de -1,9%.

<sup>P</sup> chiffre provisoire

baisse du franc. La monnaie centrale n'a par conséquent enregistré qu'une légère augmentation au deuxième trimestre. Elle s'est inscrite à 29 268 millions de francs en moyenne, contre 29 259 millions en moyenne des trois premiers mois, et n'a donc pas atteint les 29,4 milliards prévus. Au premier semestre toutefois, l'évolution de la monnaie centrale dessaisonnalisée a correspondu approximativement aux prévisions.

Les avoirs en comptes de virements se sont inscrits à près de 3 milliards de francs au deuxième trimestre. Vers la fin du mois de juin, ils ont cependant reculé légèrement, ce qui les a empêchés d'atteindre le niveau observé habituellement aux échéances. Au début du troisième trimestre, la demande d'avoirs en comptes de virements a encore eu tendance à faiblir tout en variant fortement par moments. La Banque nationale s'est efforcée de contrecarrer les fluctuations des rémunérations à court terme qui en ont résulté en adaptant avec souplesse l'offre de liquidités aux variations de cette demande. En juillet, comme en août, les avoirs en comptes de virements s'inscrivaient à 2,7 milliards de francs en moyenne, soit au-dessous des niveaux du deuxième trimestre. Cette tendance à la baisse de la demande d'avoirs en comptes de virements a reflété la nouvelle attitude que les banques ont adoptée en matière de liquidités et l'affaiblissement de la croissance économique. La croissance des bilans bancaires en a également subi les effets, puisque celle-ci a enregistré un net tassement. La liquidité de caisse exigée, qui avait augmenté vigoureusement l'année précédente, n'a par conséquent plus continué de s'accroître.

La Banque nationale s'attend à ce que la monnaie centrale dessaisonnalisée continue de s'accroître dans l'ensemble. Pour le troisième trimestre, elle table sur un volume moyen de monnaie centrale de 29,4 milliards de francs, d'où un accroissement de 2% par rapport au niveau du quatrième trimestre de 1990. En juillet et en août, la monnaie centrale dessaisonnalisée s'inscrivait à 29,2 milliards et à 29,4 milliards de francs. Elle s'est donc établie un peu au-dessous des niveaux prévus, car la forte croissance des billets en circulation a compensé en partie seulement le recul des avoirs en comptes de virements.

Le renchérissement élevé a entraîné un accrois-

**Tableau 7: Agrégats monétaires<sup>1</sup>**

	M <sub>1</sub>	M <sub>2</sub>	M <sub>3</sub>
1986	5,0	5,9	6,7
1987	7,5	9,8	9,5
1988	14,4	7,8	9,8
1989	-5,9	20,2	6,2
1990	-5,0	13,5	2,6
1990 3 <sup>e</sup> trim. <sup>2</sup>	-5,2	10,1	1,7
4 <sup>e</sup> trim. <sup>2</sup>	-2,2	9,2	2,5
1991 1 <sup>er</sup> trim. <sup>2</sup>	0,9	5,7	3,1
2 <sup>e</sup> trim. <sup>2</sup>	2,4	4,2	3,9
1991 janv. <sup>2</sup>	0,8	7,1	2,9
févr. <sup>2</sup>	1,8	5,4	3,0
mars <sup>2</sup>	0,0	4,5	3,3
avril <sup>2</sup>	2,9	4,6	3,7
mai <sup>2</sup>	3,4	4,6	4,1
juin <sup>2</sup>	1,0	3,3	4,0
juillet <sup>2</sup>	3,0	4,2	4,4

<sup>1</sup> Variation en % par rapport à l'année précédente, calculée sur la base des données de fin de mois; en regard des années et des trimestres figurent des moyennes. Chiffres révisés; voir «Révision de la statistique monétaire», bulletin trimestriel 1/1985. Depuis 1986, y compris la Principauté de Liechtenstein.

<sup>2</sup> Chiffres provisoires

M<sub>1</sub> = Numéraire en circulation + dépôts à vue (sans métaux précieux)

M<sub>2</sub> = M<sub>1</sub> + quasi-monnaie (dépôts à terme en francs suisses de résidents)

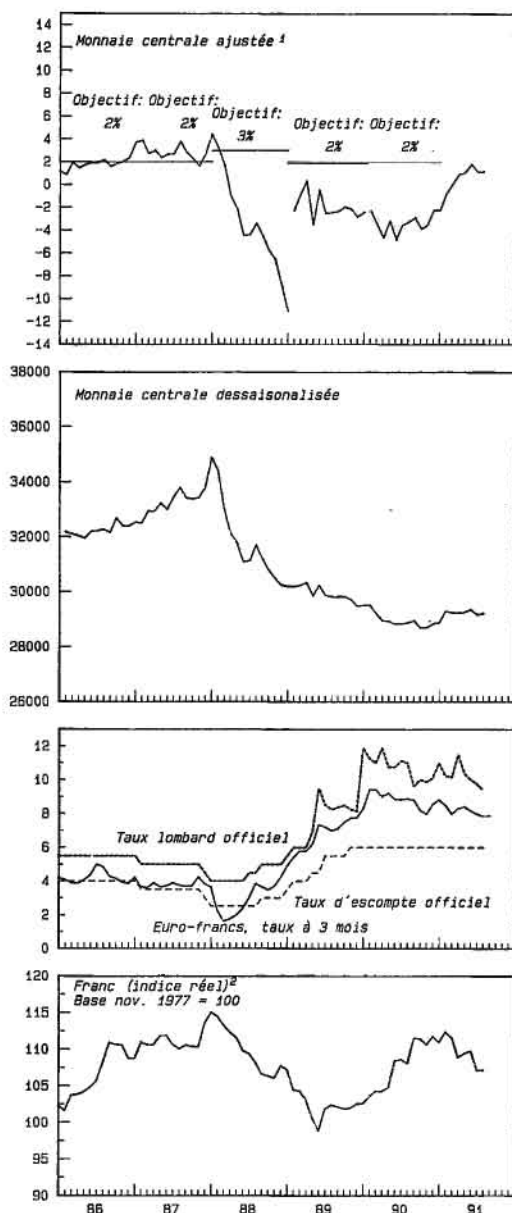
M<sub>3</sub> = M<sub>2</sub> + dépôts d'épargne

sement des transactions en termes nominaux, et ce malgré le refroidissement conjoncturel. Les besoins du public en moyens de paiement ont par conséquent continué de progresser. Cela explique vraisemblablement en partie le fait que les fonds à vue déposés dans les banques ont de nouveau enregistré au deuxième trimestre une accélération de leur rythme de croissance. Après un taux annuel d'expansion de 0,4% au premier trimestre, celui-ci a passé en effet à 2,3% au deuxième. La hausse du numéraire, c'est-à-dire des billets et des pièces détenus par le secteur privé non bancaire, a été un peu plus prononcée, puisqu'elle a atteint 3%. Au deuxième trimestre, la masse monétaire M<sub>1</sub> a progressé de 2,4%, contre 0,9% au premier.

L'accélération de la croissance des dépôts à vue s'est opérée en partie au détriment du rythme d'expansion des dépôts à terme. Ce dernier a passé de 8,4% au premier trimestre à 5,1% au deuxième. Du fait de la forte croissance de M<sub>1</sub>, le rythme d'expansion de M<sub>2</sub> a faibli à 4,2%, contre 5,7% au premier trimestre.



Graphique 14: Suisse



<sup>1</sup> Depuis 1989: monnaie centrale dessaisonnalisée  
 Jusqu'en 1988 et pour 1990: les variations de la monnaie centrale ajustée (puis dessaisonnalisée) sont calculées par rapport à la période correspondante de l'année précédente  
 Pour 1989: les variations de la monnaie centrale dessaisonnalisée sont calculées en taux annualisé, par rapport

La rémunération, de plus en plus conforme au marché, des livrets d'épargne et des taux à court terme en baisse, à l'instar des rendements des obligations de caisse, ont favorisé depuis le début de l'année la croissance des fonds d'épargne. Au printemps, ce mouvement s'est encore accentué. Après avoir stagné en moyenne au premier trimestre, les fonds d'épargne ont progressé de 3,7% par rapport au deuxième trimestre de 1990. Quant à la croissance de  $M_3$ , elle a passé de 3,1% à 3,9% du premier au deuxième trimestre.

### Marché monétaire

Depuis le début de 1991, les rémunérations à court terme suisses ont eu tendance à baisser. Après avoir fortement reculé dans les premières semaines de l'année et s'être redressées en mars, elles se sont de nouveau nettement repliées à partir du mois de mai. Sur le marché des euro-francs, le taux des dépôts à trois mois, qui atteignait plus de 9% en décembre 1990, a diminué pour s'établir à 8% au début du mois d'août. Dans les grandes banques, le taux des dépôts à trois mois a fluctué parallèlement à l'évolution des rémunérations sur le marché des euro-francs; en août, il s'établissait à 7,4%. En outre, le rendement des nouvelles créances comptables à trois mois sur la Confédération a passé de 7,8% en avril à 7,5% en juin; il a de nouveau augmenté légèrement jusqu'au mois d'août.

Au début de l'été, le taux de l'argent au jour le jour a fléchi temporairement à 7% en chiffre rond. Ce repli rapide est dû au fait que les banques ont réduit nettement leur demande de liquidités. Il a amené la Banque nationale à adapter également son offre d'avois en comptes de virements. En août, le taux de l'argent au jour le jour a donc de nouveau augmenté pour atteindre 8% en moyenne.

Sur le marché des euro-francs, l'écart entre les taux servis sur le franc et le mark allemand s'est

au niveau moyen du quatrième trimestre de l'année précédente, moyenne qui est centrée sur novembre  
 Objectifs: Jusqu'en 1989, moyenne des taux de variation calculés chaque mois  
 Pour 1990, variation du quatrième trimestre au quatrième trimestre de l'année précédente

<sup>2</sup> Cours pondéré par les exportations

creusé ces derniers mois, étant donné que les premiers ont diminué et les seconds augmenté légèrement. Il a passé en effet de 0,7 point, en avril, à 1,5 point, en août, pour les dépôts à trois mois. Face au dollar, l'écart s'est réduit un peu jusqu'au milieu de l'année. Après la nouvelle baisse, en août, des rémunérations à court terme américaines, le taux des dépôts à trois mois en francs s'est situé, comme en avril, 2,3 points au-dessus des rémunérations correspondantes servies sur le dollar.

La Banque nationale a relevé le taux de l'escompte de 6% à 7% à compter du 16 août. Elle a pris cette décision en corrélation avec des mesures analogues d'autres banques centrales européennes. Ce taux avait été modifié en octobre 1989 pour la dernière fois.

### Marché des changes

De mai à août 1991, le franc suisse a faibli vis-à-vis de toutes les monnaies des pays industrialisés importants. Il a reculé de 2,5% face au dollar, de 4,2% par rapport au yen japonais et de 2,9% à 4,2% vis-à-vis des monnaies du Système monétaire européen (SME). Les fluctuations journalières

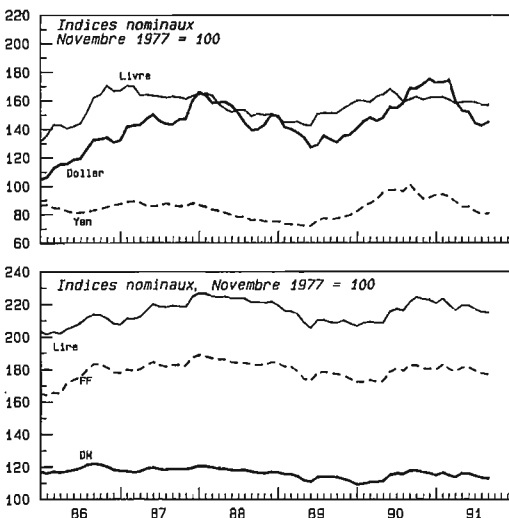
sont restées importantes face aux deux premières monnaies, alors qu'elles ont diminué d'amplitude par rapport aux dernières.

En moyenne des mois de mai à août, le dollar américain valait fr. 1,51 (même période de 1990: fr. 1,38), 100 yens japonais, fr. 1,10 (fr. 0,92) et le mark allemand, 86,1 centimes (84,5 centimes). En l'espace d'une année, le franc suisse a fléchi de 19,6% vis-à-vis du yen japonais, de 9,4% par rapport au dollar et de 1,9% face au mark allemand.

La Banque nationale a participé, en corrélation avec d'autres banques centrales, à des interventions sur les marchés des changes. De mai à août, elle a cédé 100 millions de dollars contre des francs suisses.

En données pondérées par les exportations et corrigées des variations des prix à la consommation, le franc a faibli un peu et ne s'est inscrit, au deuxième trimestre, plus que 1,3% au-dessus du niveau du trimestre correspondant de 1990 (premier trimestre: 6,7%). En l'espace d'une année, le cours réel du franc a progressé de 4,3% vis-à-vis du franc français et de 3,9% face au mark allemand, alors qu'il reculait de 11% par rapport au yen japonais, de 4,2% vis-à-vis de la livre sterling et de 1,3% face au dollar américain.

Graphique 15: Variations du franc<sup>1</sup>



<sup>1</sup> En termes de quelques monnaies étrangères

### Marché des capitaux

Les rendements des obligations suisses et étrangères ont reculé de 0,6 point au premier semestre de 1991. S'établissant à 5,95% au deuxième trimestre, le rendement moyen des obligations fédérales, calculé en tenant compte des clauses de dénonciation, s'est situé un tiers de point au-dessous de celui du trimestre correspondant de 1990. Après être tombé à son niveau le plus bas, soit 5,79% en mai, il s'est redressé par la suite pour atteindre 6,15% vers la fin du mois d'août. Il est toutefois resté bien inférieur aux rémunérations à court terme, de sorte que la structure des taux a été encore nettement inverse.

De mars à août, les taux des obligations de caisse n'ont quasiment pas varié; ils avaient accusé une baisse de 0,9 point au premier trimestre. La rémunération moyenne de 6,56%, servie sur ces titres

par les banques cantonales au deuxième trimestre et au cours des deux premiers mois du troisième, s'est inscrite presque un demi-point au-dessous du niveau du premier trimestre.

La baisse des coûts de financement a permis aux banques de réduire légèrement les taux des nouvelles hypothèques. Dans les banques cantonales, le taux hypothécaire moyen était, en août, de 0,2 point inférieur à celui qui avait été enregistré en février, soit 8%. Comme plusieurs banques ont adapté au cours de cette année les taux des anciennes hypothèques, le taux moyen de ces dernières a continué d'augmenter, passant de 6,6% au début du mois de janvier à 6,9% en août. Quant aux taux que les banques cantonales ont appliqué aux fonds d'épargne, ils se sont maintenus à 5,1% en moyenne, niveau atteint dans les premiers mois de 1991 après avoir été relevé de 0,1 point.

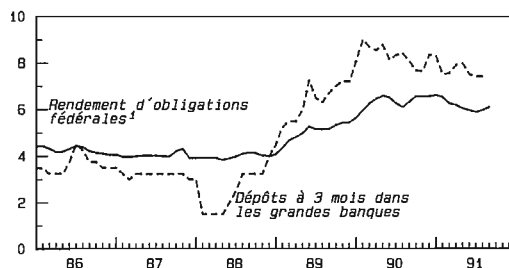
Sur le marché suisse des capitaux, le montant brut prélevé par les émissions d'obligations et d'actions a été de 13,7 milliards de francs au deuxième trimestre (trimestre correspondant de 1990: 11,3 milliards). La part des débiteurs suisses a atteint 5 milliards de francs (5,4 milliards) ou 36% (48%). Après déduction de 1,3 milliard (2,2 milliards) au titre de remboursements, elle s'est établie à 3,7 milliards de francs (3,2 milliards).

### Exportations de capitaux

Les autorisations que la Banque nationale a délivrées au deuxième trimestre en vue d'exporter des capitaux ont porté sur 12,3 milliards de francs. Elles ont augmenté de 35% par rapport à la période correspondante de 1990. Les emprunts se sont accrus de 47%, et les crédits, de 14%. Depuis le premier trimestre de 1990, les exportations de capitaux soumises à autorisation n'avaient plus atteint un niveau aussi élevé. Les débiteurs étrangers ont apparemment estimé que le risque de change était faible et, partant, que les rémunérations à long terme suisses étaient attractives.

Les émissions d'emprunts classiques («straights») ont diminué de 19,7%. En revanche, les emprunts assortis de droits d'option ou de

Graphique 16: Evolution des taux d'intérêt



<sup>1</sup> Le calcul est fait d'après l'échéance finale ou d'après la date de remboursement anticipé la plus proche, selon que les cours sont inférieurs ou supérieurs au cours auquel un remboursement anticipé peut être demandé

conversion ont passé de 0,2 milliard au deuxième trimestre de 1990 – période durant laquelle les débiteurs japonais avaient cessé leur activité dans ce secteur – à 4,1 milliards de francs au trimestre correspondant de 1991. La part des emprunts classiques au total des émissions a donc reculé à 53%, contre 96% un an auparavant. En outre, 67% du total des émissions revenaient aux placements privés, contre 31% au deuxième trimestre de 1990.

La répartition des opérations par pays montre que la part du Japon au total des exportations de capitaux soumises à autorisation a augmenté fortement, puisqu'elle a passé de 4% au deuxième trimestre de 1990 à 36% à la même période de 1991. Simultanément, la part des pays de la CE a reculé de 33% à 31%, celle de l'Amérique du Nord, de 24% à 10%, et celle des autres groupes de pays, de 39% à 23%. Quant aux organisations internationales de développement, elles ont enregistré une diminution de leur part de 13% à près de 2%.

En accord avec les départements fédéraux intéressés, la Direction générale a abrogé, avec effet au 11 juillet, les dispositions limitant les exportations de capitaux vers l'Afrique du Sud. Ont été supprimés le plafond qui, depuis 1980, limitait à 300 millions de francs par année les recueils d'argent frais sur le marché suisse des capitaux pour le compte de débiteurs sud-africains et l'obligation, pour les banques, de demander une autorisation individuelle pour les crédits à des débiteurs de ce pays.

### Bilans bancaires et crédits

A fin juin 1991, la somme des bilans des 67 banques prises en considération dans la statistique dépassait de 7% le niveau enregistré une année auparavant. Si les positions libellées en dollars avaient été comptabilisées au même cours que l'année précédente, la croissance des bilans se serait élevée à 5%.

Les placements financiers (disponibilités, solde des opérations interbancaires, effets de change et papiers monétaires, titres) se situaient, à la fin du deuxième trimestre, 5% au-dessus du niveau observé un an auparavant. Le recul de 13% des disponibilités au cours des douze derniers mois est le résultat des efforts que les banques ont consentis en vue de réduire leurs avoirs en comptes de virements à la Banque nationale. Les grandes banques notamment ont encore tiré parti d'allègements substantiels en matière de liquidités exigées; ceux-ci ont découlé de la révision du 1<sup>er</sup> janvier 1988 des dispositions sur les liquidités bancaires. Le solde négatif des opérations interbancaires s'est creusé de 8% entre fin juin 1990 et fin juin 1991. Cela signifie que les 67 banques ont encore accru leur endettement net envers d'autres établissements, principalement à l'étranger. Dans le même temps, les effets de change et papiers monétaires ont progressé de 15%. Les titres, soit le poste le plus important des placements financiers puisqu'il représente les deux tiers de ceux-ci, s'est élevé de 3%.

A fin juin, les crédits accordés par les 67 banques

dépassaient de 10%, en chiffre rond, le niveau observé une année auparavant. La croissance de 6% des crédits à la clientèle suisse reflète l'affaiblissement de l'activité économique en Suisse. Elle est donc nettement inférieure aux rythmes enregistrés ces dernières années. Dans les 67 banques, le montant du poste des débiteurs et des prêts hypothécaires s'est accru de 6%. Comme le montant des limites octroyées a diminué de 2% et que l'utilisation des crédits a progressé de 17%, le volume des crédits non utilisés s'est encore rétréci.

Les fonds qui ont afflué vers les 67 banques leur ont permis – pour la première fois depuis 1987 – de financer entièrement l'accroissement des crédits. La hausse toujours aussi forte (16%) des créanciers à terme est à l'origine de cette évolution, les dépôts à terme fixe en francs et en comptes suisses n'ayant augmenté que de 5% en l'espace d'une année. Ce taux d'expansion correspond également à celui des livrets et carnets de dépôts. Observés depuis 1989, les transferts de fonds de ce poste vers les dépôts à terme fixe en francs, mieux rémunérés, semblent ainsi avoir pris fin. Quant aux bons de caisse, aux obligations de caisse et aux lettres de gage, ils se sont accrus de 8% du milieu de 1990 à fin juin 1991.

Dans les 67 banques, les affaires fiduciaires ont augmenté de 7% de la fin du premier semestre de 1990 à fin juin 1991. Comme d'habitude, les fonds des opérations à titre fiduciaire provenaient pour deux tiers environ de non-résidents; ils ont été presque exclusivement placés à l'étranger.

**Tableau 8: Exportations de capitaux autorisées (en millions de francs)**

	Emprunts <sup>1</sup>	Crédits financiers	Crédits à l'exportation	Total
1987	36 034,6	10 260,6	1 007,6	47 302,8
1988	40 029,2	9 917,2	941,4	50 887,8
1989	31 281,0	10 154,1	517,8	41 952,9
1990	32 173,7	10 524,6	936,3	43 634,6
1990 1 <sup>er</sup> trim.	11 237,8	2 203,9	165,2	13 606,9
2 <sup>e</sup> trim.	5 918,8	2 804,0	357,6	9 080,4
3 <sup>e</sup> trim.	7 668,9	2 427,7	270,0	10 366,6
4 <sup>e</sup> trim.	7 348,2	3 089,0	143,5	10 580,7
1991 1 <sup>er</sup> trim.	7 862,6	2 801,4	108,9	10 772,9
2 <sup>e</sup> trim.	8 705,7	3 454,6	139,0	12 299,3

<sup>1</sup> Y compris les emprunts en monnaies étrangères et à deux monnaies ainsi que les «notes»; nouvelle ventilation due à la révision du 29 mai 1986 des dispositions régissant les exportations de capitaux

# Agrégats monétaires suisses: M1 exogène ou endogène ?

Michel Peytrignet et Andreas M. Fischer\*

## 1. Introduction

Depuis le début des années quatre-vingt, la masse monétaire M1 – la somme du numéraire, des comptes de chèques postaux et des dépôts à vue – ne se comporte en apparence plus exactement comme elle le faisait auparavant. Dans la littérature empirique récente [Kohli (1984, 1985), Kohli et Rich (1986), Belongia (1988)], ce changement est souvent attribué à une modification du régime de politique monétaire ou à des chocs structurels. Il en résulterait des déplacements de la fonction de demande de monnaie. Comme les variables traditionnelles semblent alors incapables d'expliquer ces mouvements, on fait appel à des variables muettes – dummy variables – pour essayer de sauver des équations dont la capacité de prédiction s'effondre. Si cette technique semble parfois donner des résultats acceptables, elle n'est toutefois pas satisfaisante du point de vue théorique et statistique, et cela d'autant plus que les équations de demande qui présentent de telles ruptures peuvent simplement refléter une mauvaise spécification de ces dernières. Dans cet article, notre intention est de présenter une reformulation de la fonction de demande pour l'agrégat monétaire suisse M1 en utilisant un modèle à correction d'erreurs. Nous suivons en cela la méthode proposée par Hendry (1987). Le modèle à correction d'erreurs qui passe certains des tests de stabilité de ses paramètres permet d'apporter un élément de réponse au débat concernant l'instabilité intrinsèque de la fonction de demande de M1.

L'analyse de stabilité et d'invariance structurelle des coefficients rend perceptible un nouveau problème, celui de l'exogénéité. Heri (1988), Kohli (1987) et Rötheli (1988) maintiennent qu'une rupture structurelle dans la fonction de demande de monnaie provient d'un changement dans le statut d'exogénéité de la monnaie. Ces auteurs affirment que la monnaie est devenue exogène depuis le passage du régime des changes fixes à celui des changes flexibles et à la mise en oeuvre de la politique quantitative de contrôle d'un agrégat monétaire par la Banque nationale suisse. Bien que l'exogénéité statistique soit souvent associée à l'exogénéité théorique d'une variable – définie, lorsqu'il s'agit de politique économique, comme une variable sous contrôle d'une autorité – elle n'est ni une condition nécessaire ni une condition suffisante pour l'exogénéité théorique [Engle et al. (1983)]. L'objectif principal de cet article est de tester empiriquement l'exogénéité de M1 et de montrer qu'une politique monétaire quantitative de contrôle d'un agrégat n'implique pas que la monnaie soit nécessairement exogène statistiquement. Ainsi, la réalité monétaire suisse, en changes flexibles, peut toujours être décrite par l'estimation d'une équation qui retient la monnaie comme variable dépendante, donc par l'estimation d'une fonction de demande de monnaie traditionnelle.

Dans la section qui suit, les concepts économétriques utilisés dans le reste de l'article sont définis et commentés. Dans la section 3, les propriétés statistiques des séries sont étudiées en détails. La section 4 présente plusieurs estimations de la fonction de demande de M1 avec différents modèles à correction d'erreurs. Le choix entre ces différentes fonctions est fait en utilisant la méthodologie récente des «encompassing» tests. Le principal résultat de cette section est que le modèle de demande de monnaie, qui retient la masse monétaire M1 réelle ou nominale comme variable dépendante, ne souffre ni d'auto-corrélation ni d'hétéroscedasticité de ses erreurs. Les variables indépendantes de cette équation, le taux d'intérêt à trois mois suisse sur l'euro-franc et le taux de variation du produit intérieur brut réel, sont non seulement exogènes mais super-exogènes par rapport à M1. Les coefficients du taux d'intérêt et du

\* Division économique de la Banque nationale suisse

terme de correction d'erreurs sont relativement stables. Par contre, le coefficient du produit intérieur brut réel est instable et présente une tendance ascendante régulière, sans montrer toutefois d'accroc qui révélerait un choc structurel particulier. La section 5 présente les estimations des fonctions inverses de la demande de monnaie, fonctions qui retiennent comme variable dépendante le taux d'intérêt ou le taux d'inflation. Ces équations montrent toutes une hétéroscédasticité de leurs erreurs et une instabilité de leurs paramètres, à l'exception de celui du produit intérieur brut réel. De plus, la masse monétaire *M1 en termes réels* est statistiquement endogène par rapport au taux d'intérêt. Par contre, l'exogénéité de *M1 nominal* par rapport au taux d'intérêt ou par rapport au taux d'inflation ne peut pas être rejetée empiriquement. Comme le statut d'endogénéité/exogénéité statistique d'une variable est théoriquement mutuellement exclusif, cela révèle une contradiction. Un résumé détaillé des résultats achève l'article.

## 2. Considérations économétriques

### 2.1. Exogénéité statistique et inversion

Lorsqu'on effectue la régression  $y = \alpha + \beta x + \varepsilon$  par la méthode des moindres carrés, seule la variable dépendante  $y$  est considérée comme aléatoire, la variable indépendante  $x$  étant supposée non aléatoire. Or, les séries temporelles à disposition de l'économètre représentent une réalisation particulière du processus stochastique qui génère les *deux* variables  $y$  et  $x$ . L'analyse statistique d'exogénéité a donc pour but de fixer les conditions qui, lorsqu'elles sont remplies, permettent de considérer la variable  $y$  comme aléatoire et la variable  $x$  *comme si* elle était déterministe.

De plus, une fois le statut d'endogénéité ou d'exogénéité des variables considérées établi par une analyse statistique, les propriétés de stabilité ou de non stabilité dans le temps des coefficients d'une régression entraînent des conséquences importantes quant à l'utilisation des résultats estimés et quant aux possibilités d'inverser ou non cette régression, c'est-à-dire d'intervenir la variable dépendante avec l'une ou l'autre des variables indépendantes.

Ces deux concepts – exogénéité et inversion – sont définis et leurs conséquences analysées, de manière plus précise, dans les deux sous-sections qui suivent.

#### a) Exogénéité faible

En appelant  $M$  la masse monétaire  $M1$  et  $r$  le taux d'intérêt qui mesure au mieux le coût d'opportunité de la détention d'encaisses, notre problème revient à caractériser les paramètres  $\lambda$  de la densité de probabilité jointe  $D$  conditionnelle à  $\Psi$ :

$$D(M, r \mid \Psi; \lambda)$$

où  $\Psi$  représente l'ensemble des variables qui exercent une influence contemporaine ou retardée sur le marché monétaire. Cela peut être, par exemple, le niveau des prix, le volume des transactions, la richesse réelle de l'économie, les rendements d'autres actifs financiers pas parfaitement substituables, les anticipations inflationnistes des agents, la monnaie centrale, etc. Dans cet exemple théorique, les variables contenues dans  $\Psi$  sont considérées, *pour la commodité de l'exposition*, comme prédéterminées ou exogènes a priori.<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Une analyse symétrique s'applique à toutes les variables contenues dans  $\Psi$ . Pour analyser le statut d'exogénéité du niveau des prix  $p$  conjointement à  $M$  par exemple, il suffit de substituer  $p$  à  $r$  dans les équations qui suivent et d'inclure  $r$  dans  $\Psi$ .

La densité jointe  $D$  peut être marginalisée de deux façons différentes:

$$\text{I} \quad D(M, r | \Psi; \lambda_t) = D_{M|r}(M | r, \Psi; \lambda_{1t}) D_r(r | \Psi^*; \lambda_{2t})$$

$$\text{II} \quad D(M, r | \Psi; \lambda_t) = D_{r|M}(r | M, \Psi; \mu_{1t}) D_M(M | \Psi^*; \mu_{2t})$$

Un modèle des densités conditionnelles  $D_{M|r}$  et  $D_{r|M}$  est représenté respectivement par les régressions de  $M$  sur  $r$  et  $\Psi$  et de  $r$  sur  $M$  et  $\Psi$ . Les densités marginales  $D_r$  et  $D_M$  décrivent les processus stochastiques respectifs de  $r$  et de  $M$  étant donné  $\Psi^*$ ,  $\Psi^*$  symbolisant le sous-ensemble des variables retardées contenu dans  $\Psi$ .

La marginalisation I considère comme faiblement exogène (en anglais «weakly exogenous»)  $r$ , tandis que la marginalisation II considère  $M$  comme faiblement exogène. *Par définition* [cf. Engle et al. (1983) p. 278], une variable indépendante (régresseur) est dite faiblement exogène par rapport à l'ensemble des paramètres de la densité conditionnelle si l'estimation des paramètres de cette dernière, étant donné le régresseur, utilise toute l'information à disposition. En d'autres termes, un régresseur est faiblement exogène lorsque la spécification précise de sa densité marginale n'est pas nécessaire, car les paramètres de cette densité ne représentent que de l'information sans valeur («nuisance parameters») pour estimer ceux de la densité conditionnelle. *Dans notre exemple*, l'exogénéité faible de  $r$  dans I (de  $M$  dans II) est donc une propriété suffisante pour permettre une estimation statistique satisfaisante de  $\lambda_{1t}$  ( $\mu_{1t}$ ) dans la régression  $D_{M|r}$  ( $D_{r|M}$ ).<sup>2</sup> En pratique cependant, l'exogénéité faible de toutes les variables contenues dans  $\Psi$  doit être testée.

Différents tests d'exogénéité existent pour cerner une éventuelle influence des paramètres de la densité marginale sur ceux de la densité conditionnelle. La plupart utilisent directement ou indirectement la méthode des variables instrumentales. *Par exemple*, on peut tester la présence dans la densité conditionnelle des résidus d'estimation de la densité marginale. Si ces résidus ne sont pas significatifs, alors on en déduira que l'on ne peut pas rejeter l'exogénéité faible de  $r$  par rapport à  $M$  dans le cas I ci-dessus ou de  $M$  par rapport à  $r$  dans le cas II. A ce stade, il est légitime de se poser la question de la *puissance* du test effectué, définie comme la moindre probabilité de ne pas rejeter l'exogénéité faible, alors que cette hypothèse est fautive. Une manière de faire est de tester à nouveau la présence des résidus d'estimation de la densité marginale dans l'estimation de la densité conditionnelle, mais en omettant sciemment le régresseur concerné. Lorsque ces résidus sont significatifs, on peut légitimement considérer que le test d'exogénéité faible a une certaine puissance. Par contre, si ces résidus ne sont pas significativement différents de zéro malgré l'absence du régresseur incriminé, alors la probabilité d'accepter à tort comme vraie l'exogénéité faible de ce régresseur est grande, donc le test a peu de puissance.

#### b) Inversion

On peut montrer [cf. Hendry et Ericsson (1990), p. 24] que les paramètres de la densité conditionnelle  $D_{M|r}$  sont fonction des paramètres de la densité conditionnelle  $D_{r|M}$  et de ceux de la densité marginale

<sup>2</sup> L'exogénéité faible des régresseurs est toutefois insuffisante pour effectuer des prévisions et des simulations de politique économique avec le modèle estimé. L'exogénéité forte est requise pour les prévisions et la *super-exogénéité* pour les simulations de politique économique. Un régresseur est dit fortement exogène par rapport aux paramètres de la densité conditionnelle lorsqu'il est faiblement exogène et qu'il n'est pas causé au sens de Granger par la variable endogène. Le régresseur est dit *super-exogène* lorsqu'il est faiblement exogène et que les paramètres de la densité conditionnelle ne sont pas influencés par des chocs affectant sa densité marginale [cf. Engle et al. (1983) p. 278]. Il est à noter que le statut d'endogénéité / d'exogénéité statistique d'une variable est théoriquement mutuellement exclusif. Ainsi, satisfaire l'hypothèse d'exogénéité entraîne la négation de l'endogénéité et inversement.

$D_M$ . De manière analogue, les paramètres de la densité conditionnelle  $D_{r|M}$  sont fonction des paramètres de la densité conditionnelle  $D_{M|r}$  et de ceux de la densité marginale  $D_r$ . Formellement,

$$\lambda_{1t} = f(\mu_{1t}, \mu_{2t}) \quad \text{et} \quad \mu_{1t} = g(\lambda_{1t}, \lambda_{2t})$$

On peut montrer également que si la régression  $D_{M|r}$  est stable en ce sens que la valeur des paramètres est constante dans le temps –  $\lambda_{1t} = \lambda_1$  – les paramètres de la régression inverse  $D_{r|M}$  ne le sont pas lorsque ceux de la densité marginale  $D_r$  varient dans le temps. Formellement,  $\mu_1$  reste indirectement une fonction du temps  $t$ , bien que  $\lambda_1$  soit constant, car  $\lambda_{2t}$  demeure dans la fonction  $g$  [cf. Engle et Hendry (1990), p. 14 ou Hendry et Ericsson (1990), p. 24]:

$$\mu_{1t} = g(\lambda_1, \lambda_{2t})$$

Ainsi, comme le montre l'analyse qui précède, à moins que les densités marginales de  $r$  ou de  $M$  soient toutes deux parfaitement stables dans le temps, c'est-à-dire que  $\lambda_{2t} = \lambda_2$  et  $\mu_{2t} = \mu_2$ , les deux régressions  $D_{M|r}$  et  $D_{r|M}$  ne peuvent pas être stables simultanément. Cela est fort probable lorsqu'on est confronté à des séries temporelles de longueur suffisante pour inclure des changements de régimes de politique économique (changement de mise en oeuvre de politique monétaire ou passage des changes fixes aux changes flexibles, par exemple),

En résumé, si on estime  $D_{M|r}$  avec  $r$  passant les tests d'exogénéité faible par rapport à  $\lambda_{1t}$  et si, en plus,  $D_{M|r}$  est une relation stable empiriquement ( $\lambda_{1t} = \lambda_1$ ), on peut alors en déduire qu'estimer un modèle à équation *unique* avec la monnaie comme variable dépendante est une caractérisation adéquate du marché monétaire. De plus, l'analyse qui précède nous permet aussi d'affirmer qu'il n'est dès lors pas possible d'inverser cette équation pour en tirer une relation dont la causalité irait de  $M$  vers  $r$ , car cette équation est très probablement instable.<sup>3</sup> Symétriquement, si c'est la régression  $D_{r|M}$  qui est stable empiriquement avec  $M$  passant les tests d'exogénéité, alors on peut en déduire qu'estimer un modèle à équation *unique* avec le taux d'intérêt comme variable dépendante est une caractérisation adéquate du marché monétaire et qu'il est également impossible d'inverser  $D_{r|M}$  pour en tirer une relation dont la causalité irait de  $r$  sur  $M$ . Bien entendu, en pratique, toutes les variables contenues dans  $\Psi$  doivent faire l'objet des mêmes tests.

Par contre, dès que deux ou plusieurs variables sont trouvées statistiquement endogènes –  $r$  et  $M$  dans notre exemple – les paramètres  $\lambda$  de la densité jointe  $D$  doivent être estimés ensemble, c'est-à-dire qu'un modèle *simultané* doit être formulé et estimé.

## 2.2. Niveau ou taux de croissance des variables?

La théorie économétrique traditionnelle a été développée pour estimer des modèles de séries temporelles dont les variables sont toutes stationnaires dans le sens faible de ce terme, c'est-à-dire qu'elles ont toutes, au moins, leurs deux premiers moments constants et finis. Si une ou plusieurs variables violent ces conditions, elles ne sont plus stationnaires et les tests économétriques habituels ne sont plus applicables tels quels sur les séries non transformées préalablement. Cela est particulièrement vrai lorsqu'une ou plusieurs variables ne sont pas stationnaires pour cause de variance infinie asymptotique-

<sup>3</sup> En outre, considérer la monnaie comme une variable indépendante dans la régression inverse  $D_{r|M}$  peut violer le statut d'exogénéité de cette variable établi dans la relation  $D_{M|r}$ .



ment. De telles variables sont dites posséder une ou plusieurs *racines unitaires* («unit root»)⁴. Différencier une ou plusieurs fois par rapport au temps de telles séries permet en général d'obtenir une nouvelle variable qui elle satisfait les conditions de stationnarité faible. Dans ce cas, la littérature économétrique récente parle [cf. Granger (1986)] de *variables intégrées*. En d'autres termes, si différencier une variable  $i$  fois revient à créer une variable stationnaire, on dit que cette variable est intégrée d'ordre  $i$  et est notée  $I(i)$ . La variable stationnaire obtenue après différenciation est appelée variable intégrée d'ordre zéro et est notée  $I(0)$ .

De par la faible puissance des tests existants – tests simple et élargi de Dickey et Fuller [Dickey et Fuller (1979), Fuller (1976)] – et même des récentes *stratégies de tests* [Dolado et Jenkinson (1987), Perron (1988)] pour repérer correctement la présence d'une racine unitaire dans une série temporelle, il est souvent admis, à la suite des travaux de Nelson et Plosser (1982), que la plupart des séries économiques en possèdent au moins une, c'est-à-dire qu'elles ne sont pas stationnaires en niveau.

Les tests que nous avons effectués sur M1 ainsi que sur les taux d'intérêt suisses, le produit intérieur brut réel et l'indice suisse des prix à la consommation n'ont pas permis, comme on pouvait s'y attendre, de rejeter l'hypothèse que ces variables sont au moins  $I(1)$ , à l'exception, peut-être, du taux d'intérêt des dépôts à trois mois en francs suisses sur l'euro-marché. Dans ces conditions, comme les modèles à estimer ne doivent contenir que des variables  $I(0)$  pour pouvoir appliquer correctement les tests économétriques usuels, ceux que nous avons estimés utilisent les différences premières des variables susmentionnées. Pour améliorer les estimations des paramètres, nous avons également tenu compte du fait que certaines combinaisons linéaires de variables  $I(1)$  ont parfois la propriété d'avoir des résidus stationnaires. Les variables qui satisfont cette condition sont dites *cointégrées*. Inclure une combinaison linéaire stationnaire de variables non stationnaires en niveau dans un modèle statistique qui ne contient que des variables en différences revient à estimer un modèle dit à *correction d'erreurs* (ECM). Cette forme fonctionnelle particulière permet de modéliser la dynamique de court terme qui caractérise une série statistique tout en tenant compte d'une éventuelle relation de long terme fournie en général par la théorie économique. Les modèles à correction d'erreurs sont fréquemment utilisés de nos jours, car ils semblent relativement performants du point de vue de l'estimation des paramètres. En effet, nombre de travaux récents ont montré que de tels modèles permettent d'apporter une solution cohérente aux problèmes économétriques d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des erreurs dont souffrent souvent les modèles estimés en niveau lorsque les données utilisées sont susceptibles de contenir une ou plusieurs racines unitaires.

Dans la suite de ce papier, plusieurs modèles à correction d'erreurs sont estimés pour l'agrégat monétaire M1. Une attention particulière a été portée d'une part sur la direction de la régression – et donc sur l'exogénéité statistique des régresseurs – et d'autre part sur la stabilité dans le temps des paramètres estimés. Auparavant, une description des séries utilisées ainsi qu'une analyse de leurs propriétés statistiques sont présentées dans la section suivante.

⁴ L'expression *racine unitaire* provient du fait qu'un moyen de détecter une variance infinie asymptotiquement d'un processus aléatoire consiste à estimer un modèle autorégressif de la série, c'est-à-dire un modèle dont les seuls régresseurs sont la variable dépendante retardée d'une ou de plusieurs périodes, et à tester si la somme des coefficients des régresseurs est égale à un. Lorsque cette hypothèse est acceptée, non seulement la variance du processus est infinie asymptotiquement, mais sa moyenne elle-même n'est plus définie [cf. Dickey et al. (1991)].

### 3. Données utilisées

#### 3.1. Description des séries

La masse monétaire M1, ainsi que ses composantes, sont des séries statistiques mensuelles de fin de période, calculées selon la définition de 1975 de cet agrégat, qui exclut notamment le Liechtenstein.<sup>5</sup> La série mensuelle est convertie en série trimestrielle en effectuant une moyenne des trois observations de fin de mois. Elle est ensuite transformée en logarithme naturel. La masse monétaire réelle correspondante est obtenue en déflatant la masse monétaire nominale avec l'indice suisse des prix à la consommation. Cet indice a été retenu de préférence au déflateur implicite du produit national pour tenir compte des prix des biens importés.

La variable d'échelle employée comme «proxy» du volume des transactions dans l'économie est le produit intérieur brut réel aux prix de 1970, disponible officiellement en Suisse sur une base trimestrielle depuis 1967. Cette variable est également transformée en logarithme.

Le taux d'intérêt court est le taux des dépôts à trois mois sur le marché des euro-francs, le taux trimestriel étant une moyenne des taux mensuels de fin de mois. Le taux d'intérêt long trimestriel est une moyenne des taux de rendement mensuel des obligations de la Confédération. Sauf précisions contraires, les taux d'intérêt sont transformés en logarithme.

Une définition précise de chacune des variables ainsi que la notation utilisée dans la suite de cet article sont données dans l'annexe I.

#### 3.2. Propriétés statistiques des séries

Comme on l'a mentionné dans le paragraphe 2.2, il est essentiel de savoir si, statistiquement, les séries utilisées possèdent une ou plusieurs racines unitaires. Nous avons testé cette propriété en appliquant la stratégie de test proposée par Dolado et Jenkinson (1987) et celle de Perron (1988). Ces stratégies sont résumées dans Peytrignet et Fischer (1991). Nous présentons également pour chaque série les tests simple et élargi de Dickey et Fuller – abrégés respectivement par les symboles «DF» et «ADF» –, le test élargi permettant de corriger une éventuelle autocorrélation des erreurs par l'introduction des valeurs retardées de la variable dépendante. ADF(4) signifie que les variables dépendantes retardées de un à quatre trimestres sont incluses dans le test.

Appliqués à nos données, ces différents tests de racines unitaires ont produit les résultats réunis dans la table 1.

Ces résultats montrent à l'évidence que l'hypothèse de non-stationnarité pour cause de racine unitaire est acceptée sans ambiguïté en ce qui concerne la série de M1 nominal en niveau. Cependant, la décision semble plus difficile avec M1 en termes réels. Les deux stratégies de Dolado et Jenkinson et de Perron, ainsi que les tests DF et ADF(2), acceptent l'hypothèse de non-stationnarité pour cause de racine unitaire. Par contre, le test ADF(4) considère cette série comme stationnaire au seuil critique de 1%. Il semble donc difficile de décider avec confiance si M1 en termes réels possède ou non une racine unitaire sur l'échantillon retenu. Cependant, le test ADF(4) prend la valeur  $-2.89^*$  lorsqu'on étend la taille de l'échantillon aux données allant du deuxième trimestre de 1960 à la fin de 1989. Ce test rejette toujours la non-stationnarité de la série, mais cette fois à la limite de signification de 5%. Toutefois, une

<sup>5</sup> Pour plus de précisions, cf. le Bulletin mensuel de la Banque nationale suisse, 8/1975, et le bulletin trimestriel de la Banque nationale suisse, 1/1985.

autocorrélation du sixième ordre [ $AR(6,111) = 14.95^{**}$ ], présente encore dans les résidus de la régression du test de racine unitaire, peut invalider cette conclusion. L'autocorrélation du sixième ordre disparaît lorsqu'on effectue un test ADF(11) dont la valeur, sur l'échantillon 1963:1–1989:4, s'élève à  $-2.12$ , non significative au seuil de 5%. Le test ADF(11) accepte la présence d'une racine unitaire dans M1 réel et rejoint ainsi les conclusions des stratégies de Dolado et Jenkinson et de Perron. Considérer cette série comme I(1) semble donc une hypothèse acceptable, d'autant que sa différence première est sans conteste I(0).

**Table 1: Tests de racines unitaires**

**Pour les tests Dol. & Jen., Per. et DF, l'échantillon est 1967:4–1989:4.**

**Pour les tests ADF(4) et ADF(2), l'échantillon est 1968:4–1989:4.**

	Dol. & Jen.	Per.	ADF(4)			ADF(2)			DF		
			Val.	AR 6,73	AR 1,78	Val.	AR 6,75	AR 1,80	Val.	AR 6,81	AR 1,86
	A: accepte R: rejette une racine unitaire										
m1	A	A	-1.70	5.54 **	23.75 **	-1.67	9.35 **	3.49	-1.80	11.10 **	1.03
$\Delta m1$	R	R	-4.51 **	2.60 *	0.08	-5.83 **	10.03 **	23.70 **	-10.2 **	11.10 **	1.73
(m1-p)	A	A	-4.30 **	3.99 **	12.98 **	-2.82	9.40 **	0.52	-2.56	11.36 **	0.00
$\Delta(m1-p)$	R	R	-4.38 **	2.83 *	0.00	-5.24 **	9.52 **	21.71 **	-9.66 **	11.09 **	2.32
pibr	A	A	-1.04	0.37	0.09	-0.95	11.10 **	2.99	-1.48	15.42 **	15.10 **
$\Delta pibr$	R	R	-3.11 *	0.47	0.92	-8.73 **	6.73 **	33.61 **	-14.1 **	10.75 **	0.52
$r^C$	R	R	-3.33 *	0.41	0.01	-2.76	1.00	4.09 *	-3.06 *	1.05	0.37
$\Delta r^C$	R	R	-4.55 **	1.02	0.18	-4.97 **	0.60	0.66	-9.84 **	0.84	0.01
$r^L$	A	A	-3.40 *	0.60	0.20	-2.73	0.77	1.70	-1.38	6.70 **	33.51 **
$\Delta r^L$	R	R	-3.41 *	1.03	0.25	-3.63 **	0.57	0.30	-5.46 **	0.51	0.12
cpi	R	A	-1.78	0.48	1.59	-2.10	3.68 **	1.20	-2.37	8.67 **	24.69 **
inf	R	R	-2.20	0.58	0.29	-2.63	1.47	4.89 *	-5.31 **	4.52 **	0.00
$\Delta inf$	R	R	-4.81 **	0.37	0.20	-9.99 **	0.46	0.60	-11.9 **	7.04 **	27.38 **

N.B.:

- \*\* représente un seuil de signification de 1%, \* un seuil de 5%. Les valeurs critiques pour les tests DF et ADF (colonnes indiquées Val.) sont prises dans la table 8.5.2 page 373 de Fuller (1976). Pour 100 observations et un seuil de signification de 5% (1%), la valeur critique est  $-2.89$  ( $-3.51$ ).
- Les statistiques notées AR symbolisent les valeurs du test du multiplicateur de Lagrange («LM test») présenté dans Godfrey (1978). C'est le test adéquat pour détecter une éventuelle autocorrélation des erreurs en présence de la variable dépendante retardée dans la régression. L'hypothèse testée est la *non autocorrélation* des erreurs. Ce test est distribué comme une  $\chi^2$ . Il est exprimé ici dans sa forme de F, les degrés de liberté figurant en dessous des lettres AR. AR(6,.) représente un test joint de non autocorrélation d'ordre 1 à 6, tandis que AR(1,.) un test conventionnel d'ordre 1. Ce test n'est valide que sous l'hypothèse de stationnarité. Il n'est par conséquent présenté qu'à titre indicatif, avec les réserves d'utilisation qui s'imposent, pour les séries dont la présence d'une racine unitaire n'est pas rejetée (chiffres en Italiques).

En ce qui concerne les logarithmes du produit intérieur brut réel et du taux d'intérêt long, on peut accepter avec une certaine confiance l'hypothèse que ces séries sont  $I(1)$ , vu que les tests de racines unitaires sont presque unanimes à affirmer leur non-stationnarité et que les mêmes séries exprimées en différences premières sont stationnaires donc  $I(0)$ .

Deux cas intéressants sont les logarithmes de l'indice des prix à la consommation et du taux d'intérêt court. Concernant le premier, seule la stratégie de Dolado et Jenkinson conclut que la série est statistiquement  $I(0)$ , tandis que la stratégie de Perron, ainsi que les DF et ADF tests, la considèrent comme  $I(1)$ . Dans ce cas ambigu, une forte autocorrélation des erreurs peut toutefois invalider les conclusions de la stratégie de Dolado et Jenkinson. Nous pensons donc ne pas prendre un trop grand risque en acceptant l'indice des prix à la consommation comme  $I(1)$ .

Pour le taux d'intérêt court [ $r^C$ ], les deux stratégies de test, ainsi que le DF et l'ADF(4) considèrent cette série comme stationnaire. Seul le test ADF(2) accepte la présence d'une racine unitaire, mais l'autocorrélation significative qui subsiste entache la valeur de ce résultat. En effet, lorsqu'on étend la longueur de l'échantillon aux données 1963:4 – 1989:4, le test ADF(2) devient  $-3.12^*$ , valeur significative au seuil de 5%. Sur cet échantillon élargi, l'autocorrélation est absente.<sup>6</sup> Fait à signaler, le test ADF(4) devient même significatif au seuil de 1%, avec la valeur de  $-3.75^{**}$ , sur l'échantillon étendu. Ainsi, dans la suite de cette étude, nous considérons la série  $r^C$  comme stationnaire. Cependant, cette hypothèse est retenue avec prudence, car il ne nous apparaît pas clair, d'un point de vue théorique, pourquoi les tests de racine unitaire rejettent la stationnarité du taux d'intérêt long, mais acceptent le taux d'intérêt court comme stationnaire.

Ces résultats nous permettent de conclure cette section en pensant qu'un modèle statistique de demande de monnaie pour M1 devrait retenir la forme fonctionnelle d'un modèle en différences premières. Il reste cependant à tester si certaines des variables non stationnaires sont cointégrées entre elles pour permettre ainsi de transformer le modèle en différences en un modèle à correction d'erreurs.

#### 4. Demande de M1

Dans une première section, nous présentons les résultats des estimations. Nous analysons ensuite leur stabilité puis l'exogénéité des régresseurs contenus dans les équations.

##### 4.1. Estimations

En se référant à la littérature la plus actuelle, nous avons défini, dans Fischer et Peytrignet (1990), trois stratégies de construction d'un modèle à correction d'erreurs. Les deux premières stratégies ont en commun le fait d'estimer en deux étapes distinctes la relation d'équilibre de long terme et la dynamique de court terme du modèle. Elles diffèrent cependant par la façon dont la relation de long terme est établie dans la première étape. La troisième stratégie, par contre, modélise la relation de long terme et la dynamique de court terme en une seule étape par imposition *a priori* d'une restriction à long terme donnée par la théorie. Nous présentons ci-dessous trois fonctions de demande de M1 obtenues en utilisant successivement ces trois stratégies.

<sup>6</sup> Les valeurs du test de Godfrey sont égales à 0.99 pour le test AR(6,95) et à 0.45 pour le test AR(1,100).

### Stratégie I

Cette stratégie a été suggérée informellement par Wickens et Breusch (1988). Dans une première étape, la relation d'équilibre est obtenue comme la solution de long terme d'un modèle général autorégressif dans lequel toutes les variables – dépendantes et indépendantes – sont modélisées en niveau par des polynômes à retards libres, c'est-à-dire dont les paramètres sont estimés sans aucune contrainte imposée *a priori*. Les résidus de la solution statique de long terme constituent le terme de correction d'erreurs inclus dans le modèle dynamique de courte période estimé dans la deuxième étape.

Dans la première étape, le modèle de base que nous avons estimé pour le logarithme de M1 a la forme suivante:

$$m1_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^5 \alpha_i m1_{t-i} + \sum_{i=0}^5 \beta_i cpi_{t-i} + \sum_{i=0}^5 \gamma_i pibr_{t-i} + \varepsilon_t$$

Un retard de cinq périodes pour les différents polynômes a été retenu en considérant comme critère de choix la valeur maximale d'un test de Wald effectué sur la solution de long terme de ce modèle.<sup>7</sup> Cette dernière est obtenue en posant  $m1_t = m1_{t-1} = \dots = m1^*$ ,  $cpi_t = cpi_{t-1} = \dots = cpi^*$  et  $pibr_t = pibr_{t-1} = \dots = pibr^*$ . Les valeurs entre parenthèses sont les écarts-types calculés selon la formule proposée par Bardsen (1989).

$$m1^* = -1.179 + 0.468 cpi^* + 0.928 pibr^* \quad \text{ECM}$$

(4.23360) (0.28683) (0.56373)

Echantillon 1972:4 - 1989:4.

Les résidus de cette équation sont introduits, avec un retard d'un trimestre, dans un modèle de courte période pour  $\Delta m1$  réel. La dynamique précise de ce modèle a été trouvée en appliquant le principe dit «du général au spécifique» ou «des réductions successives» élaboré par Hendry [cf. Hendry (1987, 1989) ou Gilbert (1986)]. Ce principe repose sur l'idée que la théorie économique peut seulement suggérer quelles variables sont corrélées mais que ce sont les données à disposition de l'économètre qui peuvent à elles seules révéler la relation dynamique précise qui lie ces variables. En pratique, appliquer ce principe revient à estimer, dans un premier temps, une forme fonctionnelle aussi peu restrictive que possible, puis à procéder par élimination successive des variables non significatives dans l'équation. Le résultat, pour  $\Delta m1$  réel, est le suivant:<sup>8</sup>

$$\Delta(m1 - p)_t = 0.01427 - 0.11246 ECM_{t-1} + 0.83624 \Delta pibr_{t-2} - 0.02273 r^C_t$$

(0.00631) (0.04430) (0.10148) (0.00505)

$$- 0.81253 inf_t - 0.14763 \Delta r^L_t$$

(0.36354) (0.06468)

$R^2 = 0.707$	$\sigma = 2.266 \%$	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 2.07
AR(6,56) = 1.37	ARCH(6,50) = 1.14	Het(10,51) = 1.84	Reset(1,61) = 0.24
AR(1,61) = 0.16	ARCH(1,60) = 0.01	Het2(20,41) = 1.69	Reset(3,59) = 0.50
Norm(2) = 1.03	Chow(34,28) = 0.85	Chow(8,54) = 0.80	Chow(4,58) = 0.21

<sup>7</sup> Lorsque les variables incluses dans la régression sont toutes I(1), la longueur des polynômes importe peu pour la consistance des inférences [cf. Wickens et Breusch (1988), p. 203].

<sup>8</sup> La corrélation entre les variables  $r^C$ ,  $inf$  et  $\Delta r^L$  est suffisamment faible pour que les paramètres estimés ne souffrent pas d'un problème de multicolinéarité :  $corr(r^C, inf) = 0.3754$ ,  $corr(r^C, \Delta r^L) = 0.4006$ ,  $corr(inf, \Delta r^L) = 0.2796$  sur l'échantillon 1973:1–1989:4.

Dans cette spécification de court terme, le taux d'intérêt court [ $r^C$ ] est considéré comme stationnaire et entre donc en niveau. Le taux d'inflation [inf] est introduit comme variable indépendante pour supprimer la restriction d'une élasticité-prix à court terme égale à un qui impose le choix du taux de variation de la masse monétaire réelle [ $\Delta(m1 - p)$ ] comme variable dépendante. Toutes les variables ont un signe correct et sont significatives. La statistique de Durbin et Watson ainsi que les tests de Godfrey (1978), notés AR, montrent qu'aucune autocorrélation ne semble affecter les erreurs. Le test de Jarque et Bera (1980), distribué comme un  $\chi^2$  avec deux degrés de liberté, indique que les erreurs semblent être distribuées normalement, ce qui est rassurant pour la validité des autres tests rapportés. L'hypothèse d'homoscédasticité des erreurs n'est rejetée ni par le test de White (1980) [noté par Het et distribué comme une statistique de F avec le nombre de degré de liberté indiqué entre parenthèses]<sup>9</sup>, ni par les tests de Engle (1982) [noté ARCH et distribué également comme un F test].<sup>10</sup> Ce diagnostic est confirmé encore par le test noté Het2.<sup>11</sup> Het2 ainsi que les deux tests de Ramsey (1969) [notés Reset] indiquent que la forme fonctionnelle retenue ne semble pas souffrir d'un problème général de mal-spécification.<sup>12</sup> Une indication de la stabilité des paramètres est encore fournie par les trois tests de Chow. Le premier test divise l'échantillon en deux parties distinctes trente-quatre périodes avant le dernier trimestre de 1989. Le modèle est réestimé sur la première partie et des prévisions sont effectuées sur la seconde partie avec les valeurs estimées des paramètres. Les deuxième et troisième tests de Chow effectuent la césure de l'échantillon respectivement huit et quatre périodes avant 1989:4. Ces trois tests sont tous non significatifs, ce qui signifie que le modèle ne semble pas avoir subi de changements structurels majeurs entre la période d'estimation et la période des prévisions.

On peut encore noter que la variable dépendante retardée n'entre pas dans cette spécification. En effet, un test du multiplicateur de Lagrange («LM test») analysant la non-inclusion de  $\Delta(m1-p)_{t-1}$  donne  $F(1,61) = 0.27$ , valeur qui nous permet d'affirmer que cette variable n'a pas sa place dans la régression.

### Stratégie II

La deuxième stratégie d'élaboration d'un modèle à correction d'erreurs est celle qui est proposée par Engle et Granger (1987); elle s'appuie sur le Théorème de Représentation qui porte leurs noms. Ce théorème indique que si un ensemble de séries sont cointégrées alors un modèle à correction d'erreurs existe, l'implication inverse étant aussi vraie. Comme la précédente, cette stratégie compte deux étapes

<sup>9</sup> Le test de White utilise une régression auxiliaire qui retient comme variable dépendante le carré des erreurs et comme variables indépendantes les régresseurs contenus dans l'équation ainsi que le carré de ceux-ci. L'hypothèse testée est l'homoscédasticité inconditionnelle des erreurs avec comme alternative l'hypothèse que la variance des erreurs dépend des régresseurs de l'équation et de leur carré.

<sup>10</sup> Le test de Engle régresse le carré des erreurs sur une constante et sur les valeurs passées du carré de ces erreurs. ARCH(6,.) retient comme variables indépendantes les carrés des erreurs retardés d'une à six périodes; ARCH(1,.) ne conserve que le carré des erreurs retardé d'une période. L'hypothèse testée est la nullité jointe des valeurs retardées du carré des erreurs. En fait, ce test corrige de l'hétéroscédasticité le test de Godfrey, d'où son nom anglais «AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity test» [cf. Hendry (1989) aux pages 55 et suivantes].

<sup>11</sup> Het2 est un test, dû également à White, qui analyse à la fois le problème de l'homoscédasticité des erreurs et le problème d'une mal-spécification générale dans la forme fonctionnelle retenue. Le carré des erreurs est régressé sur les carrés des régresseurs de l'équation ainsi que sur tous les produits croisés de ceux-ci. L'hypothèse testée est l'homoscédasticité des erreurs ou en tout cas une hétéroscédasticité non liée aux régresseurs originels de l'équation. Ainsi, si une éventuelle hétéroscédasticité est trouvée, ce test nous renseigne que l'origine de celle-ci doit être liée aux régresseurs de l'équation.

<sup>12</sup> Le test de Ramsey (Reset signifiant «Regression Specification Test») introduit comme variables indépendantes additionnelles dans la régression originelle les valeurs estimées («fitted values») de la variable dépendante élevées au carré – dans Reset(1,.) – ainsi qu'au cube et à la puissance quatre – dans Reset(3,.). Si ces ajouts sont significatifs, on peut en induire que la forme fonctionnelle originelle retenue est incorrecte.

distinctes, mais elle diffère dans la manière d'élaborer la relation d'équilibre de long terme. Engle et Granger suggèrent d'effectuer une régression *statique* entre les variables en niveau et d'introduire les résidus estimés dans l'équation dynamique de courte période lorsque ces résidus forment une série stationnaire. La régression statique initiale est appelée *régression de cointégration*. Dans cette dernière, toutes les variables doivent impérativement être I(1). Toutefois, le statut d'exogénéité des variables et donc la direction de régression importe peu. Stock (1987) a montré théoriquement que les coefficients de la régression de cointégration quoique biaisés sont super-consistents. Ce biais, dont l'importance est inversement proportionnelle au coefficient de détermination [ $R^2$ ] de l'équation, est censé disparaître rapidement lorsque la taille de l'échantillon augmente. Cependant, des études empiriques effectuées par Banerjee et al. (1986) ont montré, à l'aide de simulations de Monte Carlo, que ce biais pouvait être important dans les petits échantillons et persister même lorsque la taille de l'échantillon augmente significativement.

La régression de cointégration que nous avons estimée pour M1 a la forme suivante:<sup>13</sup>

$$m1 = 0.81268 \text{ cpi} + 0.58939 \text{ pibr} \quad \text{ECM sans constante}$$

(0.07267)      (0.04339)

Echantillon 1972:4 - 1989:4 ; DW : 0.254 ;  $R^2 = 0.999$

La colonne centrale de la table 2 rassemble les résultats des tests de cointégration effectués sur les résidus de cette équation. Ces résidus passent avec quelque peine les tests de stationnarité.<sup>14</sup> En effet, le seul test rejetant leur non-stationnarité, au seuil critique de 10%, est un ADF(4), mais de l'auto-corrélation rend suspect ce résultat. Tous les autres tests rejettent l'hypothèse de stationnarité. Il est donc difficile d'affirmer avec certitude si ces trois variables sont cointégrées ou non. Ajouter une constante ou restreindre a priori l'élasticité-prix de longue période à l'unité n'améliore que peu ce résultat.<sup>15</sup>

<sup>13</sup> Les écarts-types indiqués entre parenthèses sont biaisés I, vu la très forte autocorrélation qui caractérise les résidus de la régression de cointégration. Ils ne sont mentionnés qu'à titre indicatif. La valeur élevée du coefficient de détermination ( $R^2$ ) garantit que le biais dans l'estimation ponctuelle des coefficients devrait être négligeable. Un risque persiste, cependant, que la valeur élevée du  $R^2$  provienne de l'absence d'une constante dans la régression. L'estimation de l'équation ECM avec une constante donne un  $R^2 = 0.828$ , ce qui reste acceptable.

<sup>14</sup> On pouvait s'y attendre en notant la faible valeur de la statistique de Durbin et Watson obtenue dans la régression de cointégration.

<sup>15</sup> Une application de la procédure de Johansen [Johansen et Juselius (1990)] sur le système m1, cpi, pibr a donné un résultat similaire. L'hypothèse nulle de non-cointégration est rejetée en faveur de l'hypothèse d'existence d'un vecteur de cointégration par un test de la valeur propre maximale ( $\lambda_{\max}$ ), et cela à un seuil critique légèrement supérieur à 10%. La valeur obtenue est  $\lambda_{\max} = 18.04$  pour des valeurs critiques de 18.96 (10%) et de 16.52 (20%). De plus, l'existence d'un seul vecteur de cointégration n'est pas rejetée:  $\lambda_{\max} = 6.18$ .

**Table 2: Résultats de cointégration**

		ECM avec constante	ECM sans constante	ECM élasticité prix égale à un
Echantillon 1975:1 1989:4	<b>ADF(8)</b>	-3.37	-3.14	-3.44
	AR(6,44)	<i>0.87</i>	<i>0.82</i>	<i>0.83</i>
	AR(1,49)	<i>0.05</i>	<i>0.04</i>	<i>0.02</i>
	<b>ADF(6)</b>	-2.48	-2.39	-2.47
	AR(6,46)	<i>1.89</i>	<i>1.49</i>	<i>2.13</i>
	AR(1,51)	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>	<i>0.00</i>
	<b>ADF(5)</b>	-2.35	-2.35	-2.30
	AR(6,47)	<i>1.92</i>	<i>1.45</i>	<i>2.25</i>
	AR(1,52)	<i>0.65</i>	<i>0.30</i>	<i>0.82</i>
Echantillon 1974:1 1989:4	<b>ADF(4)</b>	-4.14*	-4.04 +	-4.12*
	AR(6,52)	<i>3.55**</i>	<i>2.91*</i>	<i>3.75**</i>
	AR(1,57)	<i>8.39**</i>	<i>8.15**</i>	<i>8.14**</i>
	<b>ADF(2)</b>	-2.08	-1.94	-2.25
	AR(6,54)	<i>7.79**</i>	<i>6.92**</i>	<i>7.96**</i>
	AR(1,59)	<i>0.05</i>	<i>1.06</i>	<i>0.00</i>
	<b>DF</b>	-2.01	-2.06	-1.98
	AR(6,56)	<i>7.36**</i>	<i>7.67**</i>	<i>7.43**</i>
	AR(1,61)	<i>1.72</i>	<i>3.30</i>	<i>0.38</i>

N.B.:

- Le signe + signifie un seuil de signification de 10%, \* de 5% et \*\* de 1%.
- Les valeurs critiques des ADF tests sont tirées de la table 2 de Engle & Yoo (1987) pour 50 observations. Avec trois variables dans la régression on a, 10% = -3.73, 5% = -4.11, 1% = -4.84. Avec deux variables 10% = -3.28, 5% = -3.67 et 1% = -4.32.
- Les tests de Godfrey (1978) de non autocorrélation du sixième et du premier ordres sont présentés sous les ADF et DF tests. Les valeurs de ces tests ne sont présentées qu'à titre indicatif, rappelons-le, lorsque les résidus de l'équation de cointégration semblent non stationnaires (chiffres en italiques).

En admettant que les trois variables ci-dessus sont cointégrées, nous introduisons les résidus de la régression de long terme dans une spécification de court terme.

$$\Delta(m1 - p)_t = 0.04586 - 0.26535 \text{ECM}_{t-1} + 0.83541 \Delta \text{pibr}_{t-2} - 0.03822 r^c_t$$

(0.00536) (0.03612) (0.09273) (0.00367)

$R^2 = 0.747$        $\sigma = 2.072 \%$       Echantillon : 1973:1 - 1989:4      DW = 1.92  
 AR(6,58) = 1.57      ARCH(6,52) = 0.73      Hct(6,57) = 0.62      Resct(1,63) = 1.07  
 AR(1,63) = 0.08      ARCH(1,62) = 0.00      Hct2(9,54) = 0.89      Resct(3,61) = 0.45  
 Norm(2) = 1.05      Chow(34,30) = 0.91      Chow(8,56) = 1.39      Chow(4,60) = 0.29

La dynamique exacte du modèle de court terme a été découverte en appliquant la démarche des réductions successives décrite précédemment. Tous les résultats des tests indiquent, globalement, que ce modèle ne souffre d'aucune erreur de spécification générale. Il est intéressant de noter que contrairement au modèle obtenu par la stratégie I, ni le taux d'inflation ni le taux d'intérêt à long terme n'entrent dans cette équation. En effet, un test de Lagrange analysant la non-inclusion du taux d'inflation donne  $F(1,63) = 2.36$ , ce qui ne permet pas de rejeter cette hypothèse. Le même test pour le taux d'intérêt à long terme donne  $F(1,63) = 0.27$ . Un test joint de non-inclusion des deux variables donne  $F(2,62) = 1.25$ . Forcer malgré tout ces deux variables à entrer dans la régression révèle que leurs paramètres sont non significatifs, avec des valeurs de  $t$  s'élevant respectivement à -1.49 et -0.41. Ainsi, restreindre a priori l'élasticité-prix de courte période à un est une hypothèse qui n'est pas rejetée empiriquement avec cette spéci-



fication. De plus, la non-inclusion de la variable dépendante retardée est confirmée. Le Test de Lagrange correspondant donne  $F(1,63) = 0.31$ .

On peut encore remarquer que le terme de correction d'erreurs entre dans la spécification dynamique avec le bon signe et qu'il est significativement différent de zéro. La magnitude du coefficient est même étonnamment grande, ce qui est rassurant. Si on applique à la lettre la deuxième partie du Théorème de Représentation de Engle et Granger, il semblerait donc que les trois variables – M1, prix et produit intérieur brut réel – sont bien cointégrées malgré le manque d'évidence empirique provenant des tests spécifiques de cointégration.

### Stratégie III

Avec cette stratégie, l'équation de long terme est spécifiée a priori. Cela revient à imposer au modèle dynamique de court terme une élasticité-prix et une élasticité-revenu de longue période. Fischer (1990 a et b) a retenu respectivement des valeurs de 1 et de 0.5 pour ces deux élasticités. Les raisons qu'il invoque sont que M1 est un agrégat de définition somme toute assez étroite pour que ses composantes servent essentiellement à satisfaire les besoins de transactions des agents économiques. Dans ce cas, le modèle de Baumol et Tobin [cf. Baumol (1952)] enseigne que l'élasticité-revenu devrait s'élever à 0.5. L'équation de long terme a donc la forme:

$$m1 = cpi + 0.5 pibr \quad \text{ECM}$$

L'équation de courte période correspondante, obtenue en appliquant la méthode des réductions successives, donne les résultats suivants:

$$\Delta(m1 - p)_t = -0.01402 - 0.26861 \text{ECM}_{t-1} + 0.81884 \Delta pibr_{t-2} - 0.03910 r_t^c \quad \text{DC}$$

(0.00679) (0.03237) (0.08744) (0.00345)

$R^2 = 0.776$	$\sigma = 1.953 \%$	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 2.14
AR(6,58) = 1.27	ARCH(6,52) = 1.39	Het(6,57) = 0.28	Reset(1,63) = 0.47
AR(1,63) = 0.32	ARCH(1,62) = 0.59	Het2(9,54) = 0.76	Reset(3,61) = 0.16
Norm(2) = 0.92	Chow(34,30) = 0.88	Chow(8,56) = 0.90	Chow(4,60) = 0.30

Les résultats sont très similaires à ceux qui sont obtenus avec la spécification issue de la stratégie II. La variable dépendante retardée est absente de cette régression, avec une valeur de F pour le Test de Lagrange de 1.43. Le taux d'inflation ainsi que le rendement des obligations de la Confédération sont également omis de cette équation. Les résultats des tests de non-inclusion sont fournis en note.<sup>16</sup>

La faiblesse de cette troisième stratégie de construction d'un modèle à correction d'erreurs est d'imposer a priori aux données la restriction d'une valeur numérique choisie pour les élasticité-prix et revenu de long terme. Ce postulat peut cependant être testé en faisant un «encompassing» test entre des modèles incorporant diverses valeurs pour ces élasticités. Un tel test existe sous plusieurs formes, notamment celles qui sont proposées par Cox (1961), par Ericsson (1973) ou par Sargan (1964). Toutes procèdent du même esprit. Il s'agit en fait de tester si un modèle particulier est capable,

<sup>16</sup>  $F_{inf}(1,63) = 0.00$ ,  $F_{\Delta L}(1,63) = 0.03$ ,  $F_{inf \& \Delta L}(2,62) = 0.02$ . Lorsque ces variables sont quand même introduites dans la régression DC, les t de Student des coefficients sont :  $t_{inf} = -0.01$ ,  $t_{\Delta L} = -0.18$ .

d'une part, de représenter adéquatement le processus qui a généré les données dont nous disposons et, d'autre part, de prédire correctement les résultats que l'on obtiendrait avec un modèle concurrent. Ces considérations sont testées en utilisant un groupe de variables comprenant l'ensemble des régresseurs des deux modèles.<sup>17</sup> En ce qui concerne l'élasticité-revenu, si nous appelons le terme de correction d'erreurs inclus dans la spécification dynamique ci-dessus  $ECM_{0,5}$ , nous pouvons tester ce modèle contre d'autres qui imposent une élasticité-revenu différente. Les résultats apparaissent dans la table 3.

**Table 3: Résultats des «encompassing» tests avec différents modèles issus de la stratégie III**

Modèles		1 contre 2	Nature du test	2 contre 1
1: $ECM_{0,5}$	2: $ECM_{0,1}$	0.114	F(1,63)	11.707**
1: $ECM_{0,5}$	2: $ECM_{0,2}$	0.114	F(1,63)	7.326**
1: $ECM_{0,5}$	2: $ECM_{0,4}$	0.114	F(1,63)	1.309
1: $ECM_{0,5}$	2: $ECM_{0,6}$	0.114	F(1,63)	0.208
1: $ECM_{0,5}$	2: $ECM_{0,8}$	0.114	F(1,63)	3.698+
1: $ECM_{0,5}$	2: $ECM_{1,0}$	0.114	F(1,63)	9.958**
1: $ECM_{0,5}$	2: $ECM_{1,2}$	0.114	F(1,63)	17.088**
1: $ECM_{0,5}$	2: $ECM_{1,5}$	0.114	F(1,63)	26.990**

Le signe + représente un seuil critique de 10%, \*\* un seuil de 1%.

Le modèle 1 est préféré au modèle 2 dans tous les cas. Cependant, si le modèle 2 est rejeté en faveur du modèle 1 pour des valeurs de l'élasticité-revenu de long terme comprises d'une part entre 0.1 et 0.2 et d'autre part entre 1.0 et 1.5, ces tests sont incapables de discriminer clairement les modèles qui incorporent une élasticité-revenu comprise entre 0.4 et 0.8. Dans le dernier cas toutefois (élasticité-revenu égale à 0.8), le seuil critique de signification pour rejeter le modèle 2 est de 5.9%. Ainsi, 0.5 constitue la médiane de l'ensemble des élasticités-revenu pour lesquelles le modèle 1 est accepté contre le modèle 2 et simultanément le modèle 2 n'est pas rejeté en faveur du modèle 1. Il est à signaler que les autres formes d'«encompassing» test – Cox  $N(0,1)$ , Ericsson  $N(0,1)$  et Sargan  $\chi^2(1)$  – ont toutes permis les mêmes inférences.<sup>18</sup>

Choisir entre les modèles issus des stratégies I, II ou III peut également se faire en appliquant la méthodologie des «encompassing» tests. Dans ce cas, nous avons obtenu les résultats suivants:

<sup>17</sup> Un aperçu de la méthode des «encompassing» tests peut être présenté de la manière suivante [cf. Gilbert (1986)]: si on appelle Mod1 le modèle  $y = X\alpha + u$  et Mod2 le modèle  $y = Z\beta + v$ , et si l'on dénomme  $X^*$  le vecteur des variables contenues dans  $X$  et non incluses dans  $Z$ , et  $Z^*$  les variables contenues dans  $Z$  mais pas dans  $X$ , la régression  $y = X\alpha + Z^*\beta + \varepsilon = Z\beta + X^*\alpha + \varepsilon$  est estimée dans une première étape. La validité de Mod1 implique  $\beta^* = 0$  et celle de Mod2,  $\alpha^* = 0$ . Dans une seconde étape, ces deux hypothèses sont évaluées séparément par un F test. Ainsi, nous pouvons obtenir une des quatre situations suivantes: si  $\beta^* = 0$  et  $\alpha^* \neq 0$  sont acceptées, alors Mod1 «encompass» (enc.) Mod2 et Mod2 n'«encompass» pas (nenc.) Mod1. Si  $\alpha^* = 0$  et  $\beta^* \neq 0$ , Mod2 enc. Mod1 et Mod1 nenc. Mod2. Si  $\beta^* = 0$  et  $\alpha^* = 0$ , Mod1 enc. Mod2 et Mod2 enc. Mod1. Dans ce cas, le test est inconclusif. Enfin, si  $\beta^* \neq 0$  et  $\alpha^* \neq 0$ , Mod1 nenc. Mod2 et Mod2 nenc. Mod1, de nouvelles recherches sont nécessaires! Pour une discussion plus approfondie de ces tests, voir Davidson et al. (1978), Mizon (1984), Hendry et Richard (1987), Hendry (1989), ainsi que les trois auteurs cités dans le texte.

<sup>18</sup> L'élasticité-prix unitaire de long terme pourrait également être remise en question à l'aide d'un «encompassing» test. Cependant, l'estimation ponctuelle de court terme obtenue en supprimant cette restriction nous a convaincus de négliger cette option (cf. l'équation DC\* infra).

**Table 4: Résultats des «encompassing» tests selon les stratégies**

Modèles	1 contre 2	Nature du test	2 contre 1
1: Stratégie I	2: Stratégie II		
		17.310**	F(1,61) – F(3,61)
1: Stratégie III	2: Stratégie I	0.025	F(3,61) – F(1,61)
1: Stratégie III	2: Stratégie II	0.018	F(1,63)
			2.200+
			18.688**
			7.977**

Le signe + représente un seuil critique de 10%, \*\* un seuil de 1%.

Le modèle de la stratégie III, qui impose a priori une élasticité-revenu de longue période égale à 0.5, domine sans conteste les modèles issus des deux premières stratégies. Nous continuons donc notre analyse en nous limitant à cette seule spécification.<sup>19</sup>

#### 4.2. Stabilité de la fonction de demande de M1

A part les Chow tests mentionnés sous chaque régression, qui fournissent quelques indications sur la stabilité des paramètres lorsque l'échantillon est coupé respectivement trente-quatre, huit ou quatre périodes avant le dernier trimestre de 1989, une analyse plus complète de la stabilité des paramètres peut être conduite en réestimant les équations avec la méthode des moindres carrés récursifs (RLS). Le logiciel PC-Give offre cette option qui consiste à estimer la régression sur un sous-échantillon de taille suffisante pour satisfaire l'exigence du nombre minimum de degrés de liberté, puis de refaire l'estimation en incluant à chaque fois une donnée supplémentaire et cela jusqu'à ce que la fin de l'échantillon soit atteinte. Ce logiciel permet de présenter graphiquement les différentes valeurs des coefficients, ainsi que celles des résidus de toutes les estimations. De plus, différents tests de Chow peuvent être rassemblés dans un seul graphique.

En ce qui concerne la fonction de demande de monnaie issue de la stratégie III – équation DC –, les graphiques des valeurs des paramètres, des résidus pas à pas («1-step residuals») ainsi que des tests de Chow effectués pas à pas («1-step Chow test») sont présentés dans l'annexe II. Ces résultats sont obtenus par application de la méthode des moindres carrés récursifs. Ils nous montrent que les paramètres des régresseurs sont relativement stables à l'exception de celui du produit intérieur brut réel, qui augmente régulièrement dans le temps.<sup>20</sup>

<sup>19</sup> Comme des doutes subsistent quant à la stationnarité du niveau du taux d'intérêt suisse à trois mois à l'issue des tests de racine unitaire, nous avons estimé l'équation DC en remplaçant successivement  $r_{C_t}$  par  $\Delta r_{C_t}$ , puis par  $\Delta r_{C_{t-1}}$ . Si nous appelons Mod1 l'équation DC, Mod2 l'équation DC avec  $\Delta r_{C_t}$  et Mod3 la même équation avec  $\Delta r_{C_{t-1}}$ , nous trouvons que Mod1 «encompass» Mod2 [F = 0.363] et Mod3 [F = 1.135]. Par contre, Mod2 n'«encompass» pas Mod1 au seuil critique de 1% [F = 74.618\*\*] et Mod3 n'«encompass» pas non plus Mod1 [F = 92.907\*\*]. Ainsi, l'équation DC, qui inclut le taux d'intérêt en niveau, semble la meilleure équation selon ce critère statistique.

<sup>20</sup> Remplacer le produit intérieur brut réel par une autre mesure du volume des transactions comme, par exemple, la demande intérieure brute réelle ou le produit intérieur brut réel augmenté des importations n'a pas amélioré la situation. Le seul point positif est que le coefficient de ces nouvelles variables d'échelle augmente nettement moins dans le temps que le coefficient du produit intérieur brut réel. Toutefois, l'inclusion de ces nouvelles variables, en niveau dans la relation statique de long terme (avec une élasticité égale à 0.2 ou 0.5) ainsi qu'en différences dans la spécification dynamique de court terme, introduit une auto-corrélation persistante des erreurs, et cela malgré l'application de la stratégie des réductions successives pour découvrir la dynamique particulière à ces modèles. De plus, un «encompassing» test effectué entre ces nouvelles spécifications et celle du texte donne comme résultat un rejet catégorique des nouvelles régressions.

L'annexe II présente aussi le graphique des résidus de la régression effectuée à l'aide de la méthode des moindres carrés récursifs ainsi qu'un graphique illustrant différents Chow tests réalisés pas à pas.<sup>21</sup> Ces deux graphiques révèlent que le modèle a subi un choc au troisième trimestre de 1980, choc qui pourtant n'affecte pas sensiblement la valeur des paramètres à cette date particulière.

On peut donc conclure de cette analyse que les coefficients de notre fonction de demande de M1 ne sont pas très stables durant la période d'estimation, sans subir, cependant, une rupture marquée. Pour approfondir encore cette analyse, nous avons estimé l'équation DC sur l'échantillon 1980:1–1989:4. Les résultats sont les suivants:

$$\Delta(m1 - p)_t = + 0.02519 - 0.21828 \text{ ECM}_{t-1} + 1.05540 \Delta \text{pibr}_{t-2} - 0.05666 r^c_t$$

(0.01776) (0.04682) (0.12417) (0.00831)

$R^2 = 0.804$	$\sigma = 1.855 \%$	Echantillon : 1980:1 - 1989:4		DW = 1.93
AR(6,30) = 1.39	ARCH(6,24) = 2.43	Het(6,29) = 0.47	Reset(1,35) = 0.20	
AR(1,35) = 0.03	ARCH(1,34) = 0.95	Het2(9,26) = 0.35	Reset(3,33) = 0.42	
Norm(2) = 2.53	Chow(20,16) = 0.73	Chow(8,28) = 0.50	Chow(4,32) = 0.61	

On peut remarquer le coefficient plus élevé du taux de variation du produit intérieur brut réel. Il a passé de 0.8188 sur l'échantillon 1973:1 – 1989:4 (équation DC) à 1.0554 sur la période 1980:1 – 1989:4. De plus, le coefficient du taux d'intérêt à trois mois est statistiquement différent, au seuil critique de 5%, de celui que nous avons trouvé dans l'estimation utilisant les données de 1973:1 – 1989:4. Toutefois, il n'est pas significativement différent au seuil critique de 2%. En effet, la différence des valeurs des deux coefficients divisée par l'écart-type de l'équation ci-dessus donne une statistique de t égale à – 2.11.

### 4.3 Exogénéité des régresseurs de la fonction de demande de M1

#### 1) Exogénéité faible

Pour analyser l'exogénéité faible des régresseurs de la spécification issue de la stratégie III (équation DC), nous procédons par plusieurs étapes. Dans une première étape, nous réestimons notre équation sans restreindre à l'unité l'élasticité-prix de courte période, cela afin que le taux d'inflation devienne lui-même un régresseur. Ensuite, nous caractérisons les densités marginales de chaque régresseur. Enfin nous procédons aux tests proprement dits.

<sup>21</sup> Les résidus pas à pas («1-step residuals»), calculés par PC-Give, sont obtenus à l'aide de l'équation

$$\hat{u}_t = y_t - X_t \hat{\beta}_{[1973:1-t]}$$

où  $y_t$  est la variable dépendante et  $X_t$  la matrice des régresseurs. Les paramètres  $\hat{\beta}$  utilisés sont ceux qui sont estimés sur chaque sous-échantillon. Par comparaison, les résidus des moindres carrés ordinaires sont

$$\hat{e}_t = y_t - X_t \hat{\beta}_{[1973:1 - 1989:4]}$$

Les Chow tests, normalisés à leur valeur critique de 5%, sont distribués asymptotiquement comme une statistique de  $F(n, T-n-k)$ , avec  $T$  la taille de l'échantillon,  $n$  la longueur du pas et  $k$  le nombre de paramètres estimés. Les tests présentés dans le graphique de l'annexe II sont réalisés pas à pas. C'est-à-dire,  $n$  est fixé à 1 et  $T$  évolue, estimation après estimation, de 16, 17, 18 à 68 où 68 est le nombre total d'observations contenu dans l'échantillon 1973:1–1989:4. En fait, pour chaque sous-échantillon de taille  $T$ , un F test est calculé pour analyser si les coefficients du modèle subissent une altération notable lorsqu'une observation est exclue de ce sous-échantillon. A chaque date où cette statistique excède la barre horizontale du graphique, la stabilité du modèle est rejetée avec une probabilité d'erreur de 5%.

Lorsqu'on supprime la restriction d'une élasticité-prix égale à un dans la courte période, notre modèle devient:

$$\Delta m1_t = - 0.01405 - 0.26872 \text{ ECM}_{t-1} + 0.81886 \Delta \text{pibr}_{t-2} - 0.03912 r_t^C$$

(0.00746) (0.03446) (0.08817) (0.00396)

$$+ 1.00304 \text{ inf}_t \quad \text{DC}^*$$

(0.31278)

$R^2 = 0.751$        $\sigma = 1.968 \%$       Echantillon : 1973:1 - 1989:4      DW = 2.14  
 AR(6,57) = 1.25    ARCH(6,51) = 1.36    Het(8,54) = 0.30      Reset(1,62) = 0.12  
 AR(1,62) = 0.32    ARCH(1,61) = 0.58    Het2(14,48) = 0.53    Reset(3,60) = 0.14  
 Norm(2) = 0.91    Chow(34,29) = 0.85    Chow(8,55) = 0.90    Chow(4,59) = 0.29

On peut remarquer que l'élasticité-prix de courte période n'est pas statistiquement différente de un. Ainsi, si les tests d'exogénéité qui suivent indiquent que la masse monétaire doit être la variable endogène de la régression, la confirmation empirique d'une élasticité-prix égale à un justifie l'utilisation de la masse monétaire réelle comme variable dépendante.

Pour ne pas alourdir le texte principal, la modélisation des densités marginales des différents régresseurs est présentée dans l'annexe III. Toutes les équations des densités marginales passent sans problèmes statistiques particuliers la plupart des tests rapportés sous chaque équation.

L'analyse d'exogénéité (au sens faible) de chaque régresseur des densités conditionnelles notées DC\* et DC ci-dessus consiste à inclure dans ces équations soit les résidus de la densité marginale du régresseur (équation notée DMA # dans l'annexe III), soit les valeurs estimées de celle-ci («fitted values»). Si cet ajout est significatif, alors les paramètres de la densité marginale affectent ceux de la densité conditionnelle et le régresseur n'est pas exogène. Cependant, ce test n'aura une certaine puissance que si l'ajout remplace correctement le régresseur considéré.

Concernant le produit intérieur brut réel, si on inclut les résidus ou les valeurs estimées – retardées de deux périodes – de DMA1 dans l'équation DC\* [DC], le t de Student du paramètre ajouté est de 1.45 [1.46], en valeur absolue. Ce paramètre n'est donc pas significativement différent de zéro. Lorsqu'on recalcule la régression DC\* [DC] en supprimant  $\Delta \text{pibr}_{t-2}$  mais en conservant l'ajout, le t de Student des résidus de DMA1 devient égal à 2.06 [2.08], alors que celui des valeurs estimées de DMA1 s'élève à 8.32 [8.38], ce qui indique que le test effectué a une puissance satisfaisante. Ainsi, le produit intérieur brut réel est un régresseur exogène (au sens faible) dans la fonction de demande de monnaie M1. En d'autres termes, les paramètres de la densité conditionnelle ne sont pas affectés par ceux de la densité marginale du produit intérieur brut.

Lorsque le même exercice est effectué pour le taux d'intérêt court, les résidus ou les valeurs estimées de DMA2 entrent dans DC\* [DC] avec un t de Student de 0.96 [0.96], en valeur absolue. L'omission de  $r_t^C$  dans l'équation DC\* [DC] implique une valeur de t de l'ajout égale à -3.47 [-3.79], lorsque celui-ci est représenté par les résidus de DMA2. Lorsque la variable incluse est les valeurs estimées de DMA2, le t de Student prend la valeur de -8.28 [-9.67], ce qui indique que le test a une puissance certaine. Ainsi, on peut également conclure que le taux d'intérêt des dépôts à trois mois sur le marché des euro-francs est un régresseur exogène dans la fonction de demande de M1.

L'analyse d'exogénéité faible du taux d'inflation permet d'arriver à la même conclusion. La valeur t du paramètre des résidus ou des valeurs estimées de DMA3 est de 0.21, en valeur absolue, lorsque le taux d'inflation lui-même reste présent dans l'équation DC\*. Omettre cette variable implique que le t du paramètre des résidus devient 2.28, alors que le t du paramètre des valeurs estimées devient 1.91.

Tous les régresseurs des équations DC\* et DC sont donc faiblement exogènes par rapport, respectivement, à M1 nominal et à M1 réel.

## 2) Super-exogénéité

L'analyse de la super-exogénéité des régresseurs des équations DC\* et DC consiste à tester si les paramètres de ces deux densités conditionnelles sont restés invariants aux chocs – de politique monétaire ou provenant du secteur réel de l'économie – qui ont affecté les densités marginales des variables indépendantes. Si cette condition est remplie, on peut accepter avec une certaine confiance la proposition selon laquelle notre fonction de demande de monnaie a été, dans le passé, insensible à la célèbre «critique de Lucas» [Lucas (1976)].

La méthode pratique pour analyser cette propriété consiste à tester la non-inclusion, dans le modèle des densités conditionnelles (équations DC\* et DC), des variables auxiliaires qui corrigent les chocs subis par les densités marginales des régresseurs (équations DMA1 à DMA3) [cf. Engle et Hendry (1990) et Fischer et Peytrignet (1991)]. Les résultats sont rassemblés dans la table suivante:

**Table 5: Résultats des tests de superexogénéité des régresseurs des équations DC\* et DC**

Variabiles auxiliaires	DC*		DC	
dum76	F(1,62) = 0.022	88.38%	F(1,63) = 0.021	88.40%
dum78	F(1,62) = 0.177	67.55%	F(1,63) = 0.178	67.47%
dum81:2	F(1,62) = 0.489	48.70%	F(1,63) = 0.496	48.38%
dum76, dum78, dum81:2	F(3,60) = 0.205	89.24%	F(3,61) = 0.209	89.01%

Les pourcentages qui figurent aux côtés des F tests représentent le seuil critique exact du rejet de l'hypothèse de non-inclusion.

Ces tests montrent qu'aucune des variables auxiliaires qui entrent dans les densités marginales des régresseurs ne doivent figurer dans les régressions DC\* et DC. Ainsi, les paramètres estimés des deux fonctions de demande de M1 n'ont été affectés ni par la brusque récession causée à la suite du choc pétrolier de 1973, ni par le changement temporaire de politique monétaire provoqué par les interventions massives de la Banque nationale pour combattre la hausse du franc en 1978-1979. Les régresseurs de DC\* et de DC sont donc super-exogènes.<sup>22</sup>

On peut conclure de cette analyse d'exogénéité qu'estimer un modèle à équation unique en choisissant la masse monétaire M1, en termes nominaux ou réels, comme variable dépendante est une formalisation statistique adéquate du marché monétaire de M1. En d'autres termes, étant donné les séries à notre disposition, la direction de la régression semble bien devoir se faire dans le sens monnaie en fonction du produit intérieur, du taux d'intérêt et du taux d'inflation.

<sup>22</sup> NB.: la variable auxiliaire dum81:2 n'entre dans le modèle de la densité marginale du produit intérieur brut [cf. équation DMA1 de l'annexe III] que pour corriger une instabilité de cette régression à cette date. A notre connaissance elle n'a pas de signification économique particulière.

L'analyse des régressions inverses et celle d'un système simultané de demande et d'offre de M1 présentent toutefois l'intérêt de pouvoir évaluer la robustesse de cette conclusion. L'analyse des régressions inverses permet en outre de tester empiriquement la proposition de Hendry et Ericsson (1990) selon laquelle les régresseurs de ces relations devraient être instables.

## 5. Inversions de la fonction de demande de M1

Dans ce paragraphe, nous distinguons deux normalisations inverses de la fonction de demande de M1, la première avec le taux d'intérêt comme variable dépendante, la seconde avec le taux d'inflation. Estimer l'une ou l'autre de ces relations suppose que l'on considère la masse monétaire M1 comme statistiquement exogène. Comme le taux de variation du produit intérieur brut réel entre avec un retard de deux trimestres dans la fonction de demande de M1, nous pouvons conserver cette dynamique particulière dans les fonctions inverses – ce que nous appelons par la suite *inversion stricte* de la fonction de demande de M1 – ou nous pouvons modéliser librement les densités conditionnelles  $D_{r|\Delta m}$  ou  $D_{infl|\Delta m}$  en appliquant une fois encore la démarche des réductions successives pour découvrir la dynamique propre des équations inverses, ce que nous appelons *inversion libre* de la fonction de demande de M1. Normalement, au vu des résultats sur l'exogénéité faible des régresseurs de la fonction de demande de M1 que nous avons obtenus, nous devrions trouver que la masse monétaire M1 est endogène dans les spécifications inversées. Dans le cas contraire, nous mettrions en lumière la contradiction selon laquelle le taux d'intérêt court, le taux d'inflation et M1 peuvent être considérés, statistiquement, à la fois comme des variables endogènes et exogènes. Il est à noter que dans les diverses études faites sur ce sujet, Hendry ne considère que la problématique liée à l'inversion stricte.

### 5.1. Inversions strictes de la fonction de demande de M1

#### 1) Estimations

Dans ce paragraphe, nous estimons les fonctions de demande de monnaie M1 (équations DC et DC\*) en retenant le taux d'intérêt  $r^C$  ou le taux d'inflation comme variables dépendantes. Le terme de correction d'erreurs entre dans ces spécifications sans modification préalable, ce qui est possible, car, rappelons-le, la direction de régression dans l'estimation de la relation statique de longue période importe peu.<sup>23</sup> Pour éviter toute confusion, nous conservons une notation symétrique. Ainsi, l'équation DCI est la régression inverse de l'équation DC, les deux équations DC\*1 et DC\*12 représentent les deux régressions inverses de l'équation DC\*.

$$r_t^C = - 0.16916 - 6.16442 \text{ECM}_{t-1} - 17.05712 \Delta(m-p)_t + 14.29752 \Delta \text{pibr}_{t-2} \quad \text{DCI}$$

(0.14488) (0.59591) (1.50673) (2.17067)

$R^2 = 0.754$	$\sigma = 40.785 \%$	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 1.46
AR(6,58) = 2.37*	ARCH(6,52) = 0.42	Het(6,57) = 2.35*	Reset(1,63) = 15.43**
AR(1,63) = 6.06*	ARCH(1,62) = 0.42	Het2(9,54) = 3.68**	Reset(3,61) = 6.51**
Norm(2) = 0.13	Chow(34,30) = 0.51	Chow(8,56) = 0.62	Chow(4,60) = 0.28

<sup>23</sup> Cela est vrai en théorie. En pratique cependant, l'estimation du vecteur de cointégration reste sensible à la normalisation arbitraire implicite que constitue le choix de la variable dépendante [cf. Hafer et Jansen (1991) p. 157]. Dans l'inversion du modèle à correction d'erreurs de M1 issu de la stratégie III, ce problème ne se pose pas car le vecteur de cointégration (1, -1, -0.5) est *postulé*.

$$r_t^c = - 0.29509 - 6.13773 \text{ ECM}_{t-1} - 15.52914 \Delta m1_t + 13.13815 \Delta \text{pibr}_{t-2} \\ (0.14815) \quad (0.57305) \quad (1.57269) \quad (2.13809) \\ + 30.36912 \text{ inf}_t \quad \text{DC*I1} \\ (5.52599)$$

$R^2 = 0.776$        $\sigma = 39.213 \%$       Echantillon : 1973:1 - 1989:4      DW = 1.51  
 AR(6,57) = 1.48    ARCH(6,51) = 0.81    Het(8,54) = 2.27\*    Reset(1,62) = 20.27\*\*  
 AR(1,62) = 4.69\*    ARCH(1,61) = 0.07    Het2(14,48) = 3.39\*\*    Reset(3,60) = 8.74\*\*  
 Norm(2) = 0.61    Chow(34,29) = 0.50    Chow(8,55) = 0.91    Chow(4,59) = 0.44

$$\text{inf}_t = 0.01014 + 0.06808 \text{ ECM}_{t-1} - 0.12160 \Delta \text{pibr}_{t-2} + 0.01067 r_t^c \\ (0.00256) \quad (0.01587) \quad (0.04831) \quad (0.00194) \\ + 0.13990 \Delta m1_t \quad \text{DC*I2} \\ (0.04363)$$

$R^2 = 0.339$        $\sigma = 0.735 \%$       Echantillon : 1973:1 - 1989:4      DW = 1.47  
 AR(6,57) = 1.42    ARCH(6,51) = 2.37\*    Het(8,54) = 2.99\*\*    Reset(1,62) = 6.36\*  
 AR(1,62) = 4.29\*    ARCH(1,61) = 0.04    Het2(14,48) = 4.68\*\*    Reset(3,60) = 2.98\*  
 Norm(2) = 6.28\*    Chow(34,29) = 0.61    Chow(8,55) = 0.99    Chow(4,59) = 0.57

Les résultats obtenus montrent à l'évidence qu'inverser la fonction de demande de monnaie produit des estimations problématiques. Ces spécifications souffrent toutes d'un problème d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité de leurs erreurs. De plus, choisir le taux d'inflation comme variable dépendante (équation DC\*I2) introduit encore de l'ARCH dans les erreurs.

## 2) Stabilité des densités conditionnelles

Les graphiques relatifs à la stabilité des densités conditionnelles DCI et DC\*I2 sont rassemblés, respectivement, dans les annexes IV et V.

L'estimation par la méthode des moindres carrés récurrents de DCI, qui retient le taux d'intérêt des dépôts à trois mois sur le marché des euro-francs comme variable dépendante, montre une grande instabilité des paramètres du terme de correction d'erreurs et du taux de variation de la masse monétaire M1 en termes réels, ce dernier présentant même une forte tendance ascendante. Paradoxalement, seules les estimations du coefficient du taux de variation du produit intérieur brut réel semblent relativement stables lorsque la taille de l'échantillon augmente. Il est dès lors intéressant de constater en pratique ce que nous avons affirmé en théorie au paragraphe 2.1, lettre b. En effet, nous avons mentionné, à la suite de Hendry et Ericsson (1990), que si les paramètres de la densité conditionnelle originale sont stables, ceux de la densité conditionnelle inverse ont une forte probabilité d'être instables. La validité empirique de cette proposition est illustrée ici en considérant d'une part la stabilité de l'élasticité du taux de variation de M1 réel par rapport au taux d'intérêt nominal dans l'équation DC [cf. le graphique du paramètre  $r^c$  dans l'annexe II] et, d'autre part, l'instabilité tendancielle de l'élasticité du taux d'intérêt nominal par rapport au taux de variation de M1 réel dans l'équation DCI [cf. le graphique du paramètre  $\Delta(m1-p)$  dans l'annexe IV].



L'analyse de stabilité de la régression inverse DC\*11, qui retient également le taux d'intérêt comme variable dépendante, produit des résultats comparables, en tout point, à ceux qui concernent DCI. Les graphiques ne sont donc pas présentés en annexe. La tendance ascendante du paramètre du taux de variation de la masse monétaire réelle dans DCI se retrouve dans le paramètre de la masse monétaire nominale de DC\*11. Le paramètre du taux d'inflation présente, lui, une tendance descendante.

Dans les graphiques de l'annexe V, on remarque que si les paramètres de l'équation DC\*12 souffrent d'une certaine instabilité intertemporelle, les estimations successives ne semblent pas révéler la présence d'une tendance pour aucun d'entre eux comme cela est le cas pour le produit intérieur brut réel dans la spécification DC ou pour le taux de variation de la masse monétaire réelle et le terme de correction d'erreurs dans la régression inverse DCI.

On trouve également dans les annexes IV et V les graphiques des résidus pas à pas des spécifications DCI et DC\*12, ainsi que ceux des Chow tests correspondants. L'autocorrélation qui affecte les résidus de DCI est bien visible dans le graphique de l'annexe IV. De plus, le modèle semble subir deux chocs structurels aux troisième trimestres de 1979 et 1980. Par contre, aucun choc notable n'affecte la structure de DC\*12 pendant la période d'estimation, sauf peut-être au troisième trimestre de 1979.

Malgré les problèmes statistiques dont souffrent ces trois équations, nous allons tester l'exogénéité faible de toutes leurs variables indépendantes dans le paragraphe suivant.

### 3) Exogénéité faible

En ce qui concerne le taux de variation du produit intérieur brut réel, le taux d'intérêt à trois mois et le taux d'inflation, nous utilisons les résidus et les valeurs estimées des modèles des densités marginales DMA1, DMA2 et DMA3 présentés dans l'annexe III.

Pour tester l'exogénéité faible des taux de variation de la masse monétaire réelle et nominale dans DCI, DC\*11 et DC\*12, nous devons modéliser les densités marginales de  $\Delta(m1-p)$  et de  $\Delta m1$ . Les équations de ces modèles, appelées respectivement DMA4 et DMA5, sont incluses dans cette même annexe.

Les résultats des tests d'exogénéité effectués sur les variables indépendantes des régressions DCI, DC\*11 et DC\*12 sont rassemblés dans la table 6.

Les résultats de ces tests ainsi que de leur puissance doivent être considérés avec la plus extrême prudence, car les valeurs des  $t$  de Student sont certainement biaisées par l'autocorrélation et par l'hétéroscédasticité dont souffrent les résidus des spécifications DCI, DC\*11 et DC\*12. Malgré cette réserve, on peut cependant en tirer les enseignements suivants:

- Le taux de variation du produit intérieur brut réel paraît exogène au sens faible dans les trois spécifications inversées.
- Le taux d'intérêt est exogène par rapport à l'inflation dans l'équation DC\*12.
- Ainsi, ces deux variables sont exogènes aussi bien dans la fonction de demande de M1 que dans les régressions inverses, ce qui est cohérent.
- Le taux de variation de la masse monétaire réelle est, par contre, un *régresseur endogène* dans la régression inverse de la fonction de demande de monnaie DC (équation DCI). Cela signifie, *ceteris paribus*, que choisir le taux d'intérêt comme la variable dépendante d'une équation de forme réduite du

Table 6

Equation	DCI			DC*11			DC*12		
	$r_t^C$			$r_t^C$			$inf_t$		
Variable indép. x	$t_{\hat{u} x}$ ou $t_{\hat{x} x}$	$t_{\hat{u}}$	$t_{\hat{x}}$	$t_{\hat{u} x}$ ou $t_{\hat{x} x}$	$t_{\hat{u}}$	$t_{\hat{x}}$	$t_{\hat{u} x}$ ou $t_{\hat{x} x}$	$t_{\hat{u}}$	$t_{\hat{x}}$
$\Delta(m1-p)_t$	2.22 (2.06)	7.94 (5.77)	2.72 (2.19)	-	-	-	-	-	-
$\Delta pibr_{t-2}$	1.24 (1.13)	1.43 (1.25)	5.89 (4.90)	1.02 (0.96)	1.54 (1.41)	5.40 (4.18)	0.05 (0.05)	1.07 (1.10)	1.91 (1.56)
$r_t^C$	-	-	-	-	-	-	1.59 (1.70)	0.99 (0.97)	5.35 (3.23)
$\Delta m1_t$	-	-	-	1.38 (0.99)	2.85 (2.12)	6.72 (4.84)	2.13 (1.55)	0.47 (0.43)	3.58 (2.14)
$inf_t$	-	-	-	1.19 (1.17)	2.51 (2.11)	4.69 (6.11)	-	-	-

N.B.:

- $t_{\hat{u}|x}$  représente le t de Student du coefficient des résidus de la densité marginale  $\hat{u}$  lorsque ces derniers sont inclus dans la densité conditionnelle conjointement au régresseur original  $x$ .  $t_{\hat{x}|x}$  est le t de Student du coefficient des valeurs estimées de la densité marginale  $\hat{x}$  lorsque ces dernières sont prises en considération dans la densité conditionnelle conjointement au régresseur  $x$ .  $t_{\hat{u}|x}$  et  $t_{\hat{x}|x}$  sont égaux en valeurs absolues. Le régresseur est faiblement exogène au seuil critique de 5% (1%) lorsque cette statistique est inférieure à la valeur de 2.00 (2.66). La puissance du test est donnée par le t de Student du coefficient des résidus ou des valeurs estimées des densités marginales – notés respectivement par  $t_{\hat{u}}$  et par  $t_{\hat{x}}$  – lorsque le régresseur  $x$  est exclu de la densité conditionnelle. Toutes les statistiques sont données en valeurs absolues.
- Les valeurs indiquées entre parenthèses représentent les t de Student obtenus en divisant les coefficients par leur écart-type corrigé de l'hétéroscédasticité selon la méthode de White (1980). Ce sont les valeurs à utiliser lorsque les résidus des régressions souffrent d'un problème d'hétéroscédasticité pour une cause non déterminée (cf. Hendry [1989], p. 39).

marché monétaire correspondant à M1, avec la masse monétaire réelle comme variable indépendante, est un choix erroné d'un point de vue économétrique.

- Cette conclusion n'est pourtant pas solide. En effet, lorsqu'on régresse le taux d'intérêt sur le taux de variation de M1 nominal et sur l'inflation séparément, ces deux dernières variables deviennent exogènes par rapport au taux d'intérêt. Cela nous amène au résultat paradoxal que la masse monétaire peut être considérée comme exogène par rapport au taux d'intérêt dans l'équation DC\*11 mais que, simultanément, le taux d'intérêt est considéré comme exogène par rapport à la monnaie dans l'équation DC\*. En d'autres termes, cela révèle la contradiction suivante: dans DC\*, le taux d'intérêt influence  $\Delta m1$  sans effet en retour contemporain de  $\Delta m1$  sur lui, or, dans DC\*11, c'est  $\Delta m1$  qui influence le taux d'intérêt sans effet en retour contemporain. Ceci viole le principe d'exclusivité mutuelle du statut d'endogénéité/exogénéité statistique d'une variable.

- Par rapport à l'inflation, le statut – endogène/exogène – de la monnaie est ambigu. Dans la spécification DC\*12, le taux de variation de M1 nominal a un t de Student égal à 2.13, ce qui permettrait de considérer cette variable comme endogène. Toutefois, rappelons-le, les résidus de DC\*12 sont autocorrélés et hétéroscédastiques. Corrigé de l'hétéroscédasticité, le t de Student conduit à la conclusion inverse. Comme l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité ne peuvent pas être corrigées simultanément, il n'est pas possible de tirer une conclusion de ce résultat.

- On peut remarquer dans la table 6 que l'estimation de la puissance des tests d'exogénéité est parfois asymétrique, c'est-à-dire que le test des résidus n'est pas puissant, alors que celui des valeurs estimées possède une puissance certaine ou inversement. Fischer et Peytrignet (1991) ont déjà cons-

taté que la puissance de ces tests peut varier selon la nature de la variable ajoutée dans la densité conditionnelle.

Vérifier ces résultats nécessite, au moins, la correction de l'autocorrélation des résidus des régressions inverses. Un moyen d'y arriver est de ne pas contraindre a priori la dynamique de courte période de ces équations à être identique à celle des régressions originales. Cette opération est légitime, car la dynamique de courte période est imposée par les données et non par la théorie. Dans la section qui suit, nous modélisons les densités conditionnelles inverses en découvrant leur dynamique propre par application de la stratégie des réductions successives proposée par Hendry.

## 5.2. Inversions libres de la fonction de demande de M1

### 1) Estimations

L'estimation libre des densités conditionnelles inverses DCI, DC\*11 et DC\*12 a produit les résultats suivants:

$$r_t^c = 0.00600 - 2.32646 \text{ECM}_{t-1} - 11.77111 \Delta(m1-p)_t + 5.06226 \Delta \text{pibr}_t \\ (0.11777) \quad (0.77610) \quad (1.41064) \quad (1.48210) \\ + 8.73816 \Delta \text{pibr}_{t-2} + 0.54695 r_{t-1}^c \quad \text{DCIL} \\ (1.84343) \quad (0.08473)$$

$R^2 = 0.862$        $\sigma = 31.076 \%$       Echantillon : 1973:1 - 1989:4      DW = 2.09  
 AR(6,56) = 0.67      ARCH(6,50) = 0.81      Het(10,51) = 6.92\*\*      Reset(1,61) = 4.73\*  
 AR(1,61) = 0.22      ARCH(1,60) = 0.45      Het2(20,41) = 13.2\*\*      Reset(3,59) = 5.05\*\*  
 Norm(2) = 32.4\*\*      Chow(34,28) = 0.31      Chow(8,54) = 0.30      Chow(4,58) = 0.12

$$r_t^c = -0.09722 - 2.67916 \text{ECM}_{t-1} - 11.28832 \Delta m1_t + 20.38021 \text{inf}_t \\ (0.12817) \quad (0.78451) \quad (1.40775) \quad (4.83605) \\ + 5.41321 \Delta \text{pibr}_t + 8.27223 \Delta \text{pibr}_{t-2} + 0.50015 r_{t-1}^c \quad \text{DC*IL1} \\ (1.46587) \quad (1.82534) \quad (0.08684)$$

$R^2 = 0.869$        $\sigma = 30.479 \%$       Echantillon : 1973:1 - 1989:4      DW = 2.05  
 AR(6,55) = 0.54      ARCH(6,49) = 1.14      Het(12,48) = 4.68\*\*      Reset(1,60) = 10.41\*\*  
 AR(1,60) = 0.06      ARCH(1,59) = 0.30      Het2(.,.) = ?      Reset(3,58) = 6.77\*\*  
 Norm(2) = 32.7\*\*      Chow(34,27) = 0.34      Chow(8,53) = 0.47      Chow(4,57) = 0.17

$$\text{inf}_t = 0.00889 + 0.06965 \text{ECM}_{t-1} - 0.09385 \Delta \text{pibr}_{t-2} + 0.00863 r_t^c \\ (0.00222) \quad (0.01364) \quad (0.04191) \quad (0.00172) \\ + 0.11879 \Delta m1_t + 0.45075 \text{inf}_{t-4} \quad \text{DC*IL2} \\ (0.03774) \quad (0.09332)$$

$R^2 = 0.520$        $\sigma = 0.632 \%$       Echantillon : 1973:1 - 1989:4      DW = 1.69  
 AR(6,56) = 1.22      ARCH(6,50) = 0.69      Het(10,51) = 1.77      Reset(1,61) = 4.11\*  
 AR(1,61) = 1.20      ARCH(1,60) = 1.18      Het2(20,41) = 2.35\*      Reset(3,59) = 2.03  
 Norm(2) = 5.11\*      Chow(34,28) = 0.62      Chow(8,54) = 0.75      Chow(4,58) = 0.52

Les résidus des régressions libres de toutes les densités conditionnelles inverses ne souffrent plus d'autocorrélation. Cependant, le problème de l'hétéroscédasticité demeure, indiquant que ces équations sont mal-spécifiées.

L'analyse de stabilité par la méthode des moindres carrés récursifs révèle une instabilité notoire de presque tous les paramètres. Ceux du taux d'intérêt retardé, du terme de correction d'erreurs et du taux de variation de M1 réel possèdent une tendance ascendante marquée dans l'équation DCIL. Il en est de même pour le terme de correction d'erreurs et le taux de variation de M1 nominal dans DC\*IL1. Dans cette dernière spécification, l'inflation a une tendance inverse, descendante. Seuls les paramètres du produit intérieur brut, aussi bien contemporain que retardé de deux trimestres<sup>24</sup>, présentent une certaine stabilité dans DCIL et dans DC\*IL1. Dans DC\*IL2, le coefficient de l'inflation retardée de quatre trimestres ne présente pas de tendance notable, mais fluctue plus que les autres paramètres. Par contre, une tendance descendante est perceptible dans le terme de correction d'erreurs.

Les problèmes économétriques rencontrés ainsi que l'instabilité des paramètres interdisent de régresser le taux d'intérêt ou le taux d'inflation sur la monnaie et le produit intérieur brut réel.

## 2) Exogénéité faible

L'analyse d'exogénéité faible pour les variables indépendantes des spécifications libres DCIL, DC\*IL1 et DC\*IL2 est effectuée dans le but de vérifier les conclusions retenues dans l'analyse d'exogénéité concernant les régressions inverses strictes DC1, DC\*11 et DC\*12. Dans cette section, nous utilisons, comme précédemment, les résidus et les valeurs estimées des densités marginales DMA1 à DMA5. Les résultats sont rassemblés dans la table 7.

En se concentrant sur les *t* de Student corrigés de l'hétéroscédasticité indiqués entre parenthèses, on peut noter que les conclusions émises à la suite de l'analyse d'exogénéité des régresseurs de DC1, DC\*11 et de DC\*12 sont identiques pour les spécifications libres DCIL, DC\*IL1 et DC\*IL2. La monnaie réelle est un régresseur endogène dans DCIL, tandis que la conclusion inverse est valide en ce qui concerne M1 nominal dans DC\*IL1 et dans DC\*IL2. Le seul apport nouveau de cette analyse complémentaire est la résolution de l'ambiguïté quant au statut d'exogénéité du taux de variation de M1 nominal par rapport à l'inflation. On peut affirmer clairement que M1 nominal est faiblement exogène par rapport à l'inflation, ce qui contredit le fait empirique que l'inflation est exogène par rapport à M1 nominal dans l'équation DC\*. La question reste cependant ouverte quant à la justification de cette contradiction. Proviend-elle de la stratégie de test elle-même? Des problèmes économétriques dont souffrent toutes les spécification inverses? D'une mauvaise modélisation des densités marginales? Notre préférence penche pour les problèmes économétriques dont souffrent les régressions inverses (strictes ou libres), notamment l'hétéroscédasticité de leurs erreurs et la forte instabilité de la plupart des paramètres de ces spécifications. De nouvelles recherches seront cependant nécessaires pour éclaircir ce point.

Pour conclure cette cinquième section, nous pouvons noter que les résultats des tests présentés ne sont pas unanimes à rejeter l'exogénéité statistique faible de M1. Cependant, toutes les régressions inverses souffrent de problèmes importants, notamment d'une forte instabilité de leurs paramètres. De plus, M1 *réel* endogène dans les équations DC1 et DCIL montre que ces deux relations inverses sont invalides. Cela nous fait préférer les régressions DC ou DC\*.

<sup>24</sup> La corrélation entre  $\Delta p_{1t}$  et  $\Delta p_{1t-2}$  sur l'échantillon considéré ne s'élève qu'à 28.41%, ce qui écarte le risque d'une forte colinéarité entre ces deux régresseurs.

Table 7

Equation	DC*IL			DC*IL1			DC*IL2		
Variable dép.->	$r_t^C$			$r_t^C$			$inf_t$		
Variable indép. x	$t_{0 x}$ ou $t_{x 0}$	$t_0$	$t_x$	$t_{0 x}$ ou $t_{x 0}$	$t_0$	$t_x$	$t_{0 x}$ ou $t_{x 0}$	$t_0$	$t_x$
$\Delta(m1-p)_t$	3.13 (2.86)	7.48 (3.22)	0.77 (0.65)	-	-	-	-	-	-
$\Delta pibr_t$	0.30 (0.31)	1.40 (2.07)	3.04 (2.73)	0.16 (0.18)	1.59 (2.31)	3.19 (2.87)	-	-	-
$\Delta pibr_{t-2}$	1.42 (1.19)	0.68 (0.50)	4.66 (3.54)	1.20 (1.02)	0.83 (0.63)	4.32 (3.42)	0.13 (0.11)	0.88 (0.79)	1.77 (1.55)
$\Delta pibr_t$ et $\Delta pibr_{t-2}$	(0.41)	(1.43)	(3.35)	(0.35)	(1.74)	(3.46)	-	-	-
$r_t^C$	-	-	-	-	-	-	1.71 (1.92)	0.70 (0.73)	5.05 (3.38)
$\Delta m1_t$	-	-	-	0.90 (0.81)	2.95 (1.86)	4.87 (2.64)	1.76 (1.22)	0.15 (0.13)	3.19 (1.90)
$inf_t$	-	-	-	0.08 (0.08)	2.91 (2.02)	2.57 (1.88)	-	-	-

N.B.:

- La notation est la même que celle utilisée dans la table 6.
- Comme les variables dépendantes retardées entrent dans les régressions, les tests n'ont qu'une valeur asymptotique. Par conséquent, les valeurs critiques à utiliser sont celles de la loi normale, soit pour un seuil critique de 5% : 1.96 et pour un seuil de 1% : 2.58.

## 6. Modélisation simultanée de M1

Pour tenter cependant de résoudre le dilemme du statut d'endogénéité / exogénéité de M1, du taux d'intérêt et de l'inflation, qui peut cacher peut être un problème de simultanéité, nous avons estimé un modèle simultané des densités jointes  $D[\Delta(m1-p), r^C | \Psi]$  et  $D[\Delta m1, inf | \Psi]$  par la méthode du maximum de vraisemblance avec information complète («FIML»). La monnaie centrale suisse ainsi que le taux d'intérêt allemand sur l'euro-marché ont été inclus, en différences premières, dans  $\Psi$ . Les résultats détaillés se trouvent dans Peytrignet et Fischer (1991). Par économie de place, seul un résumé est présenté ici.

Lorsque le taux de croissance de M1 réel et le taux d'intérêt à trois mois suisse sont considérés comme simultanément endogènes, les résultats économétriques montrent que les paramètres de l'équation de demande de M1 réel du système simultané ne sont pas statistiquement différents, au seuil critique de 5%, de ceux qui sont obtenus dans le modèle à équation unique par la méthode des moindres carrés ordinaires (équation DC). Ainsi, l'estimation d'un système simultané retenant  $\Delta(m1-p)$  et  $r^C$  comme endogènes ne semble apporter que peu d'informations supplémentaires par rapport à l'estimation d'un modèle à équation unique, et cela au prix d'une estimation nettement moins précise des paramètres.

Par contre, estimer simultanément  $\Delta m1$  et le taux d'inflation produit des résultats incohérents quelle que soit la longueur de l'échantillon retenue. L'élasticité-prix de la demande de M1, par exemple, passe de 1.003 dans le modèle à équation unique (équation DC\*) à 4.155 dans le modèle simultané. La valeur inexplicable prise par certains paramètres montre qu'avec ce choix de variables endogènes le modèle est clairement mal spécifié.

Ainsi, les estimations simultanées de ces deux densités jointes indiquent qu'il s'agit là d'un moyen peu adéquat pour caractériser empiriquement le marché monétaire correspondant à M1. Ces résultats confirment indirectement l'exogénéité de tous les régresseurs des spécifications DC et DC\*.

## 7. Conclusions

Cette étude a montré combien il est difficile de trouver empiriquement, avec les séries statistiques à notre disposition, une fonction de demande de M1 qui soit à la fois conforme à la théorie économique et stable économétriquement. Malgré cette difficulté, ces résultats permettent de tirer quatre enseignements principaux:

- 1) L'exogénéité faible de *tous* les régresseurs de la fonction de demande de *M1 réel* (équation DC), alors que le taux de variation de cet agrégat est un *régresseur endogène* dans les deux fonctions inversées DCI et DCIL, montre que le marché monétaire correspondant à M1 doit être caractérisé empiriquement par un modèle qui retient le taux de variation de la masse monétaire comme variable dépendante et non un taux d'intérêt.
- 2) Inverser l'estimation de la fonction de demande de *M1 nominal* pour en tirer une relation dont la causalité irait de la monnaie sur le taux d'intérêt ou sur le taux d'inflation est une opération qui semble abusive empiriquement, non pas parce qu'elle contredit le statut d'endogénéité de la monnaie – qui n'est pas clairement établi pour M1 nominal – mais parce qu'elle introduit un important problème d'hétéroscédasticité des erreurs dans les relations inverses.
- 3) L'estimation simultanée d'un modèle de M1 réel ou nominal n'apporte que peu d'informations supplémentaires par rapport à un modèle à équation unique (équations DC et DC\*).
- 4) En conséquence, les statistiques dont on dispose semblent compatibles avec la modélisation économétrique de l'agrégat monétaire M1 par un modèle à équation *unique*, qui retient la masse monétaire comme variable dépendante donc comme variable statistiquement endogène. Ainsi, malgré le passage aux changes flexibles et la politique monétaire quantitative suivie par la Banque nationale suisse depuis 1975, l'estimation d'une fonction de demande traditionnelle de M1 semble toujours justifiée. Ce point illustre pratiquement la différence entre les concepts d'exogénéité théorique et statistique.

D'un point de vue strictement économétrique, cette étude révèle que les tests d'exogénéité considèrent le taux d'intérêt et le taux d'inflation comme exogènes par rapport à  $\Delta m_1$  dans l'équation DC\* tout en considérant  $\Delta m_1$  comme exogène par rapport au taux d'intérêt dans DC\*11 et par rapport au taux d'inflation dans DC\*1L2. Cette contradiction illustre soit l'impossibilité d'exécuter des tests d'exogénéité valables sur une régression qui souffre d'hétéroscédasticité de ses erreurs<sup>25</sup>, soit une modélisation trop sommaire de la densité marginale de  $\Delta m_1$  (équation DMA5), soit une certaine faiblesse des procédures de tests retenues.

Cette étude montre aussi que la méthodologie des «encompassing» tests peut être utilisée pour choisir entre les différentes stratégies d'estimation d'un modèle à correction d'erreurs. De plus, elle illustre, avec l'exemple de l'agrégat monétaire suisse M1, la validité empirique de la proposition théorique de Hendry et Ericsson (1990) selon laquelle l'inverse d'une régression stable est souvent instable. Enfin,

<sup>25</sup> Cela, malgré l'utilisation des écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité proposés par White (1980).

cette étude étend, empiriquement, la validité de cette proposition à la modélisation libre de la densité conditionnelle inverse.

Pour conclure, notons encore que cette étude n'a traité que de l'endogénéité de *courte période* de l'agrégat monétaire suisse M1, et cela conditionnellement à l'existence d'une fonction de demande de long terme de M1 postulée de type Baumol/Tobin. L'analyse d'endogénéité de longue période de cet agrégat fera l'objet d'un article ultérieur.

## Références

- Banerjee, A. / J. J. Dolado / D. F. Hendry / G. W. Smith (1986), «Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **48**, 253–277.
- Bardsen, G. (1989), «Estimation of Long Run Coefficients in Error Correction Models», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **51**, 345–350.
- Baumol, W. J. (1952), «The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach», *Quarterly Journal of Economics*, **66**, 416–426.
- Belongia, M. T. (1988), «Stability of Swiss Money Demand: Evidence for 1982–1987», *Geld, Währung und Konjunktur*, *Quartalsheft*, **1**, 68–74.
- Cox, D. R. (1961), «Tests of Separate Families of Hypotheses», *Proceedings of the Fourth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, **1**, 105–123, University of California Press, Berkeley.
- Davidson, J. E. H. / D. F. Hendry / F. Srba / S. Yeo (1978), «Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers, Expenditure and Income in the United Kingdom», *Economic Journal*, **88**, 661–692.
- Dickey, D. A. / W. A. Fuller (1979), «Distribution of the estimators for autoregressive time-series with a unit root», *Journal of American Statistical Association*, **74**, 427–431.
- Dickey, D. A. / D. W. Jansen / D. L. Thornton (1991), «A Primer on Cointegration with an Application to Money and Income», *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, **73**, 58–78.
- Dolado, J. J. / T. Jenkinson (1987), «Cointegration: A Survey of Recent Developments», Applied Economics Discussion Paper Number 39, University of Oxford.
- Engle, R. F. (1982), «Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of the U.K. Inflation», *Econometrica*, **50**, 987–1008.
- Engle, R. F. / C. W. J. Granger (1987), «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing», *Econometrica*, **55**, 251–276.
- Engle, R. F. / D. F. Hendry / J.-F. Richard (1983), «Exogeneity», *Econometrica*, **51**, 277–304.
- Engle, R. F. / D. F. Hendry (1990), «Testing Superexogeneity and Invariance in Regression Models», Oxford Applied Economics Discussion Paper Series Number 100.
- Engle, R. F. / B. S. Yoo (1987), «Forecasting and Testing In Cointegrated Systems», *Journal of Econometrics*, **35**, 143–159.
- Ericsson, N. R. (1983), «Asymptotic properties of Instrumental Variables Statistics for testing non-nested hypotheses», *Review of Economic Studies*, **50**, 287–304.
- Fischer, A. M. (1990a), «Is Money Really Exogeneous? Testing for Weak Exogeneity in Money Demand», Banque nationale suisse, Zurich, Miméo.
- Fischer, A. M. (1990b), «Umlaufgeschwindigkeit und Volatilität der Geldmenge M1», *Geld, Währung und Konjunktur*, *Quartalsheft*, **2**, 165–170.

- Fischer, A. M. / M. Peytrignet (1990), «Are Larger Monetary Aggregates Interesting? Some Exploratory Evidence for Switzerland Using Feedback Models», *Revue suisse d'économie politique et de statistiques*, **4**, 505–520.
- Fischer, A. M. / M. Peytrignet (1991), «The Lucas Critique in Light of Swiss Monetary Policy», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, forthcoming.
- Fuller, W. A. (1976), *Introduction to statistical time series*, John Wiley and Sons, New-York.
- Gilbert, C. L. (1986), «Practitioners' Corner: Professor Hendry's Econometric Methodology», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **48**, 283–307.
- Granger, C. W. J. (1986), «Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **51**, 451–464.
- Godfrey, J. L. (1978), «Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors include Lagged Dependent Variables», *Econometrica*, **46**, 1293–1301.
- Hafer, R. W. / D. W. Jansen (1991), «The Demand for Money in the United States: Evidence from Cointegration Tests», *Journal of Money, Credit, and Banking*, **23**, 155–168.
- Hendry, D. F. (1987), «Econometric Methodology: A Personal Perspective», in T. F. Bewley, ed., *Advances in Econometrics*, **2**, Cambridge: Cambridge University Press, 29–48.
- Hendry, D. F. (1989), «PC-Give, An Interactive Econometric Modelling System», University of Oxford, Biddles Ltd, Guildford and King's Lynn.
- Hendry, D. F. / N. R. Ericsson (1990), «Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States», Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, Number 383.
- Hendry, D. F. / J.-F. Richard (1987), «Recent Developments in the Theory of Encompassing», 20th Anniversary Volume, CORE, forthcoming M.I.T. Press.
- Heri, E. W. (1988), «Money Demand Regressions and Monetary Targeting Theory and Stylized Evidence», *Revue suisse d'économie politique et de statistiques*, **124**, 123–149.
- Johansen, S. / K. Juselius (1990), «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Applications to the Demand for Money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **52**, 169–210.
- Kohli, U. R. (1984), «La demande de monnaie en Suisse», *Geld, Währung und Konjunktur*, Quartalsheft, **4**, 64–70.
- Kohli, U. R. (1985), «La demande de monnaie en Suisse: aspects divers», *Geld, Währung und Konjunktur*, Quartalsheft, **2**, 150–164.
- Kohli, U. R. (1987), «Exogenous Money, Monetary (Dis)equilibrium and Expectational Lags», *Kredit und Kapital*, **20**, 179–199.
- Kohli, U. R. / G. Rich (1986), «Monetary Control: The Swiss Experience», *Cato Journal*, **5**, 911–926.
- Lucas, J. (1976), «Econometric Policy Evaluation: A Critique», in K. Brunner et A. H. Meltzer (eds.), *The Philips Curve and Labor Markets*, Amsterdam, North-Holland, 19–46.
- Mizon, G. E. (1984), «The Encompassing Approach in Econometrics», in Hendry and Wallis (eds.) (1984), *Econometrics and Quantitative Economics*, Basil Blackwell, Oxford.
- Nelson, C. R. / C. I. Plosser (1982), «Trends in Random Walks in Macroeconomic Time Series», *Journal of Monetary Economics*, **10**, 139–162.
- Perron, P. (1988), «Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach», *Journal of Dynamics and Optimal Control*, **12**, 297–332.
- Peytrignet, M. / A. M. Fischer (1991), «Agrégats monétaires suisses: M1 exogène ou endogène?», Version complète, Miméo, Banque nationale suisse.
- Ramsey, J. B. (1969), «Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis», *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, **31**, 350–371.



Rötheli, T. F. (1988), «Money Demand and Inflation in Switzerland: An Application of the Pascal Lag Technique», *Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review*, **70**, 45–52.

Sargan, J. D. (1964), «Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology», in P. E. Hart, G. Mills and J. K. Whitaker (eds.), *Econometric Analysis for National Economic Planning*, Butterworths, London. Reprinted in Hendry and Wallis, *op. cit.*

Stock, J. H. (1987), «Asymptotic Properties of the Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors», *Econometrica*, **55**, 1035–1056.

White, H. (1980), «A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity», *Econometrica*, **48**, 817–838.

Wickens, M. R. / T. S. Breusch (1988), «Dynamic Specification, the Long-Run and the Estimation of Transformed Regression Models», *Economic Journal*, **98**, 189–205.

**Annexe I**

Les définitions des variables utilisées dans les régressions ainsi que la notation qui les caractérise sont présentées ci-dessous.

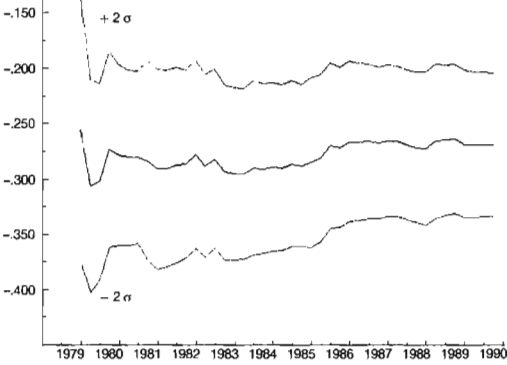
- m1* Logarithme naturel de la masse monétaire nominale M1, définie comme la somme du numéraire en circulation et des dépôts à vue des résidents en Suisse, dans sa définition de 1975.
- (m1-p)* Logarithme de la masse monétaire M1 en termes réels.
- mc* Logarithme de la monnaie centrale en termes nominaux composée de la somme des billets en circulation et des avoirs en comptes de virements des banques commerciales à la Banque nationale.
- pibr* Logarithme du produit intérieur brut de la Suisse aux prix de 1970.
- r<sup>C</sup>* Logarithme du taux d'intérêt des dépôts à 3 mois sur le marché des euro-francs.
- r<sup>L</sup>* Logarithme du taux de rendement des obligations de la Confédération.
- TN* Taux d'intérêt de l'argent au jour le jour en Suisse («Tom Next»).
- RDM<sup>C</sup>* Taux d'intérêt des dépôts à 3 mois sur le marché des euro-marks.
- cpi* Logarithme de l'indice suisse des prix à la consommation.
- inf* Taux d'inflation défini comme la différence des logarithmes de l'indice suisse des prix à la consommation.
- dm/ch* Logarithme du cours du mark allemand en Suisse.

**Annexe II: Graphiques relatifs au modèle de la densité conditionnelle DC [variable dépendante:  $\Delta(m1-p)$ ], estimé par la méthode des moindres carrés récursifs.**

**Méthode des moindres carrés récursifs:**

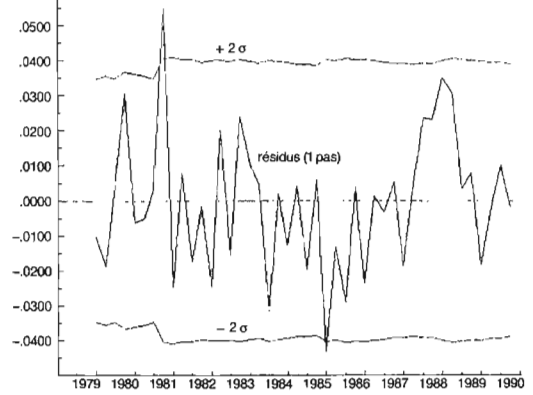
**M1 réel non dessais.**

**Paramètre:  $ECM_{t-1}$**



**Méthode des moindres carrés récursifs:**

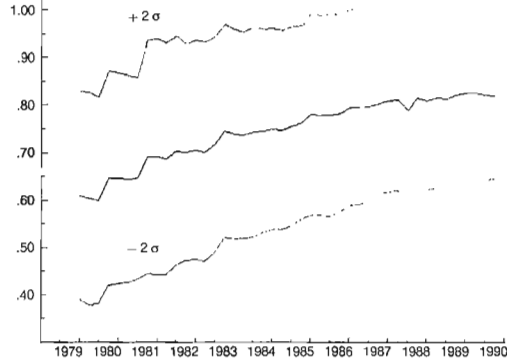
**M1 réel non dessais.**



**Méthode des moindres carrés récursifs:**

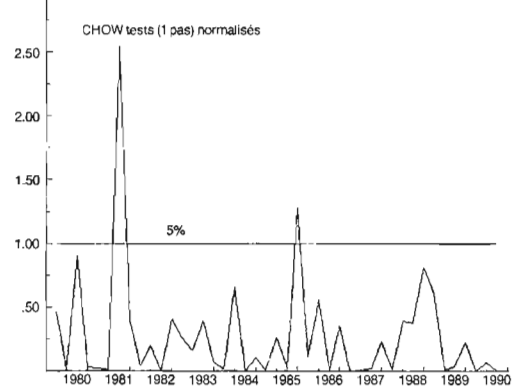
**M1 réel non dessais.**

**Paramètre:  $\Delta pib_{t-2}$**



**Méthode des moindres carrés récursifs:**

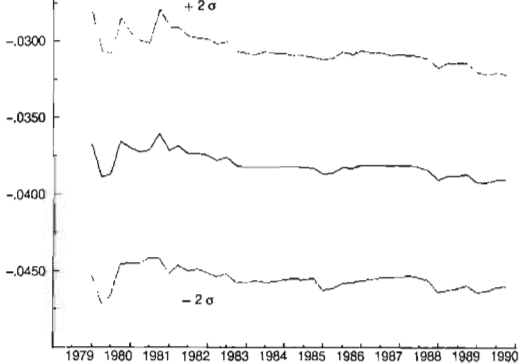
**M1 réel non dessais.**



**Méthode des moindres carrés récursifs:**

**M1 réel non dessais.**

**Paramètre:  $r C_t$**



**Annexe III:** Cette annexe présente les estimations des différentes densités marginales utilisées pour conduire les tests d'exogénéité rapportés dans le texte principal.

L'estimation de la densité marginale du produit intérieur brut réel donne l'équation suivante:

$$\begin{aligned} \Delta \text{pibr}_t = & 0.00933 - 0.16596 \Delta \text{pibr}_{t-3} + 0.61458 \Delta \text{pibr}_{t-4} - 0.00576 r_{t-1}^C \\ & (0.00351) \quad (0.07195) \quad (0.07080) \quad (0.00230) \\ & + 0.15823 \Delta \text{dm}/\text{ch}_{t-3} - 0.01903 \Delta \text{RDM}_{t-5}^C \\ & (0.06688) \quad (0.00603) \\ & + 0.04946 \text{dum76} \quad + 0.03798 \text{dum81:2} \quad \text{DMA1} \\ & (0.00989) \quad (0.01406) \end{aligned}$$

$R^2 = 0.774$	$\sigma = 1.375 \%$	Echantillon : 1973:1 - 1989:4		DW = 2.10
AR(6,54) = 0.83	ARCH(6,48) = 1.29	Het(13,46) = 1.42	Reset(1,59) = 0.16	
AR(1,59) = 0.20	ARCH(1,58) = 0.03	Het2(.,.) = ?	Reset(3,57) = 2.14	
Norm(2) = 9.34*	Chow(34,26) = 0.45	Chow(8,52) = 0.22	Chow(4,56) = 0.17	

Dum76 est une variable auxiliaire qui prend la valeur  $-1$  au premier trimestre de 1976 et  $+1$  au deuxième trimestre de la même année. Cette variable a été introduite pour corriger la brusque rupture de la série du produit national lors de la récession de 1975–1976, à la suite des ajustements dus au premier choc pétrolier. Dum81:2 prend la valeur  $+1$  au deuxième trimestre de 1981. Elle corrige un problème d'instabilité que connaît l'équation à cette date lors du début de la récession de 1981–1983. Dm/ch représente le taux de change mark allemand/franc suisse tandis que  $\text{RDM}^C$  est le taux d'intérêt des dépôts à trois mois sur le marché des euro-marks. Le test Het2 n'est pas disponible dans cette régression avec le nombre de degrés de liberté restant à disposition.

La densité marginale du taux d'intérêt suisse est modélisée par l'équation DMA2:

$$\begin{aligned} r_t^C = & 0.15066 + 0.44618 r_{t-1}^C + 0.25172 r_{t-2}^C + 8.15616 \Delta \text{dm}/\text{ch}_{t-1} \\ & (0.07879) \quad (0.10899) \quad (0.09744) \quad (1.50385) \\ & + 0.09889 \text{TN}_{t-1} - 1.10806 \text{dum78} \quad \text{DMA2} \\ & (0.03408) \quad (0.19428) \end{aligned}$$

$R^2 = 0.852$	$\sigma = 32.096 \%$	Echantillon : 1973:1 - 1989:4		DW = 2.02
AR(6,56) = 0.46	ARCH(6,50) = 1.51	Het(10,51) = 1.47	Reset(1,61) = 4.15*	
AR(1,61) = 0.07	ARCH(1,60) = 2.51	Het2(18,43) = 1.69	Reset(3,59) = 2.43	
Norm(2) = 3.58	Chow(34,28) = 0.43	Chow(8,54) = 0.83	Chow(4,58) = 0.46	

TN représente le taux d'intérêt de l'argent au jour le jour appelé «Tom Next». Dum78 est une variable auxiliaire introduite pour tenir compte des mouvements du taux d'intérêt à trois mois consécutifs aux interventions massives de la Banque nationale pour corriger le cours du franc suisse. Cette variable prend les valeurs  $+1$  dans l'intervalle 1978:4 à 1979:1 et  $-1$  entre 1979:2 et 1979:3.

La densité marginale du taux d'inflation est caractérisée par l'équation DMA3:

$$\begin{aligned} \text{inf}_t = & 0.00263 + 0.24171 \text{inf}_{t,3} + 0.39865 \text{inf}_{t,4} + 0.01436 \Delta \text{RDM}^c_{t,1} \\ & (0.00117) \quad (0.09617) \quad (0.09576) \quad (0.00294) \\ & + 0.01279 \Delta \text{RDM}^c_{t,2} \end{aligned} \quad \text{DMA3}$$

$R^2 = 0.556$	$\sigma = 0.603 \%$	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 1.56
AR(6,57) = 1.73	ARCH(6,51) = 0.77	Het(8,54) = 1.08	Rreset(1,62) = 1.16
AR(1,62) = 2.48	ARCH(1,61) = 0.38	Het2(14,48) = 0.65	Reset(3,60) = 0.64
Norm(2) = 1.95	Chow(34,29) = 0.66	Chow(8,55) = 0.51	Chow(4,59) = 0.61

Enfin, les modèles des densités marginales de M1 réel et de M1 nominal sont les suivants:

$$\begin{aligned} \Delta(m1-p)_t = & - 0.00216 + 0.48079 \Delta(m1-p)_{t,4} - 0.47485 \Delta(m1-p)_{t,5} \\ & (0.00366) \quad (0.09373) \quad (0.09517) \\ & + 0.08401 \text{dum88:1} + 0.12854 \Delta \text{mc}_{t,1} \end{aligned} \quad \text{DMA4}$$

$R^2 = 0.484$	$\sigma = 2.984 \%$	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 1.70
AR(6,57) = 1.52	ARCH(6,51) = 1.78	Het(7,55) = 1.20	Reset(1,62) = 0.30
AR(1,62) = 2.04	ARCH(1,61) = 0.25	Het2(10,52) = 0.81	Reset(3,60) = 3.84*
Norm(2) = 1.44	Chow(34,30) = 0.64	Chow(8,56) = 1.43	Chow(4,59) = 0.90

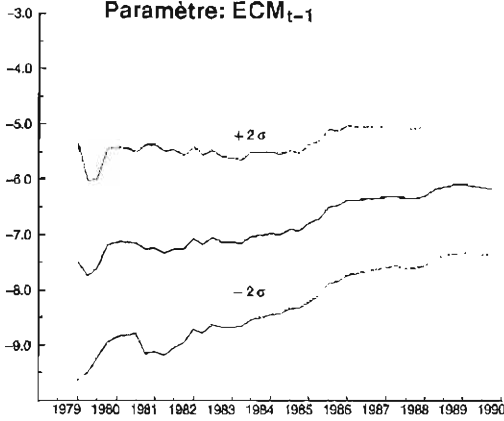
$$\begin{aligned} \Delta m1_t = & 0.00659 - 0.33188 \Delta m1_{t,3} + 0.46514 \Delta m1_{t,4} - 0.32387 \Delta \text{dm}/\text{ch}_{t,4} \\ & (0.00332) \quad (0.08589) \quad (0.08459) \quad (0.11939) \\ & - 0.02882 \Delta \text{RDM}^c_{t,3} + 0.04475 \text{dum78} - 0.07514 \text{dum80:1} \\ & (0.01063) \quad (0.01238) \quad (0.02562) \\ & + 0.06163 \text{dum88:1} - 0.07509 \text{dum89:1} \end{aligned} \quad \text{DMA5}$$

$R^2 = 0.643$	$\sigma = 2.433 \%$	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 1.76
AR(6,53) = 1.76	ARCH(6,47) = 1.39	Het(13,45) = 2.51*	Reset(1,58) = 1.84
AR(1,58) = 0.78	ARCH(1,57) = 6.63*	Het2(.,.) = ?	Reset(3,56) = 2.85*
Norm(2) = 1.11	Chow(34,27) = 0.85	Chow(8,53) = 2.15*	Chow(4,56) = 2.81*

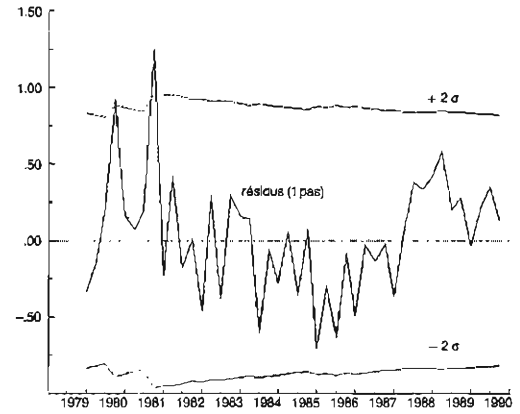
La variable auxiliaire dum78 est définie dans le paragraphe décrivant l'équation DMA2. Dum88:1 est une variable auxiliaire qui prend la valeur +1 le premier trimestre de 1988. Cette variable auxiliaire est introduite pour corriger le problème de la brusque variation des dépôts à vue qui est apparue dans les statistiques de fin de mois dès la suppression des rémunérations attractives servies sur les dépôts à terme fixe après l'abolition du phénomène dit des «ultimos» – abolition consécutive à l'introduction des nouvelles dispositions afférentes aux liquidités des banques entrées en vigueur en janvier 1988. Dum80:1 et dum89:1 sont des variables auxiliaires qui prennent la valeur +1 au premier trimestre des années 1980 et 1989. Ces variables ont du être retenues pour stabiliser le modèle de la densité marginale de  $\Delta m1$ . Dum80:1 a pour but de tenir compte des interventions sporadiques de l'institut d'émission à cette date pour influencer le cours du franc suisse sur le marché des changes.

**Annexe IV:** Graphiques relatifs au modèle de la densité conditionnelle DCI [variable dépendante:  $r^C$ ], estimé par la méthode des moindres carrés récurrents.

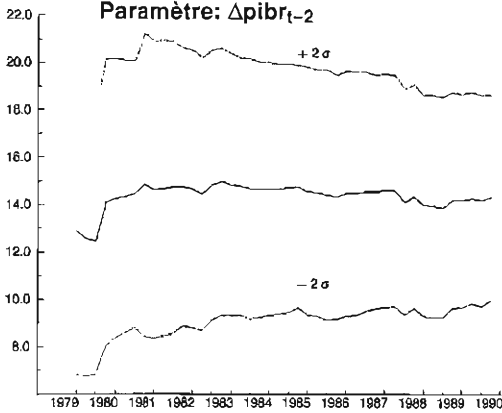
**Méthode des moindres carrés récurrents:  $r^C$**   
**Paramètre:  $ECM_{t-1}$**



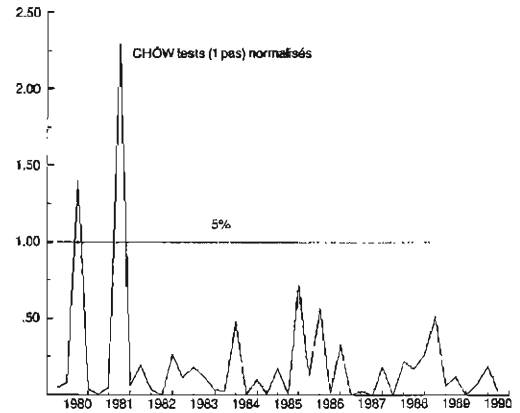
**Méthode des moindres carrés récurrents:  $r^C$**



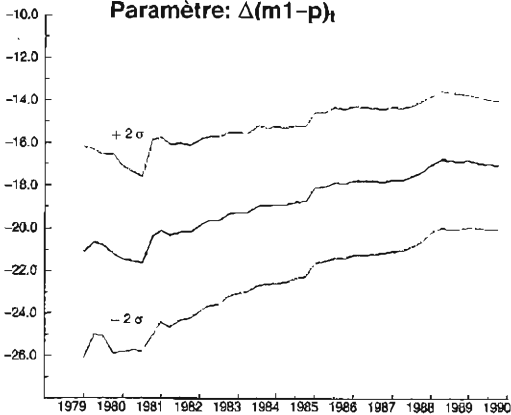
**Méthode des moindres carrés récurrents:  $r^C$**   
**Paramètre:  $\Delta pib_{t-2}$**



**Méthode des moindres carrés récurrents:  $r^C$**

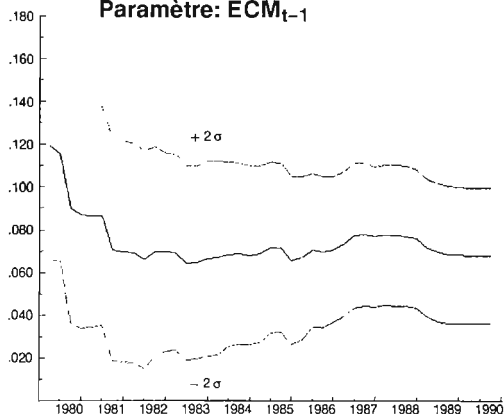


**Méthode des moindres carrés récurrents:  $r^C$**   
**Paramètre:  $\Delta(m1-p)_t$**

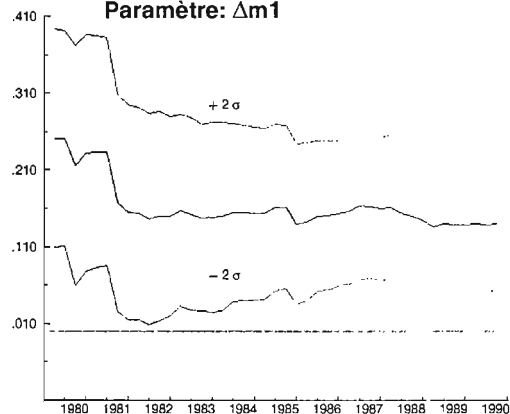


**Annexe V:** Graphiques relatifs au modèle de la densité conditionnelle DC\*12 [variable dépendante: inf], estimé par la méthode des moindres carrés récursifs.

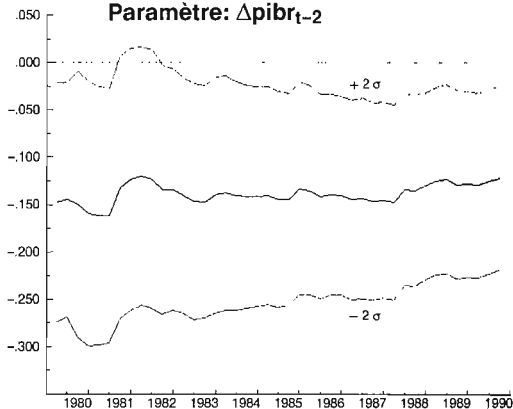
**Méthode des moindres carrés récursifs: inf**  
Paramètre:  $ECM_{t-1}$



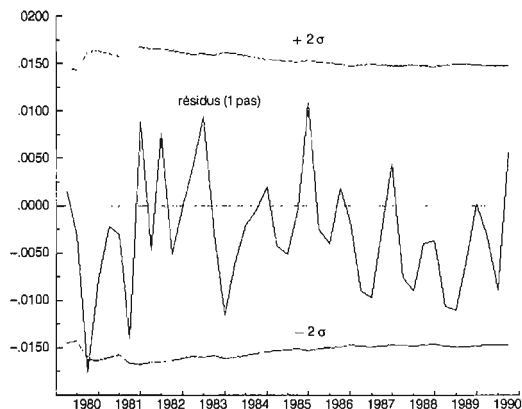
**Méthode des moindres carrés récursifs: inf**  
Paramètre:  $\Delta m_1$



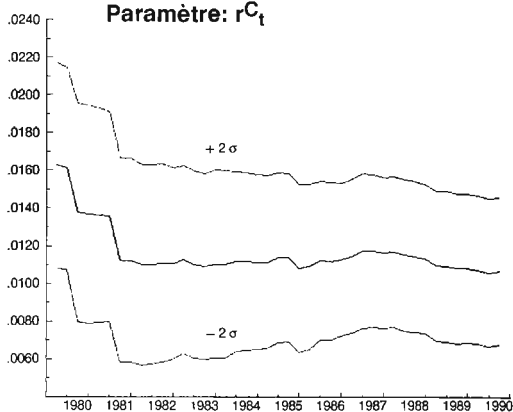
**Méthode des moindres carrés récursifs: inf**  
Paramètre:  $\Delta \text{pibr}_{t-2}$



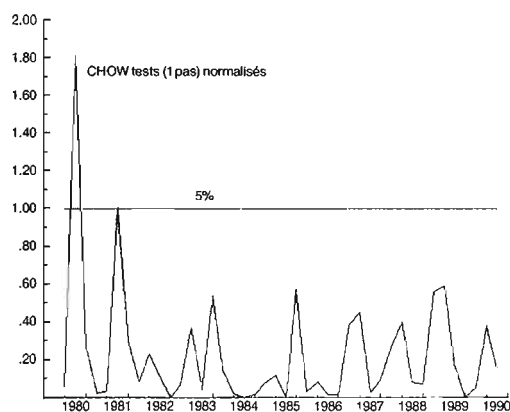
**Méthode des moindres carrés récursifs: inf**



**Méthode des moindres carrés récursifs: inf**  
Paramètre:  $rC_t$



**Méthode des moindres carrés récursifs: inf**



# Die Annäherung der Schweiz an die EG – Auswirkungen auf den Finanzplatz Schweiz

Christine Breining-Kaufmann, Simon Grand, Martin Maurer \*

## 1. Einleitung

In der Schweiz wurde die Schaffung eines EG-Binnenmarktes lange Zeit als interne Angelegenheit der EG mit geringen Auswirkungen auf Drittstaaten angesehen. In den letzten Jahren haben sich die Verhältnisse innerhalb und ausserhalb der EG aber entscheidend verändert. Das Gewicht der EG wird durch die Beitrittsbegehren verschiedener EFTA-Länder und mittelfristig auch einiger osteuropäischer Länder weiter zunehmen. In verschiedenen Bereichen werden erste Konsequenzen der Liberalisierungs- und Harmonisierungsbestrebungen der EG auch für die Schweiz sichtbar.

An die Schaffung des europäischen Binnenmarktes wurden und werden allgemein hohe Erwartungen geknüpft. Man erhofft sich positive Impulse für die wirtschaftliche Entwicklung nicht zuletzt auch der ärmeren Gegenden Europas. Gleichzeitig bestehen aber Befürchtungen, dass diese Entwicklung über die wirtschaftlichen und politischen Interessen einzelner Länder hinweggehen könnte.

Die Schweiz steht vor dem Entscheid, entweder durch einen EWR-Vertrag in weiten Bereichen am EG-Binnenmarkt teilzunehmen oder durch eine Politik der unilateralen Anpassung die Annäherung an den europäischen Markt zu suchen. Die vorliegende Arbeit ist ein Versuch, die Bedeutung wirtschaftlicher und rechtlicher Einflussfaktoren im Bereich der Finanzmärkte für diesen Entscheid abzuschätzen. Die Möglichkeit eines EG-Beitritts wird nicht näher untersucht. Weiter wird von Einflüssen des Binnenmarktes auf Bereiche der Wirt-

schaft ausserhalb des Finanzsektors und von Interdependenzen zwischen dem Finanzbereich und anderen Bereichen im wesentlichen abgesehen. Und schliesslich sollen auch die allfälligen Folgen eines Beitritts zu einem Europäischen Währungssystem (EWS) nicht diskutiert werden.

## 2. Einheitlicher EG-Finanzmarkt und Standortvorteile der Finanzplätze – theoretische Betrachtungen

### 2.1 Auswirkungen des EG-Binnenmarktes auf die Schweiz

Für die Zukunft des Finanzplatzes Schweiz wird es entscheidend sein, ob der EG-Binnenmarkt die Standortvorteile der Schweiz gegenüber der EG verbessert oder schwächt. Auswirkungen auf die Attraktivität des Schweizer Frankens oder auf die Reputation der Schweiz als Standort spielen für alle in der Schweiz ansässigen Banken eine Rolle.<sup>1</sup>

Von verschiedenen Veränderungen in den Beziehungen der Schweiz zur EG sind aber nicht alle Banken in gleicher Weise betroffen:

- Für die mit einer Niederlassung im EG-Raum ansässigen schweizerischen Banken und für in der Schweiz tätige ausländische Institute ist vor allem die Nichtdiskriminierung auf den EG-Finanzmärkten bedeutsam. Die unternehmerische Organisation dieser Banken ist flexibel genug, um den Standortentscheid und die Abwicklung der Geschäfte der Entwicklung in Europa und in der Schweiz anzupassen. Ihr Un-

\* Rechtsabteilung und Ressort Bankwirtschaft der Schweizerischen Nationalbank

<sup>1</sup> Zu generellen Aspekten internationaler Finanzmärkte siehe Solnik, 1989 und Heri, 1989, zur schweizerischen Entwicklung siehe Zimmermann u.a., 1989 und Bosshard u.a., 1991. In Blattner, Swoboda, 1991, werden verschiedene Aspekte der schweizerischen und internationalen Finanzmärkte diskutiert.

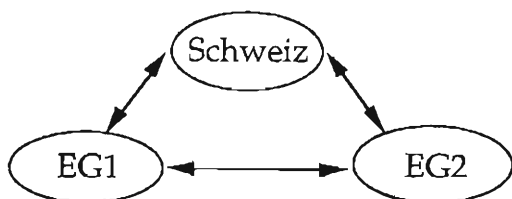


ternehmenserfolg ist daher nicht unbedingt beeinträchtigt, wenn der Finanzplatz Schweiz an Bedeutung verliert.

- Die nur in der Schweiz ansässigen Banken mit ausländischer Kundschaft sind in dieser Beziehung empfindlicher. Ihre Geschäfte hängen stark davon ab, ob der Standort Schweiz im Integrationsprozess relativ zu den EG-Bankenplätzen an Attraktivität verliert oder nicht. Dabei sind Interessenkonflikte etwa zwischen auf Vermögensverwaltung und auf Brokerage spezialisierten Banken unvermeidlich.

## 2.2 Folgen des einheitlichen EG-Finanzmarktes

Die Situation, wie sie der EG-Binnenmarkt<sup>2</sup> für die Schweiz schafft, lässt sich zur Vereinfachung schematisch darstellen. Die Schweiz und zwei EG-Länder EG1 und EG2 sind durch einen gegenseitigen wirtschaftlichen Austausch verbunden.



Die Schaffung eines einheitlichen Binnenmarktes stärkt die Beziehung zwischen den beiden EG-Ländern (EG1–EG2). Auf der einen Seite wird dadurch die wirtschaftliche Abhängigkeit der Schweiz von den EG-Mitgliedsländern (Schweiz–EG1 und Schweiz–EG2) direkt tangiert. Auf der anderen Seite wirken die durch die engeren Beziehungen zwischen den einzelnen EG-Ländern entstehenden Effekte indirekt auf das Verhältnis der Schweiz zu den EG-Ländern.<sup>3</sup> Durch einen EWR werden die Beziehungen EG1–EG2, Schweiz–EG1 und Schweiz–EG2 gleichermassen beeinflusst, während eine einseitige Anpassung die Beziehung der Schweiz zu den EG-Ländern tangiert, das Verhältnis der EG-Länder untereinander aber unberührt lässt.

### 2.2.1 Der direkte Effekt des Binnenmarktes

Der direkte, im wesentlichen kurzfristige Effekt – oder Preiseffekt<sup>4</sup> – resultiert aus der durch die In-

tegration der Finanzmärkte erwarteten Verringerung der Transaktionskosten und der Kosten, die aus nicht-tarifären Handelshemmnissen zwischen den beiden EG-Ländern (EG1–EG2) entstehen. Durch die Marktintegration wird die Wettbewerbsintensität zunehmen, regionale Monopole werden durch überregionale Konkurrenz angefochten, die internationale Arbeitsteilung wird verstärkt. Damit verbunden werden verschiedene Preise von Finanzdienstleistungen sinken, es können Wohlfahrtsgewinne realisiert werden.

Der durch die EG-Anbieter verstärkte Konkurrenzdruck in der Schweiz wird dazu führen, dass eine kleine offene Volkswirtschaft wie die Schweiz die Preissenkungen sozusagen importiert, mit Auswirkungen auf Preise und Marktstrukturen. Die niedrigeren Preise im EG-Raum sind Externalitäten des Binnenmarktes, von welchen die EG die Schweiz nicht ohne Kosten ausschliessen, deren Folgen die Schweiz aber auch nicht ohne Kosten mitbeeinflussen kann.

### 2.2.2 Der indirekte Effekt des Binnenmarktes

Aus den veränderten relativen Preisen zwischen dem EG-Binnenmarkt und der Schweiz resultiert der indirekte, eher langfristige Effekt – oder Substitutionseffekt. Da durch Preissenkungen ver-

<sup>2</sup> Rechtlich gesehen umfasst der Binnenmarkt einen Raum ohne Binnengrenzen, in dem der freie Verkehr von Waren, Personen, Dienstleistungen und Kapital gemäss den Bestimmungen des EWG-Vertrages gewährleistet ist. Die folgenden ökonomischen Überlegungen wurden vor allem in der Theorie der Zollunion entwickelt. «Zollunion» ist hier aber nicht wörtlich zu verstehen. In der Durchsetzung der vier Grundfreiheiten wird vielmehr die Beseitigung direkter und indirekter Transaktionskosten und nicht-tarifärer Handelshemmnisse angesprochen. Die grundlegenden Überlegungen der Theorie der Zollunion bleiben dadurch jedoch unangetastet. Siehe auch Krugman, 1988 oder Molle, 1990.

<sup>3</sup> Mit diesem Rahmen wird von Beziehungen der Schweiz zu Finanzplätzen in Drittländern abgesehen. Die aussereuropäischen Interessen müssen jedoch in einer Analyse der zukünftigen Beziehung der Schweiz zur EG mitberücksichtigt werden. Der Finanzplatz Schweiz unterscheidet sich nicht nur aufgrund seiner grossen gesamtwirtschaftlichen Bedeutung, sondern auch aufgrund seiner Geschäftsstruktur von den Finanzplätzen der anderen EFTA-Länder, die kleiner sind und eine weit einseitigere EG-Ausrichtung aufweisen.

<sup>4</sup> Siehe Price Waterhouse, 1988a, S. 96ff. zur Bedeutung des Preiseffektes als Mass für die Auswirkungen einer Marktintegration.

schiedene Dienstleistungen im EG-Raum billiger angeboten und Nachfragebarrieren aufgehoben werden, gehen die Importe aus Drittländern in die Länder des Binnenmarktes zurück. Gewisse Finanzdienstleistungen, die bisher zwischen der Schweiz und der EG gehandelt wurden, werden in der EG bereitgestellt und angeboten, weil die relativen Preise die Anbieter in der EG begünstigen.

Finanzinstitute anderer Drittländer und Schweizer Unternehmungen mit ausländischen Zweigniederlassungen werden die Produktion von Finanzdienstleistungen aus der Schweiz in die EG verlagern. Diese Bewegung wird zusätzlich verstärkt, wenn durch eine steigende Faktormobilität im EG-Raum die relativen Preise wichtiger Produktionsfaktoren reduziert werden. Damit steht der Zunahme der Geschäftstätigkeit im EG-Raum eine entsprechende Abnahme in der Schweiz gegenüber, weil marginale Anbieter aus dem Markt ausscheiden.

Das Ausmass des Substitutionseffektes ist im wesentlichen von drei Faktoren abhängig:

- Erstens verändern sich die relativen Preise nur, wenn die Schweiz die Grundfreiheiten im Bereich des Kapital-, Dienstleistungs-, Güter- und Arbeitsmarktes nicht übernimmt und vom Binnenmarkt ausgeschlossen ist. Wird die Schweiz aber de facto oder de iure integriert, dann verändern sich die relativen Preise nur wenig oder gar nicht und der Substitutionseffekt wird unbedeutend oder fällt weg.
- Zweitens wird ein negativer Binnenmarkteffekt für die Schweiz nur spürbar, wenn beträchtliche wirtschaftliche Beziehungen mit der EG bestehen, die durch einen Intra-EG-Handel konkurrenziert werden können.<sup>5</sup> In den meisten Branchen besteht ein starker intra-industrieller Handel zwischen EG- und Schweizer Anbietern. Die Preiselastizität der Nachfrage nach den einzelnen Finanzdienstleistungen wird darüber entscheiden, in welchem Ausmass eine Preisreduktion auf eine mengenmässige Verlagerung von Geschäften in die EG übertragen wird. Die reale Bedeutung des Substitutionseffektes kann dadurch reduziert werden.
- Drittens stehen der Preiseffekt und der Substitutionseffekt in einer Beziehung. Unterschiede

in den relativen Preisen werden solange zu Anpassungen über eine Verlagerung von Finanzdienstleistungen aus Drittländern in die EG führen, bis sich die Preise in einem Preisband unter Berücksichtigung der Transaktionskosten angeglichen haben. Das Ausmass der einzelnen Effekte und die Elastizitäten des Angebots und der Nachfrage werden diesen Anpassungsprozess wesentlich bestimmen.

### 2.2.3 *Protektionismus und Drittlandregime*

Der erste dieser drei Faktoren führt zur entscheidenden Frage, wie sich die EG gegenüber Drittländern verhalten wird. Sieht die EG ein protektionistisches Drittlandregime vor oder ist sie grundsätzlich bereit, die Liberalisierung auf Nichtmitgliedsstaaten – etwa durch den EWR-Vertrag oder durch Abkommen im Rahmen internationaler Organisationen<sup>6</sup> – auszudehnen? Besteht in der EG die Möglichkeit, dass eine protektionistische Politik gegenüber Drittländern erfolgreich durchgeführt werden kann, dann ist weiter zu untersuchen, ob die Kosten dieser Politik für die EG mittel- bis langfristig nicht zu hoch sein werden und ob eine einseitige Anpassung seitens eines Drittlandes möglich ist.

Kann die EG von einem protektionistischen Vorgehen profitieren? Aus traditioneller ökonomischer Sicht wird ein protektionistisches Drittlandregime die EG-Länder schlechter stellen. Zwar hat die neue Aussenhandels-theorie<sup>7</sup> versucht, Bedingungen zu formulieren, unter denen ein restriktives Aussenhandelsregime für die diskriminierende Partei wohlfahrtssteigernd sein kann. Diese Voraussetzungen für den Erfolg einer «strategischen Aussenwirtschaftspolitik» sind allerdings sehr spezifisch. Kleine Abweichungen können zum gegenteiligen Resultat führen. Die EG hat deshalb kein ökonomisches Interesse

<sup>5</sup> Norman, 1989, zeigt, dass die einzelnen EFTA-Länder gemessen an den Handelsströmen engere Beziehungen zur EG haben als untereinander. Nur Schweden und Norwegen sind stärker miteinander verbunden als mit der EG.

<sup>6</sup> Die Option «Bilaterale Verträge» wird hier nicht näher untersucht. Bei einem Scheitern der EWR-Verhandlungen muss davon ausgegangen werden, dass die EG kurz- bis mittelfristig keine neuen bilateralen Verträge abschliessen wird.

<sup>7</sup> Siehe dazu Helpman, Krugman, 1985.

an einem «Wirtschaftskrieg» gegenüber Drittländern.

Die Wahl des Drittlandregimes ist aber auch eine politische Frage, für deren Beurteilung man die Komplexität des politischen Meinungsbildungs- und Entscheidungsprozesses in der EG und die Mechanismen der Konsens- und Kompromissfindung berücksichtigen muss. Innerhalb des EG-Raumes sind drei Ebenen zu unterscheiden:

- Erstens bestehen zwischen der EG-Kommission und einzelnen Mitgliedsländern grundsätzliche Differenzen über die Ausgestaltung des EG-Binnenmarktes und über die Aufteilung der politischen Verantwortung. Der Konflikt ist in den Zielsetzungen eines Binnenmarktes angelegt. Grundidee einer Integration ist die Wohlstandssteigerung für den gesamten EG-Raum. Die einzelnen Mitgliedstaaten heissen politische Massnahmen aber nur dann gut, wenn ihre Situation durch die Integrationspolitik nicht verschlechtert wird.
- Zweitens sind die Interessen der Mitgliedsländer gerade im Bereich der Finanzdienstleistungen sehr unterschiedlich. Um einen Konsens oder auch nur die Zustimmung einer Mehrheit zu erreichen, müssen Kompromisse gefunden werden. Die Theorie der politischen Entscheidungsfindung zeigt, dass die Kompromissfindung und ihr Ergebnis volkswirtschaftlich kostspielig sind. Die Verteilung dieser Kosten wird nicht allein ökonomisch bestimmt.
- Drittens sind starke Interessengruppen auf nationaler Ebene bestrebt, ihre Interessen auf Kosten anderer, weniger gut organisierter oder organisierbarer Gruppen durchzusetzen.<sup>8</sup> Das politische Risiko eines diskriminierenden Drittlandregimes bleibt trotz der wirtschaftlichen Gründe bestehen, die für eine offene Drittlandpolitik der EG sprechen. Dies eröffnet der Schweiz die Möglichkeit, einen «inversen Substitutionseffekt» zu induzieren, indem sie gegenüber den EG-Regelungen attraktivere Rahmenbedingungen schafft und damit Geschäfte aus der EG anzieht.

Der Einfluss des EG-Binnenmarktes auf den Finanzplatz Schweiz wird also bestimmt durch die direkten und indirekten ökonomischen Auswirkungen, durch die politische Durchsetzung des

freien Binnenmarktes innerhalb der EG sowie gegenüber Drittländern und schliesslich durch die politische Flexibilität der Schweiz, auf Veränderungen im EG-Binnenmarkt angemessen und unter Berücksichtigung ihrer Stellung gegenüber Drittländern zu reagieren. Denn gerade für die Schweiz haben die Beziehungen zu Drittstaaten ausserhalb der EG wie den USA und Japan eine Bedeutung, die bei einer Abschätzung möglicher Folgen einer Annäherung an die EG mitberücksichtigt werden sollte.

Damit der Einfluss dieser verschiedenen Faktoren besser abgeschätzt werden kann, werden im weiteren die wirtschaftlichen und rechtlichen Bedingungen diskutiert, die den Finanzplatz und seine Geschäftstätigkeit bestimmen.

### 2.3 Determinanten der Standortvorteile eines Finanzplatzes

Die oben diskutierten Preis- und Substitutionseffekte beruhen im wesentlichen auf der Reduktion verschiedener Kostenelemente der Produktion von Finanzdienstleistungen, wie der Produktions-, Handels- und Regulationskosten, der Kosteneffekte der Marktgrösse und der mit der Reputation eines Finanzplatzes verbundenen Opportunitätskosten.

#### 2.3.1 Produktionskosten

Produktionskosten sind erstens die Kosten der Produktionsfaktoren im engeren Sinn. Der Arbeitsmarkt, die technische Entwicklung und die verfügbare Produktionskapazität beeinflussen die Kosten der Geschäftstätigkeit. Kapazitäts- und Ausbildungsengpässe führen zu steigenden Grenzkosten. Auf dem Arbeitsmarkt mindert der freie Personenverkehr Kapazitätsengpässe. Der oben diskutierte Preiseffekt wird gering sein, weil die Liberalisierung in der EG in diesem Bereich schon weit fortgeschritten ist. Dafür könnte insbesondere in einzelnen Segmenten des Arbeitsmarktes bei der gegenwärtigen schweizerischen

<sup>8</sup> Grundzüge dieser Theorie wurden von Olson, 1965, dargestellt. Zum politischen Einfluss der Interessengruppen in der Schweiz, siehe Knöpfel, 1988, und die dort angegebene Literatur.

Regulierung der Substitutionseffekt bedeutend werden.

Zweitens lassen sich im Zinsdifferenzgeschäft die Refinanzierungsbedingungen als Kostenelement sehen. Die Kapitalverkehrsfreiheit im EG-Raum wird mittelfristig zu einer Angleichung der Zinssätze führen, was die Unterschiede der Refinanzierung für die Banken reduzieren wird. Das Ausmass dieser Entwicklung hängt von der Veränderung der Inflationsraten, der Wechselkurschwankungen, der Sparneigung und der Risikopräferenzen ab. Eine Angleichung der Zinssätze zwischen der EG und Drittländern als Folge eines EWR wird einen Preiseffekt und einen Substitutionseffekt zugunsten der EG bewirken.

Drittens sind die Marktein- und -austrittskosten als Teil der Produktionskosten zu betrachten. Die Niederlassungs- und die Dienstleistungsfreiheit werden die Marktzutrittskosten senken, während die Kosten der Marktbearbeitung weiterbestehen, die der Aufbau eines neuen Kundennetzes und eines Informationssystems über diesen Markt mit sich bringt. Die Weiterentwicklung des EG-Rechts vor allem in den Bereichen der Unternehmensübernahme, der Fusion und des Konkurswesens wird die Unsicherheiten der Marktteilnehmer über mögliche Veränderungen der rechtlichen Rahmenbedingungen und damit über die Bedingungen eines Markteintritts reduzieren, mit einem gewissen Preiseffekt und einem Substitutionseffekt in einzelnen Bereichen.

### **2.3.2 Regulations- und Opportunitätskosten**

Auch auf einem einheitlichen Binnenmarkt können Kostenunterschiede weiterbestehen, wenn einerseits die Produktions- und Geschäftsbedingungen für Finanzdienstleistungen und andererseits die Erwartungen und Präferenzen der Marktteilnehmer auf den verschiedenen nationalen Märkten nicht homogen sind.

Neben diese auf ökonomische Faktoren zurückzuführenden Kostenunterschiede treten durch den nationalen politischen Prozess determinierte Regulationskosten. Sie werden sich mit einer zunehmenden Entwicklung Europas zu einer politischen Union reduzieren. Unter Regulationskosten sind dabei vor allem Steuern, Gebühren und

Abgaben, aber auch die Opportunitätskosten des Banken- und Wettbewerbsrechts zu verstehen sowie Wechselkurs- und Inflationsrisikoprämien, die durch das EWS bestimmt werden.

Im EWR-Vertrag sollen Steuern, Gebühren und Abgaben sowie die Geldpolitik nicht geregelt werden.<sup>9</sup> Von Steuereffekten kann deshalb an dieser Stelle abgesehen werden.<sup>10</sup> Für die hier betrachtete Fragestellung sind deshalb vor allem die Opportunitätskosten der Regulation relevant. Dabei spielen die Höhe und die Struktur der Regulations- und Opportunitätskosten eine Rolle. Sie beeinflussen die relative Position eines Finanzplatzes. Eine gewinnmaximierende Bank substituiert die wegen einer Vorschrift verteuerten Tätigkeiten durch relativ verbilligte Geschäfte und verlagert einzelne Geschäfte auf andere Finanzplätze.

### **2.3.3 Kosteneffekte der Marktgrösse**

Die Nachfrager werden für ihre Geschäfte den Finanzplatz wählen, der ihnen das gewünschte Produkt zum tiefsten Preis zur Verfügung stellt. Geringe Produktions-, Handels- und Regulationskosten können einen sich selbst verstärkenden Prozess zur Folge haben. Je mehr Nachfrager aufgrund der tieferen Preise ihre Geschäfte auf einem Finanzplatz abwickeln, desto stärker können Skalen- und Sortimentserträge, aber auch Agglomerationseffekte kostensenkend wirken. Entscheidend für die Zukunft der einzelnen Finanzplätze sind vor allem die Agglomerationseffekte, während Skalen- und Sortimentserträge eher die Bedeutung der einzelnen Firmen auf einem Finanzplatz und damit seine Marktstruktur bestimmen.

<sup>9</sup> Im Bereich der Finanzdienstleistungen bildet die Steuerharmonisierung den wohl bedeutendsten Unterschied zwischen den Optionen «EG-Beitritt» und «EWR-Vertrag». Siehe dazu Hauser, Ziegler, 1991, und Hauser, Brodke, 1991.

<sup>10</sup> Aus schweizerischer Sicht ist immerhin auf einen wichtigen Aspekt im Bereich der Stempelsteuer hinzuweisen. Unter einem EWR-Vertrag wären die Syndizierungsregeln der SNB nicht mehr aufrechtzuerhalten. Da diese notwendig sind, um ein Abwandern der Emissionsgeschäfte in Schweizer Franken ins Ausland als Folge der schweizerischen Stempelsteuer zu verhindern, könnte diese Steuer nicht länger erhoben werden.

Unter Agglomerationseffekten werden positive Externalitäten der Grösse eines Finanzplatzes verstanden. Jeder Nachfrager kann das gewünschte Produkt in der gewünschten Qualität kaufen. Mit zunehmender Marktgrösse ist die Produktdifferenzierung höher, die Nachfrager können ihre Anlagen nach verschiedenen Kriterien (Risiko, Liquidität oder Fälligkeit) diversifizieren. Ein grosser Finanzplatz kann grosse und kleine Transaktionen gleichermaßen effizient abwickeln und ohne zeitliche Verzögerung garantieren. Die Nachfrager haben die Möglichkeit, alle Geschäfte auf demselben Finanzplatz durchzuführen.<sup>11</sup>

### 2.3.4 Reputation

Die Marktteilnehmer werden ein längerfristiges Engagement auf einem bestimmten Finanzplatz über Niederlassungen und den Aufbau von Kundenbeziehungen nur eingehen, wenn der Gegenwartswert des Engagements positiv ist. Der Gegenwartswert wird durch die Stabilität des wirtschaftlichen Umfeldes und die Wahrscheinlichkeit von Änderungen der rechtlichen und institutionellen Rahmenbedingungen mitbestimmt. Für einen Finanzplatz mit Unsicherheiten über die erwartete wirtschaftliche, rechtliche und institutionelle Entwicklung wird der Diskontierungsfaktor um eine Risikoprämie erhöht und der Gegenwartswert zukünftiger Erträge entsprechend vermindert.

Gesellschaftliche Konventionen und politische sowie wirtschaftliche Stabilität reduzieren diese Unsicherheit. Die zeitliche Konsistenz der gesellschaftlichen Einstellung und der Politik gegenüber dem Finanzmarkt führen zu einer steigenden Glaubwürdigkeit und zu einer entsprechenden Reputation. Eine hohe Reputation ihrerseits macht das Abweichen von einer bewährten Politik unwahrscheinlich, weil Attraktivitätseinbussen möglich sind. Die Reputation eines Finanzplatzes schützt den Markt damit zusätzlich vor unerwarteten Eingriffen.

Auf einem Finanzplatz mit einer guten Reputation wird das gleiche Engagement einen höheren Gegenwartswert haben als auf einem unsicheren Finanzplatz. Damit kann eine gute Reputation Nachteile etwa bei höheren Transaktionskosten

im Vergleich zu unsicheren Finanzplätzen kompensieren.

## 3. Der einheitliche Europäische Finanzmarkt

### 3.1 Zur Ökonomie der EG-Harmonisierung

Neben wirtschaftlichen Faktoren werden die grundlegenden Veränderungen der rechtlichen und institutionellen Rahmenbedingungen in der EG eine grosse Bedeutung für die weitere Entwicklung haben, weil sie die Differenzen der Standortfaktoren wesentlich mitbestimmen können.

Welche Überlegungen bilden die Basis für die rechtlichen Neuerungen in der EG? Mit dem einheitlichen Finanzmarkt versucht die EG, drei wirtschaftspolitische Zielsetzungen zu realisieren:

- Durch den freien Marktzutritt und durch die Gleichbehandlung aller Marktteilnehmer aus EG-Ländern soll ein grosser Markt geschaffen werden, was zu einer Anfechtung regionaler Monopole, zu einer besseren Allokation der Ressourcen und damit zu Wohlfahrtsgewinnen und Preissenkungen führen soll.
- Um die Sicherheit des Finanzmarktes weiter zu gewährleisten und ein sogenanntes «regulatives Dumping» zu vermeiden, wird eine Vereinheitlichung von Mindestanforderungen angestrebt. Dies wird einmal mit dem Anlegerschutz begründet, weil asymmetrische Informationen über die wirkliche Situation einer Bank die Entscheidungsmöglichkeit der Anleger beeinträchtigen. Weiter sind auf den Finanzmärkten Externalitäten bei Bankkonkursen zu erwarten. «Gesunde» Banken können durch die Probleme «angeschlagener» Banken in eine Finanzkrise hineingezogen werden, weil das Bankensystem über das Interbankengeschäft und Kundenverbindungen stark interdependent ist.
- Damit gleichzeitig regionale Unterschiede mitberücksichtigt werden können und eine gewisse flexible Anpassung der nationalen Gesetzgebung an die vereinheitlichten Mindestanforderungen möglich wird, ist die Angleichung der innerstaatlichen Rechtsvorschriften nur soweit Aufgabe der Gemeinschaft, als dies

<sup>11</sup> Siehe dazu Pagano, Roell, 1990, Cable, 1985, Mayer, 1988.

für das ordnungsgemässe Funktionieren des Marktes notwendig ist, eine verbesserte Ausübung der Grundfreiheiten ermöglicht und Funktionsstörungen sowie Wettbewerbsverzerrungen vermeidet. Im übrigen bleiben die nationalen Regelungen weiter bestehen.

### 3.2 Die rechtliche Ausgestaltung

Der Gemeinsame Markt wird im Bereich des Finanzwesens von der Kapitalverkehrs- und Dienstleistungsfreiheit sowie der nicht zu den vier Grundfreiheiten (Freiheiten des Personen-, Waren-, Kapital- und Dienstleistungsverkehrs) zählenden, aber dennoch unmittelbar anwendbaren Freiheit des Zahlungsverkehrs<sup>12</sup> bestimmt. Dieses Gefüge wird von Auswirkungen des europäischen Wettbewerbs- und Gesellschaftsrechts beeinflusst.

#### 3.2.1 Liberalisierung des Kapitalverkehrs

Der EWG-Vertrag (EWGV) hält in Art. 67 Abs. 1 fest, dass der Kapitalverkehr unter den Mitgliedstaaten soweit zu liberalisieren ist, als es für das Funktionieren des gemeinsamen Marktes notwendig ist. Da diese Notwendigkeit nicht ohne weiteres definiert werden kann, wird die Kapitalverkehrsfreiheit über Richtlinien des Rates konkretisiert. Die massgebenden Ausführungsbestimmungen finden sich in der Richtlinie des Rates vom 24. 6. 1988 zur Durchführung von Art. 67 des Vertrages (88/361/EWG), welche die vollständige Liberalisierung des Kapitalverkehrs anstrebt. Aus schweizerischer Sicht stehen die Direktinvestitionen (Beteiligung an Unternehmen), Immobilieninvestitionen<sup>13</sup>, Wertpapiergeschäfte, Anlagefondsgeschäfte, Termingeschäfte und Kreditgeschäfte (einschliesslich Darlehen und Bürgschaften) im Vordergrund. Die mit der Kapitalverkehrsfreiheit nicht vereinbare Lex Friedrich soll im Rahmen des EWR nach einer Übergangsfrist gegenüber EWR-Angehörigen aufgehoben werden.<sup>14</sup>

Um mögliche negative Auswirkungen der Kapitalverkehrsfreiheit einzuschränken, sieht Art. 73 EWGV Schutzmassnahmen vor. Sie werden wirksam, wenn die Liberalisierung zu Störungen des Kapitalmarktes in einem Mitgliedstaat führt, d.h. zu einer zu starken Verknappung oder Verflüssi-

gung des Kapitalangebots, zu einer unerwünschten Zinsentwicklung oder zu kurzfristigen erheblichen Schwankungen der Wertpapierkurse. Die Anwendung dieser Schutzklausel setzt eine Ermächtigung durch die Kommission voraus. Weiter existiert für öffentliche Anleihen eines Mitgliedstaates in einem anderen Mitgliedstaat in Art. 68 Abs. 3 EWGV eine Schutzvorschrift zugunsten des wirtschaftlich schwächeren Mitgliedstaates.

#### 3.2.2 Dienstleistungsfreiheit

Ziel der Dienstleistungsfreiheit ist die Inländergleichbehandlung, d.h. die Gleichbehandlung von Angehörigen der Mitgliedstaaten und Inländern. Nach Art. 60 Abs. 1 EWGV handelt es sich um einen Auffangtatbestand, der sicherstellen soll, dass jede gegen Entgelt geleistete Tätigkeit, die nicht unter den freien Waren-, Kapital- und Personenverkehr fällt, liberalisiert wird. Für den europäischen Finanzraum stehen die Liberalisierung des grenzüberschreitenden Handels mit Finanzdienstleistungen und der grenzüberschreitenden Errichtung von Zweigniederlassungen der Dienstleistungsunternehmen im Vordergrund.

Die Liberalisierungsmassnahmen in diesem Bereich beruhen auf folgenden, für den gesamten Binnenmarkt geltenden Grundsätzen:

- Harmonisierung der Bedingungen für die Ausübung der Tätigkeit (etwa Eigenmittel, Solvabilitätskoeffizient),
- gegenseitige Anerkennung der Zulassungen sowie der Aufsichtstätigkeit der nationalen Organe,
- Prinzip der Herkunfts- oder Sitzlandkontrolle (home country control).<sup>15</sup> Die Verantwortung für die Überwachung der finanziellen Solidität obliegt der Aufsichtsbehörde des Herkunftslandes, wobei für Zweigniederlassungen das Herkunftsland der Muttergesellschaft massgebend ist.

<sup>12</sup> Oppermann, 1991, Rz 1379f.

<sup>13</sup> Der Kauf von Zweitwohnungen ist bis auf weiteres von der Liberalisierung ausgenommen, so dass nationale Regelungen bestehen bleiben.

<sup>14</sup> Hauser, Brodke, 1991, Anhang A 1, S. 66.

<sup>15</sup> Molle, 1990, S. 384.

Eine erste Angleichung der nationalen Rechtsvorschriften im Bankenbereich wurde mit der Ersten Koordinierungsrichtlinie erzielt.<sup>16</sup> Die Zweite Koordinierungsrichtlinie<sup>17</sup> legt die gegenseitige Anerkennung fest und harmonisiert die Zulassungsbedingungen. Ein in einem Mitgliedstaat zugelassenes Kreditinstitut darf demnach spätestens ab 1. 1. 1993 ohne weitere Genehmigung in der ganzen EG tätig werden (Art. 18 in Verbindung mit Art. 24). Aufgrund der harmonisierten Zulassungsbedingungen kann grundsätzlich ein Anfangskapital von 5 Mio. ECU verlangt werden. Für Zweigstellen von in anderen Mitgliedstaaten zugelassenen Kreditinstituten dürfen dagegen kein Dotationskapital und keine Zulassung mehr gefordert werden.

Die Mindestanforderungen im Bereich der Bankenaufsicht und -kontrolle werden in weiteren Richtlinien geregelt. Die Richtlinien 89/299/EWG<sup>18</sup> und 89/646/EWG<sup>19</sup> enthalten detaillierte Eigenmittelvorschriften. Sie beruhen inhaltlich auf dem Konzept des Basler Ausschusses über die internationale Konvergenz der Eigenkapitalmessung und Eigenkapitalanforderungen von 1988<sup>20</sup>, an dessen Ausarbeitung die Schweiz beteiligt war. Es wurde anlässlich der Revision der Bankenvorordnung von 1989 bereits in verschiedenen Bereichen berücksichtigt, so dass heute keine grundlegenden Differenzen zum europäischen Modell mehr bestehen, wenn auch die Berechnungsmethoden sowie die vorgeschriebenen Mindeststandards divergieren.<sup>21</sup> Im Rechnungswesen dagegen, das durch die Richtlinie des Rates vom 8. 12. 1986 über den Jahresabschluss und den konsolidierten Abschluss von Banken und anderen Finanzinstituten<sup>22</sup> geregelt wird, bestehen wesentliche Unterschiede in der Gliederung der Bilanz- und Erfolgsrechnung sowie in den Bewertungsregeln. Das in der Schweiz angewandte Höchstwert- oder «Vorsichtsprinzip» wird im EG-Recht durch das Fixwertprinzip («fair and true view») ersetzt. Die Bildung und Auflösung stiller Reserven ist nur beschränkt zulässig.<sup>23</sup> Mit ihrem Rundschreiben vom 25. 9. 1990 hat die Eidgenössische Bankenkommission (EBK) inzwischen eine europakompatible Lösung gefunden. Der Vorentwurf zu einem Bundesgesetz über die Börsen und den Effektenhandel vom März 1991 lässt in Art. 12 die Eigenmittelvorschriften für Effekthändler im Hinblick auf zukünftige internationale

Standards bewusst offen und weist Detailbestimmungen der Verordnungsstufe zu.<sup>24</sup>

Inkompatibilitäten, wie sie zur Zeit für die Amtshilfe bestehen, könnten durch eine Bestimmung im Sinne von Art. 30 des Vorentwurfs zu einem Bundesgesetz über die Börsen und den Effektenhandel (Börsengesetz) vom März 1991 beseitigt werden, der die internationale Zusammenarbeit regelt. In diesem Zusammenhang ist auch auf die Richtlinie über die Geldwäscherei vom 14. 2. 1991 hinzuweisen, die sich von der Zielsetzung her mit den Art. 305<sup>bis</sup> und 305<sup>ter</sup> des Schweizerischen Strafgesetzbuches (StGB) deckt. Die vorgesehene Revision des Art. 305<sup>ter</sup> StGB bezweckt mit der Einführung eines Melderechts des Financiers bei Verdacht auf verbrecherische Herkunft von Vermögenswerten eine weitere Annäherung an den europäischen Standard.<sup>25</sup>

Im Bereich der Wertpapierdienstleistungen geht der Vorschlag der Kommission<sup>26</sup> weiter als der Vorentwurf zu einem schweizerischen Börsengesetz, indem auch die Portfolioverwaltung, die Bereitstellung gewisser Emissions- und Über-

<sup>16</sup> Erste Richtlinie des Rates vom 12. 12. 1977 zur Koordinierung der Rechts- und Verwaltungsvorschriften über die Aufnahme und Ausübung der Tätigkeit der Kreditinstitute, 77/780/EWG, geändert durch die Richtlinien 85/345/EWG vom 8. 7. 1985 und 86/524/EWG vom 27. 10. 1986.

<sup>17</sup> Zweite Richtlinie des Rates vom 15. 12. 1989 zur Koordinierung der Rechts- und Verwaltungsvorschriften über die Aufnahme und Ausübung der Tätigkeit der Kreditinstitute und zur Änderung der Richtlinie 77/780/EWG, (89/646/EWG).

<sup>18</sup> Richtlinie des Rates vom 17. 4. 1989 über die Eigenmittel von Kreditinstituten.

<sup>19</sup> Richtlinie des Rates vom 17. 12. 1989 über einen Solvabilitätskoeffizienten für Kreditinstitute.

<sup>20</sup> Hoffmann, 1990, S. 86f.

<sup>21</sup> Ausführlich zu den Unterschieden Jahresbericht der EBK 1989, S. 15ff.

<sup>22</sup> 86/635/EWG.

<sup>23</sup> Grundsätzlich unzulässig sind die sog. willkürlich gebildeten stillen Reserven, die auch von den Steuerbehörden nicht anerkannt werden. Nobel, 1988, S. 161.

<sup>24</sup> Bericht zum Vorentwurf der Expertengruppe zur Ausarbeitung eines Bundesgesetzes über die Börsen und den Effektenhandel vom März 1991, Ziff. 333, S. 56.

<sup>25</sup> Die Richtlinie des Rates vom 10. 6. 1991 zur Verhinderung der Nutzung des Finanzsystems zum Zwecke der Geldwäscherei statuiert diesbezüglich eine Meldepflicht.

<sup>26</sup> Geänderter Vorschlag der Kommission für eine Richtlinie des Rates über Wertpapierdienstleistungen, KOM (89) 629 endg. vom 23. 1. 1990.

nahmedienstleistungen für Emissionen, die gewerbliche Anlageberatung sowie Bereiche der Verwahrung und Vermögensverwaltung erfasst werden. Das geplante eidgenössische Finanzmarktaufsichtsgesetz wird diese Sachbereiche regeln müssen.<sup>27</sup>

### 3.2.3 Freier Zahlungsverkehr

Art. 106 Abs. 1 EWGV verpflichtet jeden Mitgliedstaat, Zahlungen, die sich auf den bereits liberalisierten Waren-, Dienstleistungs-, Kapital- und Personenverkehr beziehen, in der Währung des Mitgliedstaates zuzulassen, in dem der Gläubiger oder der Begünstigte ansässig ist. Die Mitgliedstaaten müssen Zahlungen in der Währung des Schuldners oder in einer dritten Währung nicht akzeptieren.<sup>28</sup> Damit entsteht die paradoxe Situation, dass zwischen der EG und den EFTA-Staaten die Beschränkungen des Zahlungsverkehrs umfassender abgebaut sind als unter den EG-Mitgliedern selbst.<sup>29</sup>

Für die Handhabung der Richtlinien ist die Unterscheidung zwischen Kapital- und Zahlungsverkehr von praktischer Bedeutung. Zahlungen, die nach Art. 67 EWGV als Kapitalverkehr definiert werden und laufende Zahlungen, die mit dem Kapitalverkehr zusammenhängen, dürfen nicht der Zahlungsverkehrsfreiheit nach Art. 106 des Vertrages zugeordnet werden. Der Transfer von Banknoten im Rahmen des internationalen Notenhandels zählt nach der Richtlinie 88/361/EWG (Kapitalverkehrsrichtlinie) zum Kapitalverkehr. Zahlungen zur Gewährleistung der Dienstleistungsfreiheit werden aber von der Zahlungsverkehrsfreiheit erfasst.<sup>30</sup>

Ein weiterer Grund für die Notwendigkeit der Unterscheidung liegt in der Schrankendivergenz der beiden Freiheiten<sup>31</sup>, sind doch bei der Kapitalverkehrsfreiheit weitergehende Einschränkungen – etwa auf steuerrechtlichem oder bankenaufsichtsrechtlichem Gebiet – zulässig als beim freien Zahlungsverkehr.<sup>32</sup>

### 3.2.4 Wechselwirkungen

Das beschriebene Gefüge des Europäischen Finanzmarktes wird von anderen Gebieten des Gemeinschaftsrechts im Sinne flankierender Mass-

nahmen wesentlich mitgeprägt. Auf der einen Seite finden die wettbewerbsrechtlichen Bestimmungen, insbesondere das Kartellverbot, Anwendung, wenn sich das Verhalten eines Unternehmens auf den Gemeinsamen Markt auswirkt (Wirkungsprinzip).<sup>33</sup> Schweizerische Unternehmen unterstehen daher in dieser Hinsicht schon heute partiell dem EG-Recht.<sup>34</sup> Auf der anderen Seite findet die seit dem 21. 9. 1990 in Kraft stehende Fusionskontrollverordnung<sup>35</sup> auf Unternehmungen Anwendung, die ihren Sitz oder ihren Haupttätigkeitsbereich in einem Drittland haben, aber in der EG in erheblichem Umfang tätig sind.<sup>36</sup> Die Verordnung sieht eine Meldepflicht vor und gibt der EG-Kommission die Möglichkeit, den Vollzug der Fusion zu untersagen.

Das Verhältnis zu Drittstaaten wird durch Reziprozitätsbestimmungen geregelt, die den Bestimmungen der Zweiten Bankkoordinierungsrichtlinie entsprechen. Rückwirkungen auf die Finanzmärkte können sich ferner auch ausserhalb des Drittlandregimes etwa im Bereich des Gesellschaftsrechtes ergeben, wo u. a. die Vorschriften über den Jahresabschluss und die Konsolidierung möglicherweise Wirkungen auf das Anlegerverhalten zeitigen.

<sup>27</sup> Bericht zum Vorentwurf Börsengesetz, a. a. O., S. 36; Bericht der Studengruppe über das Börsenwesen vom 21. 12. 1989, Ziff. 3.7., S. 61.

<sup>28</sup> Luisi, Carbone, Urteil des Europäischen Gerichtshofes vom 31. 1. 1984, Sammlung der Entscheide 1984, S. 377ff.

<sup>29</sup> Im Abkommen zwischen der Schweiz und der EG, SR 0.632.401, Art. 19, fehlt eine solche Beschränkung. Grabitz, 1990, Rz 19 zu Art. 106.

<sup>30</sup> Dazu zählen nach der Rechtsprechung des Europäischen Gerichtshofes Banknotentransfers für den Fremdenverkehr, für Geschäfts- und Studienreisen sowie für medizinische Behandlungen. Die Ein- und Ausfuhr von gesetzlichen Zahlungsmitteln fällt daher nicht unter den freien Warenverkehr, sondern je nach Ziel und Zweck unter den Zahlungs- oder Kapitalverkehr. Ebke, 1991, S. 104.

<sup>31</sup> Ausführlich dazu Ebke, 1991, S. 105 f.

<sup>32</sup> Art. 4 der Richtlinie 88/361/EWG.

<sup>33</sup> Oppermann, 1991, Rz 952.

<sup>34</sup> J. R. Geigy AG gegen Kommission der EG, Sammlung 1972, S. 787ff. Vgl. auch den jüngsten Entscheid der EG-Kommission vom 24. 7. 1991 gegen den in der Schweiz ansässigen Verpackungskonzern Tetra Pak SA.

<sup>35</sup> EWG-Verordnung 4064/89 über die Kontrolle von Unternehmenszusammenschlüssen vom 21. 12. 1989.

<sup>36</sup> Jetzer, Zindel, 1991, S. 219.



### 3.2.5 Reziprozität

Die EG-Kommission hat 1988 die Absicht geäußert, das Reziprozitätsprinzip zu einer Art Grundgesetz des Zuganges zum europäischen Binnenmarkt zu machen. Wie sich dies auf den Finanzmarkt auswirken wird, ist noch nicht abzusehen. Grundsätzlich sind zwei Formen möglich, eine spiegelbildliche Reziprozität oder ein «national treatment». Die EBK folgt in ihrer Praxis dem Vorbild der spiegelbildlichen Reziprozität. Da die EBK bereits heute das Gegenrecht nach Art. 3<sup>bis</sup> Abs. 1 lit. a Bankengesetz (BaG) für die EG-Staaten generell bejaht<sup>37</sup>, dürften sich hier keine Probleme ergeben. Ein Unterschied besteht insofern, als aufgrund des EG-Rechts nicht jeder Einzelfall geprüft werden muss und allfällige Sanktionen mit qualifizierter Mehrheit (Art. 9 Abs. 3 der Zweiten Bankenkoordinierungsrichtlinie) beschlossen werden müssen.<sup>38</sup>

Die Reziprozität im Bereich der Finanzmärkte ist dabei nicht unabhängig von der Reziprozität in anderen Bereichen. Unterschiede in der rechtlichen Ausgestaltung oder in der politischen Praxis auf einzelnen Gebieten können sich indirekt auf die Handhabung der Reziprozität für die Finanzmärkte auswirken. Das Ergebnis der EWR-Verhandlungen wird unter diesem Aspekt zu prüfen sein.

### 3.3 Die Europaverträglichkeit der schweizerischen Gesetzgebung

Die Unterschiede der rechtlichen Rahmenbedingungen zwischen der EG und der Schweiz bestimmen die Differenz der Standortfaktoren mit. Ein Vergleich der geltenden schweizerischen mit der EG-Gesetzgebung zeigt in vier Bereichen Differenzen auf. Einige Gesetze widersprechen dem Grundsatz der Nichtdiskriminierung von Ausländern, es bestehen unterschiedliche Auffassungen im Bereich der Bankenaufsicht und der Amtshilfe, die EG hat ein viel weitergehendes Konzept der Informationspflicht als Teil des Anlegerschutzes als die Schweiz, und das schweizerische Wettbewerbsrecht weicht grundlegend vom EG-Recht ab.<sup>39</sup>

– Ausländerdiskriminierende gesetzliche Regelungen finden sich vor allem im Aktienrecht

(Vinkulierung)<sup>40</sup>, in der Bankengesetzgebung, insbesondere in den unterschiedlichen Bewilligungsvoraussetzungen für ausländische Banken und im Immobilienhandel (Lex Friedrich). Die Berechtigung solcher Regelungen ist allerdings auch in der Schweiz umstritten.

- In der Schweiz werden eine Verschärfung des Aufsichtsrechts und die internationale Amtshilfe vehement abgelehnt, während in der Ausgestaltung der Bankenaufsicht nur geringe rechtliche Differenzen bestehen. Die schweizerischen Bewertungsgrundlagen in der Kontrolle der Eigenkapitalausstattung oder die in der Schweiz geltende Berechnung der Solvabilitätskoeffizienten entsprechen im wesentlichen dem EG-Recht. Die schweizerischen Eigenmittelvorschriften sind dagegen wesentlich strenger als die vom Basler Eigenkapitalmodell und den EG-Richtlinien vorgeschriebenen Mindeststandards.<sup>41</sup> Die in der Direktive zur Geldwäscherei festgelegte Meldepflicht geht bei identischer Zielsetzung über das in der Schweiz diskutierte Melderecht hinaus und würde eine Anpassung des Bankengesetzes und evtl. des Strafgesetzbuches bedingen.<sup>42</sup>

Eine gewisse Wettbewerbsverzerrung folgt aus den unterschiedlichen Unterstellungen von Emissionshäusern unter die Bankenaufsicht. In der Schweiz werden seit dem 1. 1. 1990 reine Emissionshäuser der Aufsicht durch die EBK unterstellt (Art. 2a Abs. 3 der Verordnung zum BaG). Innerhalb der EG gelten jedoch reine Emissionshäuser nicht als Kreditinstitute. Sie werden durch

<sup>37</sup> Jahresbericht der EKB 1990, S. 26; zurückhaltend für Griechenland und Portugal, Zuberbühler, 1989, S. 114.

<sup>38</sup> Jahresbericht der EKB 1989, S. 56.

<sup>39</sup> Nicht näher eingegangen wird auf Differenzen in der Börsen- und in der Anlagefondsgesetzgebung. Ein Vergleich ist kaum möglich, weil in beiden Bereichen die entsprechenden Gesetze in der Schweiz revidiert werden. Im Bereich des Wertpapierhandels erliess die EG bisher keine Direktiven.

<sup>40</sup> Diese Beschränkungen sollen aber in naher Zukunft aufgehoben werden, was sich daran zeigt, dass sich der personenbezogene Vinkulierungsgrund im neuen Aktienrecht nur noch in den Schlussbestimmungen findet.

<sup>41</sup> EBK-Bulletin Nr. 19/1990.

<sup>42</sup> Allerdings wird z.T. die Meinung vertreten, eine Meldepflicht lasse sich aus Art. 3 Abs. 2 lit. c BaG (Gewähr für eine einwandfreie Geschäftstätigkeit) ableiten, was den Gesetzgeber gesteckten Rahmen klar überschreitet. Bodmer, Kleiner, Lutz, N 27 ff. zu Art. 3–3<sup>ter</sup> BaG.

die existierenden oder noch zu erlassenden Richtlinien über die Wertpapierdienstleistungen und nicht durch die im Bankenbereich erlassenen Direktiven betroffen. Da die EG Wettbewerbsverzerrungen zwischen dem Universalbanken- und dem Trennbankensystem verhindern muss und sich in der Zweiten Bankenkoordinierungsdirektive zumindest grundsätzlich dem Gedanken des Universalbankensystems anschliesst, sollten faktisch die Differenzen nicht sehr gross sein. Immerhin ist es möglich, dass sich die in der Schweiz ansässigen Emissionshäuser auf die europäische Gesetzgebung berufen und allfällige Differenzen zwischen der Regulierung von Wertpapierunternehmungen und Banken ausnützen werden.

- Im EG-Recht gehen die Vorschriften zur Veröffentlichung von Informationen betreffend die Bilanzierungsvorschriften und von allgemeinen Informationen über Unternehmungen sowie Wertpapiere weiter als in der Schweiz. Namentlich ist die Offenlegung der Besitzverhältnisse in der Schweiz noch unbekannt.<sup>43</sup> Der Vorwurf zu einem neuen Börsengesetz sieht in Art. 17 eine Meldepflicht für Beteiligungen an börsenkotierten Gesellschaften vor, wenn bestimmte Grenzwerte erreicht werden. Mit den vorgeschlagenen Grenzwerten<sup>44</sup> geht der Vorwurf sogar über die Minimalanforderungen der relevanten EG-Richtlinie 88/627/EWG<sup>45</sup> hinaus.
- Gegenüber dem Verbotsprinzip der EG, das Kartelle und die marktbeherrschende Stellung einer Firma grundsätzlich untersagt, verbietet das schweizerische Missbrauchsprinzip nur volkswirtschaftlich schädliche Auswirkungen von Marktmacht. Trotz prinzipieller Unterschiede sind die faktischen Auswirkungen für die Schweiz aber nicht sehr bedeutsam. Aufgrund der extraterritorialen Wirkung des EG-Wettbewerbsrechts trifft das Verbot einer marktbeherrschenden Stellung die in der EG tätigen Schweizer Banken de jure schon heute. Würde ihre Geschäftstätigkeit dritte Unternehmer und Konsumenten negativ beeinflussen, hätte bereits Klage erhoben werden können. In der Schweiz wurden Versicherungen und Banken denn auch unter dem geltenden Missbrauchsprinzip zu einer Änderung ihrer Praktiken verpflichtet.<sup>46</sup>

#### 4. Die Harmonisierung und ihre Auswirkungen auf den Finanzplatz Schweiz aus ökonomischer Sicht

##### 4.1 Der Preiseffekt auf den Finanzplatz Schweiz

Nach den von der EG-Kommission in Auftrag gegebenen Berechnungen der möglichen Auswirkungen der Harmonisierungen innerhalb der EG werden die geringeren Produktionskosten und der höhere Wettbewerbsgrad allein bei den Finanzdienstleistungen zu einem zusätzlichen Wachstum des Bruttoinlandproduktes von 1,5% und zu einer Reduktion der Konsumentenpreise von 1,4% führen.<sup>47</sup> Im Gegensatz zu unserer Argumentation berücksichtigen diese Berechnungen alle Finanzdienstleistungen, die Versicherungen eingeschlossen. Ein Grossteil des wohlfahrtssteigernden Effekts hängt demnach mit der inzwischen eingetretenen Liberalisierung des Kapitalverkehrs zusammen. Auch wenn die Zahlen mit Vorsicht zu behandeln sind, zeichnen sie doch ein Bild der möglichen Preiseffekte.

Zwei Studien im Auftrag der EFTA und des IMF versuchen, den Preiseffekt der beiden Grundfreiheiten des Kapitalverkehrs und der Finanzdienstleistungen auf die EFTA-Länder<sup>48</sup> zu quantifizieren. Beide Arbeiten gelangen zu qualitativ vergleichbaren Resultaten.

<sup>43</sup> Eine – weniger weit gehende – Ausnahme besteht für ausländisch beherrschte Banken nach Art. 3<sup>bis</sup> BaG. Diese Bestimmung beruht aber vor allem auf Gegenrechts-Überlegungen.

<sup>44</sup> 5%, 10%, 25%, 33⅓%, 50% und 75% der Stimmrechte.

<sup>45</sup> Richtlinie des Rates vom 12.12.1988 über die bei Erwerb und Veräusserung einer bedeutenden Beteiligung an einer börsennotierten Gesellschaft zu veröffentlichenden Informationen.

<sup>46</sup> Die gesamtschweizerisch wirkenden Vereinbarungen im Bankgewerbe, Veröffentlichungen der Schweizerischen Kartellkommission und des Preisüberwachers, 3/1989.

<sup>47</sup> Siehe Cecchini, 1988, und für die detaillierten Berechnungen Price Waterhouse, 1988a.

<sup>48</sup> Die erste Studie wurde im Auftrag der EFTA durchgeführt (Gardener, Tepett, 1990a, 1990b). Für die Berechnungen muss sie restriktive Annahmen treffen und auf sehr unterschiedliche und unvollständige Datenreihen zurückgreifen. Der absolute Wert der vermuteten Gewinne für die EFTA-Länder aus der EG-Integration ist deshalb vorsichtig zu interpretieren. Die zweite Studie wurde durch den IMF erarbeitet (IMF, 1991).

Die EFTA-Studie untersucht zudem den Einfluss der zu erwartenden Preissenkungen in den verschiedenen Bereichen der Bank- und Versicherungsdienstleistungen sowie des Börsenwesens auf die Konsumenten in den EFTA-Staaten. Sie unterscheidet dabei zwischen einer bilateralen Integration, einer Integration durch einen EWR-Vertrag und einer Integration der EFTA-Staaten unter sich. Dass die Schweiz in allen drei Szenarien von einer Integration der Finanzmärkte stark profitieren wird – stärker als die anderen EFTA-Staaten, aber auch stärker als viele EG-Staaten – überrascht nicht angesichts des grossen Anteils der Wertschöpfung des Finanzbereichs am Bruttosozialprodukt der Schweiz. Wird der Integrationsgewinn aber in Beziehung zur Grösse des jeweiligen Finanzmarktes gesetzt, dann profitiert die Schweiz weniger stark als die kleinen EFTA-Finanzplätze.

Dieses Resultat deckt sich mit der qualitativen Einschätzung in dieser Arbeit. Der bereits stark integrierte Finanzplatz Schweiz kann von den neuen Impulsen des Gemeinsamen Finanzmarktes bei allen positiven Impulsen weit weniger profitieren als die kleinen EFTA-Finanzplätze.

#### 4.2 Der Substitutionseffekt der Regulationsdifferenzen

Die bisherigen Überlegungen gingen davon aus, dass entweder ein EWR-Vertrag zustande kommt oder dass die Schweiz ihre Gesetze ohne grössere zeitliche Verzögerung von sich aus an die EG-Gesetzgebung anpasst und zudem nicht durch ein diskriminierendes nationales Drittlandregime der EG betroffen wird. Als EG-Land oder EWR-Mitglied könnte die Schweiz den Entscheidungsprozess mitbeeinflussen. Als Drittland hat sie die Möglichkeit der unilateralen Anpassung. Sind die Mindestanforderungen der EG optimal, dann wird die Schweiz durch eine Übernahme des EG-Rechtes in den Binnenmarkt integriert und profitiert vom Preiseffekt, während der Substitutionseffekt vernachlässigbar ist. Diese Strategie setzt eine vertragliche Integration oder im Falle der unilateralen Anpassung ein «benign neglect» seitens der EG voraus.

Ob für die Schweiz eine volle Integration in die EG von Vorteil ist, hängt von der konsequenten

Durchsetzung des Regulationswettbewerbs bei gleichzeitiger Harmonisierung von Mindestanforderungen ab, der einen optimalen Regulierungsgrad ermöglichen soll. Die Frage, ob die Verpflichtung der EG auf dieses Grundprinzip glaubwürdig ist und ob die EG-Kommission und die Mitgliedsländer eine Anreizstruktur haben, dieses Grundprinzip zu beachten und beizubehalten, kann nur eine vertiefte Analyse liefern. Einige grundsätzliche Überlegungen sind an dieser Stelle aber wichtig.

- Die EG begründet ihre Harmonisierung mit dem Argument, dass eine wirtschaftliche Kooperation bei Externalitäten dem Regulationswettbewerb vorzuziehen ist. Da alle einen Nutzen aus der Zusammenarbeit ziehen<sup>49</sup> und jedes Land autonom seine Gesetzgebung ergänzen kann, scheint die Verpflichtung auf Mindestharmonisierungen ein gangbarer Weg zu sein, zumal Abweichungen sanktioniert werden können.
- Die verschiedenen Länder besitzen aber nicht immer den Anreiz, sich auf EG-weit optimale Anforderungen<sup>50</sup> zu einigen. Treten Konflikte zwischen den Mitgliedsländern auf, dann werden etwa – im Sinne der Theorie der Neuen Politischen Ökonomie<sup>51</sup> – regulierungsfreundliche und regulierungsfeindliche Länder versuchen, Koalitionen zu bilden. Im allgemeinen entspricht die damit erreichte Lösung einem Kompromiss, der den Vorstellungen jenes Landes am nächsten kommt, das durch seine Stimme die Abstimmung entscheidend beeinflussen kann.

Unabhängig davon, ob die EG dem Grundsatz der Harmonisierung von Mindestanforderungen immer folgen wird, führt die autonome unilaterale Anpassung der Schweiz an die Verhältnisse in der EG nicht zwingend zu einem im Vergleich besseren volkswirtschaftlichen Ergebnis:

<sup>49</sup> Der Nutzen kann direkt aus der Abmachung oder durch Seitenzahlungen entstehen.

<sup>50</sup> Es soll hier nicht diskutiert werden, wie die optimale Regulation definiert werden könnte.

<sup>51</sup> Zur Theorie der Koalitionsbildung im Rahmen der Neuen Politischen Ökonomie Mueller, 1989.

- Erstens ist nicht zu erwarten, dass die EG gegenüber der Entwicklung auf dem Finanzplatz Schweiz eine gleichgültige Haltung einnimmt. Sie wird auf die Reziprozität pochen und tieferen Mindestanforderungen oder mangelnder Amtshilfe in Drittländern mit diskriminatorischen Mitteln zu begegnen versuchen, indem sie direkte Geschäfte zwischen der EG und der Schweiz mit höheren Kosten belegt und damit den «inversen Substitutionseffekt» ausschaltet oder reduziert. Ihr Erfolg hängt von der Grösse der abwandernden Geschäfte, von den eigenen Kosten dieser Politik und von ihrem Interesse ab, den Finanzplatz Schweiz zugunsten ihrer Finanzplätze zu benachteiligen.
- Zweitens muss eine Harmonisierung der Rahmenbedingungen aus der Sicht der Marktteilnehmer nicht sinnvoll sein. Nationale Unterschiede erlauben es, unzweckmässigen oder übertriebenen Anforderungen auf einzelnen Finanzmärkten auszuweichen. Bei einer autonomen unilateralen Anpassung hat die Schweizer Gesetzgebung einen gewissen Handlungsspielraum. Sie müsste diesen allerdings auch tatsächlich wahrnehmen. Dies ist vor allem dort nicht zu erwarten, wo Partialinteressen über die volkswirtschaftlich optimale Lösung gestellt werden.
- Drittens muss der Rahmen der Gesetzgebung bei einer unilateralen Anpassung schnell auf Veränderungen in der EG reagieren oder diese zeitlich allenfalls vorwegnehmen können. Eine zu grosse Verzögerung führt zu einem Abwandern von Geschäften, die durch eine bloss nachträgliche Anpassung an das EG-Recht nicht mehr zurückgewonnen werden können.

## 5. Schlussfolgerungen

Die Schaffung des Binnenmarkts gibt der Schweiz preisliche Impulse, die von der Art ihrer Integration im Europäischen Binnenmarkt weitgehend unabhängig sind. Das Ausmass des Preiseffektes auf den Finanzplatz Schweiz ist relativ klein. Dies lässt sich nicht zuletzt auf die geringen rechtlichen Differenzen zwischen der EG und der Schweiz im Bereich der Finanzmärkte zurückführen. Die Schweiz ist im Bereich des Kapitalverkehrs und des Finanzwesens schon heute stark in den Binnenmarkt integriert.

Diese Aussage ist in zwei Punkten zu relativieren.

- Erstens wird in der Arbeit von Auswirkungen der Integration auf andere Teile der schweizerischen Wirtschaft abgesehen. Die in anderen Bereichen – insbesondere für den Arbeitsmarkt – getroffenen Regelungen werden den Finanzplatz Schweiz zumindest indirekt stark beeinflussen.<sup>52</sup> Mögliche Auswirkungen von Kapazitätsengpässen durch Regulationen auf den Faktormärkten machen die Bedeutung solcher Interdependenzen deutlich.
- Zweitens sind strukturelle Effekte nicht auszuschliessen. Diese werden einzelne Unternehmen unterschiedlich stark treffen. Heute schon stark in die EG integrierte Banken – ausländische Banken und Schweizer Banken, die aufgrund der Zweiten Bankenkoordinationsdirektive eine Einheitslizenz erhalten – werden möglicherweise eine unilaterale Anpassung vorziehen, weil sie den für ihre Geschäfte am besten geeigneten Regulationsraum wählen können. Die Unsicherheit bezüglich der zukünftigen Entwicklung in der EG und in der Schweiz trifft vor allem jene Schweizer Banken, die vom inversen Substitutionseffekt profitieren könnten, aber Geschäfte verlieren, wenn die EG den Regulationswettbewerb gewinnt oder starke diskriminatorische Massnahmen ergreift. Sie dürften sich zum heutigen Zeitpunkt für einen EWR-Vertrag einsetzen oder zumindest eine Politik der unilateralen Anpassung mit fast gänzlicher Aufgabe des autonomen Spielraums befürworten.

Die zukünftige Entwicklung der Beziehung zwischen der Schweiz und der EG kann grundsätzlich zwei Formen annehmen, eine durch einen EG-Beitritt oder EWR-Vertrag abgesicherte Integration oder eine unilaterale Anpassung.

Die vertragliche Integration der Schweiz im Rahmen eines EWR brächte neben den Vorteilen der Teilhabe am grossen Europäischen Binnenmarkt neue Herausforderungen für die Schweiz mit sich. Sie müsste in einzelnen Sachgebieten eine vergleichsweise weniger weit gehende Gesetzgebung mittragen und im institutionellen Bereich

<sup>52</sup> Hauser, Brodke, 1991.

auf eine umfassende demokratische Legitimierung der Rechtssetzungsprozesse verzichten.<sup>53</sup> Auch ist mit einer konstanten Mitwirkung im zu schaffenden EWR-Gerichtshof nach dem derzeitigen Verhandlungsstand nicht zu rechnen.<sup>54</sup>

Bei einer unilateralen Anpassung dagegen bliebe die Schweiz de jure zwar autonom, sich punktuell dem EG-Recht anzupassen. Für den Finanzplatz wesentliche Faktoren könnte die Schweiz weiterhin selber bestimmen, etwa die Entwicklung des Schweizer Frankens, die Sicherheit vor behördlichen Eingriffen, ein liberaler Marktzutritt für Nicht-EG-Mitglieder. De facto aber bestünde dennoch die Notwendigkeit, sich dem EG-Recht mindestens soweit anzunähern, dass wirtschaftliche und politische Nachteile in den Beziehungen zur EG ausgeschlossen werden können.<sup>55</sup>

Die verschiedenen Faktoren müssen sorgfältig gegeneinander abgewogen werden. Die beiden letztlich unbeantwortbaren Fragen sind jene nach der Entwicklung des ökonomischen Strukturwandels und nach den Fähigkeiten des politischen Prozesses in der EG und in der Schweiz, angemessene gesetzliche Regelungen zu erlassen und umzusetzen.

## Literatur

- Blattner, Niklaus, 1990, *Competitiveness in Banking: Selected Recent Contributions and an Identification of the Research Priorities*, NFP 28 Project FAI/ICMB, mimeo, Basel
- Blattner Niklaus, Swoboda Alexandre (Hrsg.), 1991, *Competitiveness in Banking*, (forthcoming)
- Bodmer, David, Kleiner, Beat, Lutz, Benno. *Kommentar zum Schweizerischen Bankengesetz*
- Bosshard, Andreas, Wirth, Matthias, Blattner, Niklaus, 1991, *Entwicklung der Schweizer Banken, 1980 bis 1989*, in: Blattner, Swoboda, 1991
- Cable, John, 1985, *Capital Market Information and Industrial Performance: The Role of West German Banks*, *The Economic Journal*, 95, S. 118–132
- Cecchini, Paolo, 1988, *Europa '92 – Der Vorteil des Binnenmarktes*, Baden-Baden
- Ebke, Werner F., 1991, *Internationales Devisenrecht*, Heidelberg
- Gardener, Edward P.M., Tepett, Jonathan L., 1990a, *The Impact of 1992 on the Financial Services Sectors of EFTA Countries*, Institute of European Finance, University of Wales, Bangor, Gwynnedd, Draft report
- , 1990b, *The Impact of 1992 on the Financial Services Sectors of EFTA Countries*, Occasional Paper No. 33, Genf, European Free Trade Association
- Grabitz, Eberhard, 1990, *Kommentar zum EWG-Vertrag*, 4. Auflage, München
- Grilli, Vittorio, 1989a, *Europe 1992: issues and prospects for the financial market*, *Economic Policy*, 9, S. 388–421
- , 1989b, *Financial Markets and 1992*, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, S. 301–324
- Hauser, Heinz, 1990, *Liberalization of Capital Markets in the EC: a Challenge for the Swiss Financial Community and Swiss Monetary Policy*, European Free Trade Association, Genf
- Hauser, Heinz, Brodke, Sven, 1991, *EWR-Vertrag, EG-Beitritt, Alleingang – Wirtschaftliche Konsequenzen für die Schweiz*, Kurzfassung des Gutachtens zuhanden des Bundesrates, mimeo, St. Gallen.
- Hauser, Heinz, Ziegler, Stefan, 1991, *Integration der europäischen Kapitalmärkte: Konsequenzen für die schweizerische Geldpolitik*, mimeo, St. Gallen
- Helpman, Elhanan, Krugman, Paul R., 1985, *Market structure and foreign trade: increasing returns, imperfect competition and the international economy*, MIT Press, Cambridge
- Heri, Erwin W., 1989, *Expansion der Finanzmärkte: Ursachen, Konsequenzen, Perspektiven*, KYKLOS, 42, 1, S. 17–37
- Hoffmann, Diether, 1990, *Banken- und Börsenrecht der EWG*, Baden-Baden
- International Monetary Fund, 1991, *EFTA Likely to Gain from Integrated Europe*, IMF's Occasional Papers series 74, March, S. 66–69
- Jetzer, Rolf P., Zindel, Gaudenz G., 1991, *EG-Fusionskontrollverordnung*, in: *Schweizerische Juristenzeitung*, S. 217ff.
- Knöpfel, Carlo, 1988, *Der Einfluss der politischen Stabilität auf die internationale Wettbewerbsfähigkeit der Schweiz*, Grüesch
- Krugman, Paul, 1988, *EFTA and 1992*, Occasional Paper No. 23, European Free Trade Association, Genf
- Mayer, Colin, 1988, *New Issues in Corporate Finance*, *European Economic Review*, 38, S. 1167–1189
- Molle, Willem, 1990, *The Economics of European Integration*, Aldershot
- Mueller, Dennis C., 1989, *Public Choice II*, Cambridge University Press
- Nobel, Peter, 1988, *Das EG-Binnenmarktprogramm und Weiterentwicklung des schweizerischen Gesellschaftsrechts*, in: *Aussenwirtschaft*, S. 423ff.
- Norman, Victor, 1989, *EFTA and the internal European market*, *Economic Policy*, October, S. 424–465
- Olson, Mancur, 1965, *The Logic of Collective Action*, Cambridge, Mass.
- Oppermann, Thomas, 1991, *Europarecht*, München
- Pagano, Marco, Roell, Ailsa, 1990, *Trading systems in European stock exchanges: current performance and policy options*, *Economic Policy*, 10, S. 65–115
- Price Waterhouse, 1988a, *The «Cost of Non-Europe» in Financial Services*, *Research on the «Cost of Non-Europe» – Basic Findings*, Vol. 9, Commission of the European Communities, Luxembourg
- , 1988b, *Selected Financial Centres*, Summary of Banking and Tax Regulations, Canada

<sup>53</sup> Thürer, 1990, S. 97.

<sup>54</sup> Der EWR-Gerichtshof soll funktionell in den Europäischen Gerichtshof (EuGH) integriert werden, das Plenum sich aus fünf Richtern des EuGH und drei Richtern aus EFTA-Staaten zusammensetzen. Spinner, 1991, S. 241.

<sup>55</sup> Hauser, Brodke, 1991, S. 55; Informationsbericht des Bundesrates über die Stellung der Schweiz im Europäischen Integrationsprozess vom 26.11.1990, Ziff. 23.

- Smith, Alasdair, Venables, Anthony J., 1988, Completing the Internal Market in the European Community – Some Industry Simulations, *European Economic Review*, 32, S. 1501–1525
- Solnik, Bruno, 1989, *International Investments*, Addison-Wesley
- Spinner, Bruno, 1991, *Europäischer Wirtschaftsraum (EWR): Verhandlungsentwicklung bis Mitte Juni 1991*. *Schweizerische Juristenzeitung* 14, S. 237–243.
- Swoboda, Alexander K., 1990, *Swiss Banking After 1992*, in: J. Dermine (ed.), *European Banking in the 1990s*, Oxford, S. 335–353
- Thürer, Daniel, 1990, *Auf dem Wege zu einem Europäischen Wirtschaftsraum?* *Schweizerische Juristenzeitung* 6, S. 93–101
- Zimmermann, Heinz, Bill, Markus, Dubacher, René, 1989, *Finanzmarkt Schweiz: Strukturen Im Wandel*, Zürcher Kantonalbank, Zürich
- Zuberbühler, Daniel, 1989, *Bankenreziprozität – Politik der EBK*, in: *Liberalization and Regulatory Reform in the Field of Banking Services In Europe: The Swiss Consumer's Point of View*, Centre d'études juridiques européennes, Genève, juin 1989, Zürich.

## Die Entwicklung der schweizerischen Zahlungsbilanz im Jahre 1990

In der Zahlungsbilanz sind die wirtschaftlichen Transaktionen der Schweiz mit dem Ausland zusammengefasst. Die Ertragsbilanz enthält die Güter-, Dienstleistungs- und Einkommensströme sowie die unentgeltlichen Übertragungen. Die finanziellen Transaktionen erscheinen in der Kapitalverkehrsbilanz.

Der Ertragsbilanzüberschuss nahm im Jahre 1990 um 0,5 Mrd. auf 12 Mrd. Franken zu, da sich das Defizit im Warenverkehr verringerte. Diese Entwicklung war im wesentlichen die Folge der Höherbewertung des Schweizer Frankens. Dadurch ermässigten sich die nominalen Importwerte in Franken.

**Tabelle 1: Schweizerische Zahlungsbilanz<sup>1</sup> in Mrd. Franken\***

	1985	1986	1987	1988	1989 <sup>r</sup>	1990 <sup>p</sup>
<b>I. Ertragsbilanz (Saldo)</b>						
Warenverkehr	-8,7	-7,4	-8,5	-8,9	-11,7	-9,5
Dienstleistungen	9,7	10,1	10,6	10,1	11,1	11,1
Arbeits- und Kapitaleinkommen	13,4	11,6	11,4	14,5	14,8	13,7
Unentgeltliche Übertragungen	-2,0	-2,0	-2,2	-2,5	-2,8	-3,3
Saldo der Ertragsbilanz	12,4	12,3	11,3	13,2	11,5	12,0
<b>II. Kapitalverkehr (ohne Nationalbank)</b>						
<i>1. Schweizerische Anlagen im Ausland</i>	-52,3	-40,4	-47,3	-44,2	-51,4	-47,0
Direktinvestitionen	-11,2	-2,6	-1,9	-12,7	-12,8	-8,9
Portfolioinvestitionen	-16,1	-13,6	-9,5	-20,2	-15,4	3,9
Geschäftsbanken: Kredite ans Ausland	-18,1	-19,5	-25,6	-0,4	11,2	-8,3
Übriger langfristiger Kapitalexport	-2,0	-0,8	-2,1	-2,9	-3,4	-1,9
Übriger kurzfristiger Kapitalexport	-4,9	-3,9	-8,2	-7,8	-31,0	-31,8
<i>2. Ausländische Anlagen in der Schweiz</i>	34,4	34,8	35,2	22,6	38,9	33,9
Direktinvestitionen	2,6	3,2	3,0	0,1	3,7	6,2
Portfolioinvestitionen	13,3	16,1	6,9	9,4	10,4	-0,4
Geschäftsbanken: Kredite aus dem Ausland	12,2	9,3	20,0	4,9	13,6	16,7
Übriger langfristiger Kapitalimport	1,3	3,3	1,0	1,6	3,8	0,9
Übriger kurzfristiger Kapitalimport	5,0	2,8	4,2	6,7	7,5	10,4
<i>3. Saldo des Edelmetallverkehrs</i>	2,5	-4,0	-1,9	-0,3	1,7	-2,3
Saldo des Kapitalverkehrs	-15,4	-9,6	-14,0	-21,8	-10,8	-15,5
<b>III. Veränderung des Nettoauslandstatus der Nationalbank</b>	0,8	1,8	-1,1	1,5	-3,7	2,2
<b>IV. Gegenbuchung zu den Wertveränderungen auf dem Nettoauslandstatus der Nationalbank</b>	-3,6	-3,7	-3,5	2,0	1,4	-4,0
<b>V. Saldo der nicht erfassten Transaktionen und statistischen Fehler</b>	5,9	-0,8	7,4	5,1	1,6	5,2

**Anmerkungen:**

<sup>1</sup> Ein Minuszeichen in der Ertragsbilanz bedeutet einen Überschuss der Importe über die Exporte, in der Kapitalverkehrsbilanz einen Kapitalexport.

Beim Auslandstatus der Nationalbank bedeutet das Minuszeichen eine Zunahme der Guthaben.

\* Differenzen in den Summen durch das Runden der Zahlen

<sup>r</sup> revidiert

<sup>p</sup> provisorisch

Die Kapitalexporte sowie die -importe schwächten sich gegenüber dem Vorjahr ab. Zudem flossen Mittel verstärkt in kurzfristige Anlagen. Beeinflusst durch die inverse Zinsstruktur und eine ungewisse Konjunktorentwicklung verkauften die Anleger langfristige Wertpapiere von Emittenten im Ausland. Obschon noch keine definitiven Werte über das schweizerische Vermögen im Ausland vorliegen, muss man aufgrund von Wertverlusten auf Wertschriften davon ausgehen, dass das Auslandvermögen im Jahre 1990 auf dem Vorjahresniveau verharrte.

### Ertragsbilanz

Die Einnahmen und Ausgaben der Ertragsbilanz stiegen im Jahre 1990 nur noch um 5%, nachdem sie im Vorjahr um über 15% zugenommen hatten.

Die Exportwerte des Spezialhandels (gemäss Index I: inklusive Edelmetalle, Edel- und Schmucksteine, Kunstgegenstände und Antiquitäten) nahmen um 4,7% (1989: 13,8%) zu, während sich das Wachstum der Importe auf 1,5% (15,5%) verringerte. Wie im Vorjahr wurde auch 1990 bedeutend mehr elektrische Energie (+ 28,7%) im Ausland bezogen. Das Defizit im Warenverkehr (Spezialhandel, elektrische Energie, übriger Warenverkehr) ging gegenüber dem Vorjahr um 2,2 Mrd. auf 9,5 Mrd. Franken zurück.

Das Wachstum der Dienstleistungsexporte fiel auf 2,0%, nachdem die Zunahme im Vorjahr noch 9,3% betragen hatte. Schwächer als im Vorjahr nahmen die Fremdenverkehrseinnahmen zu (3,1%). Die Erlöse aus dem Gütertransport und der Telekommunikation sowie die Kommissions-einnahmen der Banken waren rückläufig. Im Vor-

**Tabelle 2: Einnahmen und Ausgaben der Ertragsbilanz in Mrd. Franken<sup>1</sup> und prozentuale Veränderung gegenüber dem Vorjahr**

Komponenten	1989 <sup>r</sup>			1990 <sup>P</sup>			%Veränderung zum Vorjahr	
	Einnahmen	Ausgaben	Saldo	Einnahmen	Ausgaben	Saldo	+	-
<b>A. Warenverkehr</b>	<b>87,0</b>	<b>98,7</b>	<b>-11,7</b>	<b>91,1</b>	<b>100,6</b>	<b>-9,5</b>	<b>4,7</b>	<b>2,0</b>
1. Spezialhandel	84,3	95,2	-10,9	88,3	96,6	-8,4	4,7	1,5
2. Übriger Warenverkehr	1,5	2,6	-1,1	1,5	3,0	-1,5	1,5	12,9
3. Elektrische Energie	1,2	0,8	0,4	1,3	1,1	0,3	8,9	28,7
<b>B. Dienstleistungen</b>	<b>23,5</b>	<b>12,4</b>	<b>11,1</b>	<b>24,0</b>	<b>12,9</b>	<b>11,1</b>	<b>2,0</b>	<b>4,0</b>
4. Fremdenverkehr	11,5	9,5	2,0	11,9	9,9	1,9	3,1	3,9
5. Privatversicherungen	1,2	0,0	1,2	1,5	0,0	1,5	18,6	7,7
6. Transithandelsgeschäfte	1,0	0,0	1,0	1,0	0,0	1,0	3,1	-
7. Gütertransporte	0,7	0,1	0,7	0,7	0,0	0,7	-0,8	-10,2
8. Post- und Fernmeldeverkehr	0,6	0,7	-0,1	0,5	0,7	-0,2	-9,8	-0,1
9. Sonstige Dienstleistungen	8,5	2,1	6,4	8,4	2,3	6,2	-0,9	6,3
<b>C. Arbeits- und Kapitaleinkommen</b>	<b>39,6</b>	<b>24,8</b>	<b>14,8</b>	<b>42,5</b>	<b>28,8</b>	<b>13,7</b>	<b>7,3</b>	<b>16,2</b>
10. Arbeitseinkommen	1,0	7,0	-5,9	1,1	8,0	-6,9	5,5	14,4
11. Kapitalerträge	38,5	17,8	20,8	41,4	20,8	20,6	7,4	16,9
<b>Aussenbeitrag zum BSP (A + B + C)</b>	<b>150,1</b>	<b>135,8</b>	<b>14,2</b>	<b>157,6</b>	<b>142,3</b>	<b>15,2</b>	<b>5,0</b>	<b>4,8</b>
<b>D. Unentgeltliche Übertragungen</b>	<b>3,1</b>	<b>5,9</b>	<b>-2,8</b>	<b>3,3</b>	<b>6,5</b>	<b>-3,3</b>	<b>4,2</b>	<b>11,0</b>
12. Private	0,4	3,1	-2,7	0,4	3,4	-3,0	0,1	10,1
13. Sozialversicherungen	0,9	1,7	-0,7	1,1	1,8	-0,8	12,8	10,3
14. Staat	1,8	1,1	0,7	1,8	1,3	0,5	0,7	14,7
<b>Total (A + B + C + D)</b>	<b>153,2</b>	<b>141,7</b>	<b>11,5</b>	<b>160,8</b>	<b>148,9</b>	<b>12,0</b>	<b>5,0</b>	<b>5,0</b>

<sup>1</sup> Differenzen in den Summen durch das Runden der Zahlen

<sup>r</sup> revidiert

<sup>P</sup> provisorisch



jahr konnten die Banken ihre Kommissionseinnahmen noch kräftig steigern. Das Wachstum der Dienstleistungsimporte fiel von 8,8% im Jahre 1989 auf 4,0% im Jahre 1990. Insbesondere verlangsamte sich die Zunahme der Fremdenverkehrsausgaben. Der Aktivsaldo aus dem Dienstleistungsverkehr erreichte insgesamt das Vorjahresniveau.

Die Zins- und Dividendeneinnahmen auf den schweizerischen Auslandguthaben stiegen dank höherer Zinssätze und Renditen um 7,4% auf 41,4 Mrd. Franken. Die Nichtbanken konnten ihre Erträge aus kurzfristigen Geldmarktanlagen stark steigern. Dagegen fiel der Überschuss der Banken aus dem Zinsdifferenzgeschäft aufgrund ihrer hohen Nettokapitalimporte geringer als im Vorjahr aus. Rückläufige Unternehmensgewinne und wechselkursbedingte Einbussen drückten die Erträge aus Direktinvestitionen unter das Niveau des Vorjahres. Der Aktivsaldo der Kapitalerträge stagnierte mit 20,6 Mrd. Franken auf dem Vorjahresniveau.

Die an ausländische Grenzgänger bezahlten Arbeitseinkommen stiegen erneut um eine Milliarde auf 8 Mrd. Franken, da der Zustrom ausländischer Arbeitskräfte im Jahre 1990 anhielt. Die in der Schweiz ansässigen ausländischen Arbeitskräfte erhöhten ihre Übertragungen ans Ausland um 0,3 Mrd. auf 2,9 Mrd. Franken. Auch die Übertragungen des Staates (Entwicklungshilfe) und der Sozialversicherungen nahmen mit 10,7% (1989: 7,7%) kräftig zu.

### **Kapitalverkehr**

Die Kapitalexporte und -importe gingen im Jahre 1990 gegenüber dem Vorjahr um je rund 5 Mrd. Franken zurück. Dabei kam es zu einer Verschiebung von den lang- zu den kurzfristigen Kapitalbewegungen. Kurzfristige Frankenanlagen erzielten im Jahre 1990 höhere Renditen als entsprechende Anlagen in D-Mark und US-Dollars. Die Geldmarktsätze übertrafen zudem die langfristigen Frankenrenditen deutlich. Die kurzfristigen Kapitalexporte stiegen im Jahre 1990 um 21,6 Mrd. auf 40 Mrd. Franken. Die kurzfristigen Kapitalimporte aus dem Ausland erhöhten sich um 9,5 auf 32,6 Mrd. Franken. Der grösste Teil der kurz-

fristigen Kapitalexporte stammte von Nichtbanken, während die Kapitalimporte vorwiegend vom Bankensektor ausgingen.

Die langfristigen Kapitalexporte und -importe verminderten sich stark. Die schweizerischen Anleger verkauften für 3,9 Mrd. Franken Wertpapiere von Emittenten im Ausland, nachdem sie im Vorjahr noch Wertpapiere im Werte von 15,4 Mrd. Franken gekauft hatten. Die ausländischen Anleger veräusserten Titel schweizerischer Emittenten im Umfang von 0,4 Mrd. Franken. Im Jahre 1989 hatten sie noch entsprechende Wertpapiere im Wert von 10,4 Mrd. Franken erworben.

Die schweizerischen Banken steigerten ihre Kapitalexporte in Form von langfristigen Krediten an ausländische Nichtbanken von 2,9 Mrd. im Jahre 1989 auf 5,6 Mrd. Franken im Jahre 1990, obwohl die bei der Exportrisikogarantie versicherten Geschäfte rückläufig waren und auch weltweit das Bankkreditgeschäft schrumpfte.

Im Bereich der Direktinvestitionen setzte sich die dynamische Entwicklung fort. Die schweizerischen Kapitalexporte für Direktinvestitionen im Ausland betragen 8,9 Mrd. Franken gegenüber 12,8 Mrd. Franken im Vorjahr. Da einige Grossübernahmen in den USA durch Beanspruchung des dortigen Kapitalmarktes und nicht durch schweizerische Kapitalexporte finanziert wurden, unterschätzt die Zahlungsbilanz die effektive Übernahmetätigkeit der schweizerischen Unternehmen im Ausland im Jahre 1990. Die ausländischen Direktinvestitionen in der Schweiz stiegen wegen einer amerikanischen Grossübernahme von 3,7 Mrd. im Vorjahr auf 6,2 Mrd. Franken im Jahre 1990.

### **Restposten**

Der Saldo der nicht erfassten Transaktionen und der statistischen Fehler (Restposten) stieg von 1,6 Mrd. 1989 auf 5,2 Mrd. Franken 1990. Diese Erhöhung hängt zum Teil mit dem provisorischen Charakter des Ergebnisses für 1990 zusammen; zum Zeitpunkt der Veröffentlichung liegen jeweils noch nicht alle zu verbuchenden Daten vor. Im Jahre 1990 erschwerten zudem die starken Kurschwankungen an den Börsen die Berechnung

der Portfolioinvestitionen. Damit können sich auch Schätzfehler bei der Ermittlung der Kapitalflüsse im Restposten niederschlagen. Im Mittel der letzten 6 Jahre betrug der absolute Wert des Restpostens 4,4 Mrd. Franken oder 2,4% des erfassten Transaktionsvolumens, wobei diese Position grossen Schwankungen unterliegt. Sie war

meistens positiv. Dies weist auf nicht erfasste Ertragsbilanzeinnahmen und Kapitalimporte hin.

Ein ausführlicher Bericht über die schweizerische Zahlungsbilanz im Jahre 1990 wird Ende September als Beilage zum Monatsbericht der Nationalbank erscheinen.

## La balance suisse des paiements en 1990

La balance des paiements recense l'ensemble des opérations à caractère économique qui sont passées avec l'étranger. Les échanges de biens et de services, les revenus de facteurs et les transferts sans contrepartie constituent la balance des transactions courantes, alors que les transactions à caractère financier sont groupées dans la balance des capitaux.

Le solde actif de la balance des transactions courantes a augmenté de 11,5 milliards de francs en 1989 à 12 milliards en 1990, grâce à la réduction du déficit des échanges de marchandises. Cette évolution s'explique principalement par la revalorisation du franc, qui s'est traduite par une diminution de la valeur des importations.

**Tableau 1: La balance suisse des paiements en milliards de francs<sup>1\*</sup>**

	1985	1986	1987	1988	1989 <sup>r</sup>	1990 <sup>p</sup>
<b>I. Transactions courantes (soldes)</b>						
Marchandises	-8,7	-7,4	-8,5	-8,9	-11,7	-9,5
Services	9,7	10,1	10,6	10,1	11,1	11,1
Revenus de facteurs	13,4	11,6	11,4	14,5	14,8	13,7
Transferts sans contrepartie	-2,0	-2,0	-2,2	-2,5	-2,8	-3,3
<i>Solde des transactions courantes</i>	12,4	12,3	11,3	13,2	11,5	12,0
<b>II. Mouvements de capitaux (sans la Banque nationale)</b>						
1. <i>Placements suisses à l'étranger</i>	-52,3	-40,4	-47,3	-44,2	-51,4	-47,0
Investissements directs	-11,2	-2,6	-1,9	-12,7	-12,8	-8,9
Investissements de portefeuille	-16,1	-13,6	-9,5	-20,2	-15,4	3,9
Exportations de capitaux des banques commerciales	-18,1	-19,5	-25,6	-0,4	11,2	-8,3
Autres exportations de capitaux à long terme	-2,0	-0,8	-2,1	-2,9	-3,4	-1,9
Autres exportations de capitaux à court terme	-4,9	-3,9	-8,2	-7,8	-31,0	-31,8
2. <i>Placements étrangers en Suisse</i>	34,4	34,8	35,2	22,6	38,9	33,9
Investissements directs	2,6	3,2	3,0	0,1	3,7	6,2
Investissements de portefeuille	13,3	16,1	6,9	9,4	10,4	-0,4
Importations de capitaux des banques commerciales	12,2	9,3	20,0	4,9	13,6	16,7
Autres importations de capitaux à long terme	1,3	3,3	1,0	1,6	3,8	0,9
Autres importations de capitaux à court terme	5,0	2,8	4,2	6,7	7,5	10,4
3. <i>Solde des transactions sur métaux précieux</i>	2,5	-4,0	-1,9	-0,3	1,7	-2,3
<i>Solde des mouvements de capitaux</i>	-15,4	-9,6	-14,0	-21,8	-10,8	-15,5
<b>III. Variation de la position extérieure nette de la Banque nationale</b>	0,8	1,8	-1,1	1,5	-3,7	2,2
<b>IV. Compensation pour les ajustements de valeur sur la position extérieure nette de la Banque nationale</b>	-3,6	-3,7	-3,5	2,0	1,4	-4,0
<b>V. Erreurs et omissions</b>	5,9	-0,8	7,4	5,1	1,6	5,2

Remarques:

<sup>1</sup> Le signe moins(-) signifie un excédent des importations sur les exportations dans les transactions courantes, et une exportation de capitaux, dans les mouvements de capitaux.

Pour la position extérieure de la Banque nationale, il signifie une augmentation des avoirs.

\* Les différences dans les totaux viennent du fait que les chiffres ont été arrondis.

<sup>r</sup> Chiffres révisés

<sup>p</sup> Chiffres provisoires

Dans les mouvements de capitaux, les exportations et les importations ont fléchi. En outre, les placements à court terme ont drainé un volume accru de fonds. La structure inverse des taux d'intérêt et l'évolution conjoncturelle incertaine ont incité les investisseurs à vendre des papiers-valeurs à long terme émis par des non-résidents. Compte tenu de la dépréciation des titres, les avoirs suisses à l'étranger, dont le montant définitif n'est pas encore connu, n'ont probablement pas augmenté d'une année à l'autre.

### Balance des transactions courantes

Les recettes et les dépenses comptabilisées dans la balance des transactions courantes ont augmenté de 5% en 1990, contre plus de 15% l'année précédente. Dans le commerce spécial (selon l'indice I, donc y compris les métaux précieux, les pierres gemmes, les objets d'art et les antiqui-

tés), la croissance des exportations a passé de 13,8% en 1989 à 4,7% l'année suivante, et celle des importations, de 15,5% à 1,5%. Les achats d'énergie électrique à l'étranger ont enregistré une nouvelle expansion de 28,7%. D'une année à l'autre, le déficit des échanges de marchandises (commerce spécial, énergie électrique et autres postes) a diminué de 2,2 milliards de francs pour s'inscrire à 9,5 milliards.

Les rentrées de la Suisse au titre des services se sont accrues de 2%, contre 9,3% l'année précédente. Dans le domaine du tourisme, elles n'ont progressé plus que de 3,1%. Les recettes tirées du transport de marchandises et des télécommunications ont fléchi, à l'instar des commissions encaissées par les banques, commissions qui avaient enregistré une hausse vigoureuse en 1989. Pour l'ensemble des services, les dépenses ont augmenté de 4%, contre 8,8% en 1989. L'expansion des dépenses touristiques

**Tableau 2: Recettes et dépenses de la balance des transactions courantes, en milliards de francs<sup>1</sup>**

Composantes	1989 <sup>r</sup>			1990 <sup>p</sup>			variation en % <sup>2</sup>	
	Recettes	Dépenses	Solde	Recettes	Dépenses	Solde	+	-
<b>A. Marchandises</b>	<b>87,0</b>	<b>98,7</b>	<b>-11,7</b>	<b>91,1</b>	<b>100,6</b>	<b>-9,5</b>	<b>4,7</b>	<b>2,0</b>
1. Commerce spécial	84,3	95,2	-10,9	88,3	96,6	-8,4	4,7	1,5
2. Autres postes	1,5	2,6	-1,1	1,5	3,0	-1,5	1,5	12,9
3. Energie électrique	1,2	0,8	0,4	1,3	1,1	0,3	8,9	28,7
<b>B. Services</b>	<b>23,5</b>	<b>12,4</b>	<b>11,1</b>	<b>24,0</b>	<b>12,9</b>	<b>11,1</b>	<b>2,0</b>	<b>4,0</b>
4. Tourisme	11,5	9,5	2,0	11,9	9,9	1,9	3,1	3,9
5. Assurances privées	1,2	0,0	1,2	1,5	0,0	1,5	18,6	7,7
6. Opérations de commerce en transit	1,0	0,0	1,0	1,0	0,0	1,0	3,1	-
7. Transport de marchandises	0,7	0,1	0,7	0,7	0,0	0,7	-0,8	-10,2
8. Postes et télécommunications	0,6	0,7	-0,1	0,5	0,7	-0,2	-9,8	-0,1
9. Autres services	8,5	2,1	6,4	8,4	2,3	6,2	-0,9	6,3
<b>C. Revenus de facteurs</b>	<b>39,6</b>	<b>24,8</b>	<b>14,8</b>	<b>42,5</b>	<b>28,8</b>	<b>13,7</b>	<b>7,3</b>	<b>16,2</b>
10. Revenus du travail	1,0	7,0	-5,9	1,1	8,0	-6,9	5,5	14,4
11. Revenus de capitaux	38,5	17,8	20,8	41,4	20,8	20,6	7,4	16,9
<b>Contribution de l'extérieur au PNB (A + B + C)</b>	<b>150,1</b>	<b>135,8</b>	<b>14,2</b>	<b>157,6</b>	<b>142,3</b>	<b>15,2</b>	<b>5,0</b>	<b>4,8</b>
<b>D. Transferts sans contrepartie</b>	<b>3,1</b>	<b>5,9</b>	<b>-2,8</b>	<b>3,3</b>	<b>6,5</b>	<b>-3,3</b>	<b>4,2</b>	<b>11,0</b>
12. Transferts privés	0,4	3,1	-2,7	0,4	3,4	-3,0	0,1	10,1
13. Assurances sociales	0,9	1,7	-0,7	1,1	1,8	-0,8	12,8	10,3
14. Transferts de l'Etat	1,8	1,1	0,7	1,8	1,3	0,5	0,7	14,7
<b>Total (A + B + C + D)</b>	<b>153,2</b>	<b>141,7</b>	<b>11,5</b>	<b>160,8</b>	<b>148,9</b>	<b>12,0</b>	<b>5,0</b>	<b>5,0</b>

<sup>1</sup> Les différences dans les totaux viennent du fait que les chiffres ont été arrondis.

<sup>2</sup> Par rapport à l'année précédente.

<sup>r</sup> Chiffres révisés

<sup>p</sup> Chiffres provisoires

notamment s'est ralentie. Le solde actif des échanges de services est resté inchangé d'une année à l'autre.

Grâce à la hausse des taux d'intérêt et des rendements, les revenus découlant des avoirs suisses à l'étranger ont progressé de 7,4% pour atteindre 41,4 milliards de francs. Le secteur non bancaire a tiré des revenus fortement accrus de ses placements à court terme sur les marchés monétaires. Par contre, les banques ayant été une fois encore importatrices nettes de capitaux pour un montant substantiel, l'excédent de leurs opérations sur différence d'intérêts a diminué. Les rentrées découlant des investissements directs n'ont pas atteint les chiffres de 1989, à cause de la baisse des bénéfiques des entreprises et de l'évolution des cours de change. Le solde actif des revenus de capitaux s'est inscrit à 20,6 milliards de francs, soit approximativement à son niveau de l'année précédente.

L'effectif de la main-d'œuvre étrangère ayant continué à augmenter, les salaires versés aux frontaliers étrangers se sont accrus de 1 milliard pour atteindre 8 milliards de francs. Les travailleurs étrangers établis en Suisse ont transféré vers leurs pays d'origine 2,9 milliards de francs, contre 2,6 milliards en 1989. Dans les transferts de l'Etat (aide au développement) et ceux des assurances sociales, les sorties ont enregistré elles aussi une vive expansion (10,7%, contre 7,7% en 1989).

### **Mouvements de capitaux**

Dans les mouvements de capitaux, tant les exportations que les importations ont été inférieures d'environ 5 milliards de francs aux chiffres de 1989. La part des flux à court terme a augmenté. Les placements en francs à court terme étaient mieux rémunérés que les placements équivalents en marks allemands et en dollars des Etats-Unis. En outre, les taux du marché monétaire étaient nettement supérieurs aux rendements des placements à long terme en francs. Les exportations de capitaux à court terme ont atteint 40 milliards de francs, soit un montant dépassant de 21,6 milliards celui de 1989. Quant aux importations de capitaux à court terme, elles ont passé

de 23,1 milliards à 32,6 milliards de francs. Les exportations de capitaux à court terme ont été effectuées en majeure partie par le secteur non bancaire, tandis que les banques ont été les principales importatrices de capitaux.

Tant les exportations que les importations de capitaux à long terme ont subi une forte décélération. Les résidents, qui avaient placé 15,4 milliards de francs en titres étrangers en 1989, ont vendu en 1990 de tels titres pour 3,9 milliards de francs. Quant aux non-résidents, ils ont cédé des titres suisses pour 0,4 milliard de francs, alors qu'ils en avaient acheté pour 10,4 milliards l'année précédente.

Les crédits à long terme, accordés par des banques suisses à des non-résidents du secteur non bancaire, ont engendré une exportation de capitaux de 5,6 milliards de francs, contre 2,9 milliards l'année précédente. Cette progression contraste avec la diminution des opérations couvertes par la garantie contre les risques à l'exportation, mais aussi avec le recul que les crédits bancaires ont enregistré sur le plan international.

Les investissements directs ont continué de faire preuve de dynamisme. Dans ce domaine, les exportations de capitaux se sont inscrites à 8,9 milliards de francs, contre 12,8 milliards en 1989. Les entreprises suisses ayant financé de grosses acquisitions aux Etats-Unis à l'aide de fonds empruntés sur le marché américain et non par des capitaux exportés de Suisse, seule une partie de leurs achats de sociétés apparaît dans la balance des paiements de 1990. Quant aux investissements directs qui ont été effectués en Suisse par des non-résidents, ils ont augmenté, passant de 3,7 milliards de francs en 1989 à 6,2 milliards l'année suivante. Leur expansion s'explique par une importante acquisition américaine.

### **Erreurs et omissions**

Le solde du poste «Erreurs et omissions» a augmenté de 1,6 milliard de francs en 1989 à 5,2 milliards l'année suivante. Cet accroissement est dû en partie au caractère provisoire des chiffres pour 1990; toutes les données qui doivent être

comptabilisées ne sont en effet pas encore disponibles au moment de la publication du rapport. En outre, les cours des titres ont été soumis en 1990 à de fortes fluctuations, ce qui a compliqué le calcul de la valeur des investissements de portefeuille. Les erreurs éventuellement commises dans l'estimation des flux de capitaux peuvent également se répercuter sur le poste «Erreurs et omissions». En moyenne des six dernières années, ce poste a enregistré, en valeur absolue, un solde de 4,4 milliards de francs, soit 2,4% du total

des transactions comptabilisées. Il fluctue fortement, mais son solde a été, à une exception près, toujours positif, ce qui signifie que des recettes de la balance des transactions courantes et des importations de capitaux n'ont pas été prises en compte.

Un rapport détaillé sur la balance suisse des paiements en 1990 paraîtra, à fin septembre, en annexe au Bulletin mensuel de la Banque nationale suisse.

## Geld- und währungspolitische Chronik Chronique monétaire

---

### **Erhöhung des Diskontsatzes**

Mit Wirkung ab 16. August 1991 erhöhte die Schweizerische Nationalbank in Abstimmung mit ähnlichen Massnahmen anderer Notenbanken den Diskontsatz um einen Prozentpunkt auf sieben Prozent. Die Nationalbank passte den Diskontsatz damit an die Zinssituation am Geldmarkt an.

### **Aufhebung der Kapitalexport-Beschränkungen nach Südafrika**

Die Nationalbank hob im Einvernehmen mit den zuständigen Departementen des Bundes am 11. Juli 1991 die für Südafrika geltenden Kapitalexport-Beschränkungen auf. Damit entfiel die seit 1980 geltende Plafonierung der Neugeld-Aufnahmen Südafrikas am schweizerischen Kapitalmarkt (300 Mio. Franken im Jahr) und die Verpflichtung der Banken, für Bankkredite zugunsten Südafrikas eine individuelle Bewilligung bei der Nationalbank einzuholen.

### **Währungshilfekredite an die Tschechoslowakei und Ungarn**

Gestützt auf den Bundesbeschluss über die Mitwirkung der Schweiz an internationalen Währungsmassnahmen gewährte die Schweiz der Tschechoslowakei und Ungarn im September 1991 je einen mittelfristigen Kredit in Höhe von 40 bzw. 30 Mio. Dollar. Beide Kredite werden von der Nationalbank finanziert und sind mit einer Garantie des Bundes versehen.

### **Hausse du taux de l'escompte**

La Banque nationale suisse a porté son taux de l'escompte de 6% à 7%, avec effet au 16 août 1991. Par cette décision qui a été prise en corrélation avec des mesures analogues d'autres banques centrales, elle a adapté le taux de l'escompte au niveau des rémunérations servies sur le marché monétaire.

### **Exportations de capitaux vers l'Afrique du Sud – Abrogation des limitations**

En accord avec les départements fédéraux intéressés, la Banque nationale a abrogé, le 11 juillet 1991, les dispositions limitant les exportations de capitaux vers l'Afrique du Sud. Elle a ainsi supprimé le plafond qui, depuis 1980, limitait à 300 millions de francs par année les recueils d'argent frais sur le marché suisse des capitaux pour le compte de débiteurs sud-africains et l'obligation, pour les banques, de demander une autorisation individuelle à l'institut d'émission avant d'accorder des crédits à des débiteurs de ce pays.

### **Crédits monétaires en faveur de la Tchécoslovaquie et de la Hongrie**

En septembre 1991, la Suisse a accordé des crédits à moyen terme à la Tchécoslovaquie (40 millions de dollars) et à la Hongrie (30 millions). Ces deux crédits, qui reposent sur l'arrêté fédéral sur la collaboration de la Suisse à des mesures monétaires internationales, sont financés par la Banque nationale et assortis d'une garantie de la Confédération.

