

Ref

Penningmarknad, räntebildning och valutaflöden

Bilaga 14 till LU87

Ur KB:s samlingar

Digitaliserad år 2015

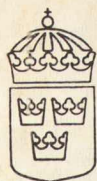


National Library
of Sweden

Ref

Penningmarknad, räntebildning och valutaflöden

Bilaga 14 till LU87



Penningmarknad, räntebild- ning och valutaflöden

Peter Englund
Lars Hörngren
Staffan Viotti
Anders Vredin

Långtidsutredningen 1987

Förord

LÅNG
TIDS
UTRED-
NINGEN
'87

Långtidsutredningen 1987 utarbetas inom finansdepartementets långsiktshetenhet. I samband med utredningen har ett antal specialstudier genomförts. Huvuddelen av dessa publiceras som bilagor till utredningens huvudrapport.

Föreliggande bilaga har utarbetats av Peter Englund, Lars Hörngren, Staffan Viotti och Anders Vredin, Institutet för internationell ekonomi resp. Handelshögskolan i Stockholm. I bilagan redogörs för olika studier och modeller rörande penningmarknaden. Vidare diskuteras penningpolitikens effekter och möjligheter mot bakgrund av bl. a. en analys av den svenska räntenivåns beroende av utlandsräntorna.

Ansvar för långtidsutredningens bilagor och för de bedömningar de innehåller vilar på respektive författare. Av den kommande huvudrapporten framgår hur bilagorna använts i utredningens arbete.

Stockholm i februari 1987.

Lars Mathlein
Planeringschef

Lars Heikensten
Departementsråd

Innehåll

1	<i>Finansstatistiken och det finansiella systemet</i>	7
1.1	Inledning	7
1.2	Den svenska finansstatistiken	8
1.2.1	Realsektorerna	12
1.2.2	Finanssektorn	14
1.3	Makroanalys	16
1.4	Vårt modellperspektiv	18
2	<i>Penningmarknadsmodeller och den penningpolitiska beslutsprocessen</i>	21
2.1	Inledning	21
2.2	Relationen mellan slutliga och intermediära mål	22
2.3	Penningmarknadsmodellens grundstruktur	24
2.4	Hur en penningmarknadsmodell kan utnyttjas	28
2.5	En svensk penningmarknadsmodell	29
2.6	Penningpolitikens verkningssätt	31
2.7	Ekonometrisk studier av den svenska penningmarknaden	33
3	<i>Ränteparitet</i>	43
3.1	Inledning	43
3.2	Paritetsrelationer och ränteberoende	43
3.3	Valutapolitiken och ränteberoendet	46
3.4	Empiriska test av ränteparitet	48
3.5	Slutsatser	50
4	<i>Efterfrågan på utländska värdepapper</i>	51
4.1	Inledning	51
4.2	Dekomponering av valutaflödet	51
4.3	Modell, data och metoder	54
4.4	Regressionsresultat	57
4.5	Slutsatser	59
5	<i>Efterfrågan på pengar</i>	61
5.1	Inledning	61
5.2	Variabeldefinitioner	62
5.3	Specifikationskriterier	64
5.4	Dynamisk specifikation	64

5.5	Förklarande variabler	655
5.6	Penningmängdens komponenter	666
5.7	Strukturell stabilitet	658
5.8	En stabil penningefterfrågefunktion	659
5.9	Slutsatser	771
6	<i>Räntornas löptidsstruktur</i>	713
6.1	Inledning	713
6.2	Teorin för räntornas löptidsstruktur	714
6.3	Penningpolitisk styrning av avkastningskurvan	717
6.4	Löptidsstrukturen på den svenska penningmarknaden	860
6.4.1	Data	860
6.4.2	Terminsräntornas prognosförmåga – några regressionstest	832
6.5	Slutsatser	844
7	<i>Sammanfattning och slutsatser</i>	837
7.1	Inledning	837
7.2	Penningefterfrågan	837
7.3	Ränteberoendet	859
7.4	Avkastningskurvan	900
7.5	Slutkommentar	911
	Litteraturlista	913
	Bilagor till långtidsutredningen LU 87	917

1. Finansstatistiken och det finansiella systemet*

1.1 Inledning

Under 1980-talet har det svenska finansiella systemet undergått dramatiska förändringar. Penningpolitiken, som på 70-talet helt var baserad på regleringar av olika slag, spelar i dag så gott om uteslutande med marknadskonforma medel. Av den stora mängd regleringar som fanns i början av decenniet återstår nu endast valutaregleringen, också den i lindrad form. Parallellt och i samspel med denna utveckling har ett antal nya finansiella marknader vuxit fram och redan existerande som aktiemarknaden har kraftigt aktiverats. Det är uppenbart att det finns ett stort behov av studier och analys av de samhällsekonomiska konsekvenserna av denna utveckling.

Denna rapport redovisar ett antal sådana studier. Det bör emellertid från början göras klart att perspektivet i huvudsak är begränsat till de korta marknaderna, dvs. vad man med ett ord brukar kalla penningmarknaden. Anledningen till detta är framför allt att det är här de penningpolitiska instrumenten direkt verkar. Men eftersom vår ansats är partiell i den meningen att den fokuserar på vissa delar av ekonomin, är det viktigt att visa hur penningmarknaden förhåller sig till det finansiella systemet i stort.

I detta inledningskapitel skall vi därför börja med en allmän presentation av det svenska finansiella systemet med hjälp av offentlig statistik. De siffror som härvid framkommer kan sedan ligga till grund för olika typer av makroanalys. Beroende på vilka syften denna analys har kommer det statistiska materialet att utnyttjas olika. I slutet av kapitlet kommer vi in på det speciella analysperspektiv som karakteriserar resten av denna rapport.

Det finansiella systemet kan sägas ha tre grundläggande uppgifter i en marknadsekonomi. För det första skall det skapa förutsättningar för en effektiv allokering av *sparandet* i ekonomin. Överskottsmedel från sektorer med ett positivt finansiellt sparande skall kanaliseras till sektorer med underskott. För det andra skall det finansiella systemet bidra till en effektiv hantering av *risktagandet*. Institutioner och marknader måste finnas för att individer och företag på ett smidigt sätt ska kunna välja den riskexponering de önskar. För det tredje skall det finansiella systemet se till att effektiva *betalningsmedel* erbjuds. Utan väl fungerande betalningsmedel skulle transaktionerna i en decentraliserad marknadsekonomi bli mycket resurskrävande. För att en byteshushållning skall fungera utan stora kostnader måste sannolikheten för att de slutliga förbrukarna direkt skall råka sammanträffa vara hög. (Jämför det klassiska exemplet med den hungrige skräddaren som måste träffa den frysande bagaren.)

* Denna rapport bygger på arbete som utförts inom ramen för forskningsprojektet Penningpolitik och kreditmarknader i Sverige på Handelshögskolan i Stockholm. Projektet är finansierat av Jan Wallanders stiftelse för samhällsvetenskaplig forskning. Sparbankernas forskningsstiftelse och PK-banken/Postverket har också bidragit med finansiering. Förutom författarna till rapporten har följande personer deltagit i arbetet: Viveka Hirdman, Per Krusell, Marianne Nessén, Anders Warne och Ingrid Werner.

1.2 Den svenska finansstatistiken

Det säger sig självt att i en avancerad ekonomi som den svenska utgör det finansiella systemet ett komplicerat nätverk. Det är därför ingen lätt uppgift att ge en överskådlig, men samtidigt relevant presentation av hur kreditströmmarna går i den svenska ekonomin. Den offentliga statistikern publicerar regelbundet s. k. finansieringsmatriser, vilka är ett försök till sådan översiktlig presentation. I *tabell 1.1* har vi reproducerat en typ av finansieringsmatris, som visar ställningsvärden vid slutet av 1984. Den identifierar elva sektorer eller aggregat av aktörer, nämligen stat, kommuner, socialförsäkringssektorn, riksbank, banker, mellanhandsinstitut, försäkringsinstitut, övriga finansinstitut, icke-finansiella företag, hushåll samt utland. De tre första sektorerna utgör tillsammans den offentliga sektorn (exklusive riksbanken). Banker, mellanhandsinstitut, försäkringsinstitut samt finansbolag, investmentföretag och fondkommissionärsbolag ("övriga finansinstitut") bildar tillsammans med riksbanken den s. k. finanssektorn.

Siffrorna i matrisen visar respektive sektors bruttofordringar och -skulder gentemot övriga sektorer. Raden för hushåll visar t. ex. hushållssektorns skulder till övriga sektorer, medan kolumnen visar dess fordringar. Det framgår bl. a. att ingen siffra är redovisad för hushållens interna skulder och fordringar, medan detta är fallet för övriga sektorer. Det beror naturligtvis på att lån mellan hushåll ("mosterlån") inte registreras i någon statistik. Över huvud är det normalt att en sektor håller *både* fordringar och skulder gentemot andra sektorer. I en ekonomi utan speciella behov av riskhantering och betalningsmedel skulle det finnas endast en typ av tillgång som skulle reglera alla skulder. En enskild aktör skulle antingen vara i enbart borgenärs- eller gäldenärsställning.

I praktiken har vi ett antal finansiella tillgångar som på olika sätt kan användas för riskhantering och för att effektuera betalningar. *Tabell 1.2*, som också är hämtad direkt från den officiella statistiken, visar en annan typ av finansieringsmatris, där försök gjorts att identifiera vilka olika typer av finansiella instrument som förekommer i respektive sektors portföljer. Vi ser från tabellen att ett stort antal instrument förekommer. I och för sig kan det vara möjligt att driva redovisningen av de finansiella instrumenten längre och i statistiken identifiera ett ännu större antal. Frågan är dock om inte en så disaggregerad presentation bara leder till oöverskådlighet. Redan *tabell 1.2* är svår att överblicka, bl. a. därför att det är svårt att se vilka principer som ligger bakom valet av finansiella instrument. För analys syftet är det viktigt att inse att det i grunden är fråga om komplicerade portföljvalsproblem på aggregerad nivå, där respektive sektor väljer den sammansättning av finansiella instrument som bäst passar dess ändamål. För att kunna genomföra en sådan analys måste vi för det första göra klart vilka typiska egenskaper olika instrument har, för det andra försöka begränsa antalet instrument och därmed antalet finansiella marknader så att analysen blir hanterbar. Härvid gäller det att i möjligaste mån föra samma instrument som verkar vara likvärdiga för placerarna, dvs. är nära substitut för varandra. Uppläggningsen av *tabell 1.2* är enligt vår mening inte helt lyckad i dessa avseenden. Vi genomför därför nedan en redovisning med

Tabell 1.1 Finansieringsmatris ställningsvärden per den 31 december år 1984, Mkr (prel.)

Borgenär- sektor	Gäldenär- sektor	Stat	Kom- muner	Soc- förs.	Finans- sektor	Därav		Icke fin ftg	Hus- håll	Ut- land	Oför- delat	Summa			
						Riks- bank	Banker						Mellh.- inst.	För- säkr.	Övr.
Staten	Kommuner	1 012	3 244	70 292	236 698	72 825	90 263	4 538	58 199	10 873	34 746	72 292	133 609	0	551 893
		6 677	860	11 285	29 006	0	11 814	11 349	5 743	100	1 464	835	4 119	20 491	741 737
		0	0	0	45	0	0	0	45	0	0	0	0	0	687
Socialförsäkring	Finanssektor	10 508	29 470	123 872	275 416	982	158 804	13 653	85 199	16 778	185 539	371 379	175 019	68 639	1 240 842
Därav															
Riksbanken		785	183	0	5 184	0	5 108	0	0	76	16 795	38 241	436	61	61 685
Banker		9 046	21 927	12 877	81 313	713	47 629	13 126	6 768	13 077	100 902	249 998	139 464	33 165	648 692
Mellanhandinst.		624	4 482	110 995	161 284	269	88 927	115	69 795	2 178	22 941	11 614	34 285	18 623	364 848
Försäkringsinst.		0	0	0	1 930	0	533	0	1 397	0	1 513	63 812	408	9 702	77 365
Övriga		53	2 878	0	25 705	0	16 607	412	7 239	1 447	44 388	7 714	426	7 088	88 252
Icke-finansiella															
företag		49 662	5 757	28 055	388 265	0	175 352	130 997	34 405	47 511	232 457	14 805	74 754	165 458	959 213
Hushåll		62 878	691	17	358 624	817	145 583	180 194	10 625	21 405	13 348	..	..	0	435 558
Utländ		6 640	87	221	115 268	31 580	62 282	17 475	3 468	463	73 312	..	..	0	195 528
Ofördelat		43 192	17 855	9 897	84 945	65	45 774	14 391	19 139	5 576	56 569	42 817	0	-255 275	0
Summa exkl. aktier		180 569	57 964	243 639	1 488 267	106 269	689 872	372 642	216 778	102 706	598 435	502 128	387 501	0	3 458 503
Börsnoterade aktier		4 010	1 705	7 226	66 894	0	78	0	23 000	43 816	52 880	90 754	15 800	0	239 269
Insats i affärsverk		32 283	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	32 283
Summa tillgångar (+)		216 862	59 669	250 865	1 555 161	106 269	689 950	372 642	239 778	146 522	651 315	592 882	403 301	0	3 730 055
Summa skulder (-)		551 893	74 737	732	1 240 842	61 685	648 692	364 848	77 365	88 252	959 213	435 558	195 528	0	3 458 503
Finansiell															
Formögenhet (=)		-335 031	-15 068	250 133	314 319	44 584	41 258	7 794	162 413	58 270	-307 898	157 324	207 773	0	271 552

Tabell 1.2 FIR-matris. Finansiell balans per den 31 december 1984. Miljoner kronor

Borgenärssektor Finansobjekt och gäldenärsektor	Staten	Kommuner	Social- försäk- ring	Finans- sektorn	Icke- finansiella företag	Hushåll	S:a svenska sektorer	Utländskt	Summa
Monetärt guld				1 168			1 168		1 168
Utländskt				1 543			1 543		1 543
SDR						6 517	6 517		6 517
Allemanssparande									
Sedlar, mynt och banktillgodo- havanden	8 401	20 697	555	62 286	104 207	288 105	484 251	11 751	496 002
Svenska	8 401	20 697	555	8 921	103 599	288 105	430 278	11 751	442 029
Sedlar		183		3 936	4 160	38 241	46 520		46 520
Banktillgodohavanden	8 401	20 514	555	4 985	99 439	249 864	383 758	11 751	395 509
Utländska				53 365	608		53 973		53 973
Bankcertifikat	—	1 271	—	13 363	1 149	—	15 783	1 554	17 337
Övriga certifikat	—	440	257	1 923	2 682	—	5 302	—	5 302
Statsskuld- och skattkamarväxlar	428	1 744	2 546	94 917	16 646	4 500	120 781		120 781
Staten	428	1 744	2 546	74 236	16 646	4 500	100 100		100 100
Utländskt				20 681			20 681		20 681
Obligationer, förlagsbevis m. m.	1 814	2 098	179 895	331 263	23 033	64 761	602 864	153 236	756 100
Staten	584	1 500	66 732	160 817	14 100	61 275	305 008	104 135	409 143
Kommuner	56	119	3 026	1 437	175	75	4 888	3 115	8 003
Finanssektorn	700	335	88 980	152 647	8 092	3 125	253 879	33 913	287 792
Företag	474	57	20 936	12 381	666	286	34 800	12 073	46 873
Utländskt		87	221	3 981	—	—	4 289		4 289
Lån ¹	125 380	13 859	16 152	803 774	210 289	29 666	1 199 120	201 380	1 400 500
Staten	—	—	1 014	1 645	4 000	—	6 659	29 474	36 133
Kommuner	6 621	687	8 259	27 559	1 109	760	44 995	1 004	45 999
Socialförsäkring	—	—	—	45	—	—	45	—	45
Finanssektorn	53	7 167	—	7 361	60 887	16 337	91 805	127 801	219 606
Företag	49 188	5 314	6 862	374 010	101 094	12 569	549 037	43 101	592 138
Hushåll	62 878	691	17	358 624	8 804	—	431 014	—	431 014
Utländskt	6 640	—	—	34 530	34 395	—	75 565		75 565
(Bostäder)	(77 182)	(2 823)	—	(238 161)			(368 166)		(368 166)
Handelskrediter					171 225	1 950	173 175	19 580	192 755
Företag					128 372	1 950	130 322	19 580	149 902
Hushåll					4 544		4 544		4 544
Utländska					38 309		38 309		38 309

Tabell 1.2 (forts.)

Borgenärsektor Finansobjekt och gäldenärsektor	Staten	Kommuner	Social- försäk- ring	Finans- sektorn	Icke- finansiella företag	Hushåll	S:a svenska sektorer	Utlandet	Summa
Försäkringsförpliktelser, individuella						63 812	63 812		63 812
Spärrkonto i riksbanken				318	12 635		12 953		12 953
Lån mellan svenska finansinstitut Staten	1 354		34 337	92 767			128 458		128 458
Socialförsäkring Finanssektorn	1 354		34 337	92 767			128 458		128 458
Summa tillgångar (exkl. aktier, andelar och insatser samt övriga fordringar)	137 377	40 109	233 742	1 403 322	541 866	459 311	2815 727	387 501	3 203 228
Börsnoterade svenska aktier och andelar	4 010	1 705	7 226	66 894	52 880	90 754	223 469	15 800	239 269
Insats i statliga affärsverk	32 283						32 283		32 283
Övriga finansiella tillgångar	43 192	17 137	9 668	85 021	56 569	45 852	257 439		257 439
Discrepanser		718	229	-76		-3 035	-2 164		-2 164
Summa tillgångar ²	216 862	59 669	250 865	1 555 161	651 315	592 882	3 326 754	403 301	3 730 055
Summa skulder (exkl. egna aktier och övriga skulder)	551 893	54 246	45	1 172 203	793 755	435 558	3 007 700	195 528	3 203 228
Övriga skulder	-	21 516	672	69 793	165 458	-	257 439		257 439
Discrepanser	-	-1 025	15	-1 154	-	-	-2 164		-2 164
Summa skulder	551 893	74 737	732	1 240 842	959 213	435 558	3 262 975	195 528	3 458 503
Finansiell förmögenhet	-335 031	-15 068	250 133	314 319	-307 898	157 324	63 779	207 773	271 552

¹ Inkl. leasing- och koncernfordringar.² Exkl. ej börsnoterade aktier, andelar och insatser.

Källa: SCB. K11 SM 8501

delvis annorlunda beteckningar vad gäller de finansiella instrumenten. Dessutom har vi valt att presentera varje sektors förmögenhetsställning för sig.¹ Det är naturligtvis möjligt att använda respektive balansräkningar för att rekonstruera en tabell liknande *tabell 1.2*.

1.2.1 Realsektorerna

De tre första sektorerna är de s. k. realsektorerna. Dessa är hushållen, icke-finansiella företag och den offentliga sektorn (stat, kommun och socialförsäkringssektor) och karaktäriseras av att de i huvudsak ägnar sig åt *real* verksamhet, dvs. produktion och konsumtion av varor och tjänster.

Företagssektorns konsoliderade balansräkning kan avläsas i *tabell 1.3*. Elva olika finansiella instrument är identifierade. På tillgångssidan återfinns först sedlar och mynt respektive banktillgodohavanden, vilka utgör företagssektorns samlade innehav av betalningsmedel. Korta respektive långa obligationer samt börsnoterade aktier är finansiella förmögenhetsplaceringar i värdepapper, som är lämpade för masshantering och därför borde vara hyggligt omsättningsbara. Koncernfordringar, handelskrediter samt övriga lån är tillgångar som inte lämpar sig för masshantering och därför inte på samma sätt direkt kan betraktas som finansiella placeringar. De är i stället främst ett resultat av reala transaktioner. Fordringar på utlandet kan vara av alla de nämnda tillgångsslagen men de riktar sig mot utländska aktörer och är därför i stor utsträckning denominerade i främmande valuta. Övriga finansiella tillgångar innefattar bl. a. företagssektorns innehav av icke-börsnoterade aktier. Dessa är svåra att värdera till marknadspriser, något som i *tabell 1.3* markerats med ett frågetecken för denna post.

På skuldsidan tillkommer banklån som är en viktig finansieringsform för företagen speciellt vad gäller rörelsekapital. I övrigt är det fråga om samma finansieringsinstrument som på tillgångssidan. Det är alltså viktigt att skilja mellan brutto- respektive nettoinnehav av respektive instrument. För det första emitterar företagen både korta och långa obligationer (t. ex. företagscertifikat och industriobligationer) samtidigt som de gör placeringar i av andra sektorer emitterade obligationer, t. ex. statspapper. För det andra förekommer det omfattande lånetransaktioner mellan företagen i form av handelskrediter (dvs. kundfordringar respektive leverantörsskulder), koncerntransaktioner samt direkta lån. Företagen har också både tillgångar och skulder gentemot utlandet.

Vi har i tabellen också lagt in en post realkapital. Detta består i företagssektorn i huvudsak av maskiner och anläggningar, vilka är svåra att värdera. Nettoförmögenheten skall motsvara värdet av realkapitalet och den finansiella nettoförmögenheten justerade för skatteskulder förorsakade av s. k. dolda reserver. Från sista raden i *tabell 1.1* kan vi se att företagssektorn har finansiella skulder som vida överstiger dess finansiella tillgångar, dvs. en negativ finansiell nettoförmögenhet. Det återspeglar det faktum att företagen brukar ha ett negativt finansiellt sparande, vilket innebär att de finansierar en del av sina realinvesteringar med medel kanaliserade från andra sektorer.

¹ Det bör noteras att sektorn Utlandet inte dyker upp i redovisningen av de enskilda balansräkningarna. Denna sektor är emellertid endast intressant för att göra finansmatriserna fullständiga.

Tabell 1.3. Icke-finansiella företag. Balansräkning 31.12.1984

<i>Tillgångar</i>		<i>Skulder</i>	
Sedlar och mynt	4,2	Banklån	169,1
Banktillgodohavanden	99,4	Korta obligationer	4,8
Korta obligationer	20,5	Långa obligationer	34,8
Långa obligationer	23,0	Koncernskulder (svenska)	87,2
Aktier (börsnot.)	52,9	Övr. lån (exkl. koncernskulder)	292,7
Koncernfordr. (svenska)	87,2	Handelskrediter (svenska)	130,3
Lån (exkl. koncernfordr.)	88,8	Skulder till utlandet	74,8
Handelskrediter (svenska)	132,9	Övriga skulder	165,5
Fordringar på utlandet	72,6	Nettoförmögenhet	?
Övr. finansiella tillg.	?	(finansiell + real)	
Realkapital	?		

Tabell 1.4. Hushåll. Balansräkning 31.12.1984

<i>Tillgångar</i>		<i>Skulder</i>	
Sedlar och mynt	38,2	Banklån	145,6
Bankinlåning	249,9	Övriga lån	287,2
Allemanssparande	6,5	Nettoförmögenhet	?
Korta obligationer	4,5	(finansiell + real)	
Långa obligationer	64,8		
Aktier (börsnot.)	90,8		
Utlåning	29,7		
Pensionssparande	63,8		
Övriga finansiella tillg.	?		
Realkapital	?		

Hushållssektorns finansiella nettoförmögenhet är däremot kraftigt positiv. Dess konsoliderade balansräkning kan avläsas i *tabell 1.4*. Eftersom hushållen inte är redovisningsskyldiga på samma sätt som övriga sektorer har de olika posterna erhållits residuellt från övriga konsoliderade balansräkningar. Det betyder bl. a. att inomsektoriella skulder och fordringar inte kan beräknas. Tillgångarna kan sägas vara sorterade enligt en fallande likviditetsskala, där privat pensionssparande och icke börsnoterade aktier representerar de mest illikvida tillgångarna. För att få hushållens totala förmögenhetsställning måste deras innehav av realkapital adderas till den finansiella nettoförmögenheten. Det rör sig här främst om bostadskapital. Värderingssvårigheterna är stora liksom i företagssektorn.

Tabell 1.5. Offentlig sektor. Balansräkning 31.12.1984

<i>Tillgångar</i>		<i>Skulder</i>	
Sedlar, mynt o. banktillg.	29,7	Korta obligationer	100,3
Korta obligationer	6,7	Långa obligationer	309,9
Långa obligationer	183,8	Utländska obligationer	82,2
Utlåning	155,4	Lån (inhemska)	51,7
Aktier (börsnot.)	12,9	Lån (utländska)	30,5
Övr. fin.tillgångar	?	Allemanssparande	6,5
		Övriga skulder	22,2
		Nettoförmögenhet (finansiell + real)	?

Den tredje reala sektorn är den *offentliga sektorn* (exklusive riksbanken). Liksom företagssektorn visar denna sektor enligt *tabell 1.1* en negativ finansiell förmögenhet trots att socialförsäkringssektorn med sin stora

förmögenhet är inkluderad. Den konsoliderade balansräkningen enligt *tabell 1.5* visar att också den offentliga sektorn har en mångfasetterad finansiell portfölj. Icke minst står staten genom sin stora ackumulerade statsskuld för ett stort utbud av korta och långa obligationer (statsskuldväxlar respektive riksobligationer och s. k. prioriterade obligationer samt premie- och sparobligationer).

1.2.2 Finanssektorn

Bankerna spelar en central roll i den finansiella intermedieringen, speciellt vad gäller betalningsmedelsförsörjningen.

Tabell 1.6. Banker. Balansräkning 31.12.1984

Tillgångar		Skulder	
Sedlar o. mynt etc.	4,1	Inlåning	
Reserver i riksbanken	1,4	Specialinlåning	70,9
Interbanklån	29,3	Övrig inlåning	326,7
Utländska banktillgodo.	43,9	Upplåning i riksbanken	0,6
Korta obligationer	20,8	Korta obligationer	19,1
Långa obligationer	171,9	Långa obligationer	2,2
Utlåning		Interbanklån	32,5
Allmänheten	339,9	Utländska banklån	105,8
Övr. finansinstitut	17,4	Utländska obligationer	10,7
Utländska obligationer	1,1	Övriga skulder	146,8
Övriga tillgångar	95,6	Eget kapital	9,9

Banksektorns konsoliderade balansräkning kan avläsas i *tabell 1.6*. På tillgångssidan kan vi grovt skilja mellan finansiella placeringar och utlåning. De förra omfattar anonyma massvärdepapper som är omsättningsbara på andrahandsmarknader. Utlåningen däremot grundar sig på personliga kontrakt mellan banken och låntagaren. Eftersom bankerna i enlighet med den svenska valutaregleringen har fått mandat att sköta transaktioner med utländska valutor förekommer i balansräkningen en mängd poster som är denominerade i utlandsvalutor. Det kan röra sig om skulder och fordringar både gentemot utlandet ("valutautlåningar") och inhemska sektorer ("valutainlåningar"). I bruttotermier är det fråga om betydande belopp, men på grund av valutaregleringen är bankerna tvingade att se till att valutaexponeringen netto i stort sett är lika med noll.² Bankerna har em i förhållande till sin totala balansomslutning obetydlig finansiell nettoförmögenhet. Detta beror på att bankerna i egenskap av finansiella intermediärer i huvudsak bidrar till att förmedla krediter från överskottssektorer till underskottssektorer.

Balansräkningarna för *övriga finansiella intermediärer* framgår av *tabellerna 1.7–1.10*. Även för dessa borde gälla att finansiella tillgångar och skulder i stort sett balanserar varandra. För mellanhandsinstitut och finansbolag är detta fallet enligt finansstatistiken. De förra är specialiserade på långfristig utlåning, främst för bostadsfinansiering. De senare är specialiserade på kort- och medelfristig utlåning för speciella ändamål t. ex. leasing och factoring. Försäkringsinstituten (*tabell 1.9*) redovisar emellertid stora finansiella nettoförmögenheter. Anledningen är att endast en mindre del av de faktiska försäkringsåtagandena redovisas som skuld ii

² Att detta är fallet framgår inte direkt av tabellen. Bl. a. utgörs en icke obetydlig del av bankernas utlåning till allmänheten av lån i utländsk valuta.

försäkringsbolagens balansräkningar. De stora kollektiva försäkringsåtagandena redovisas inte som skuldposter. Bland investmentföretagen (*Tabell 1.10*) finansierar sig investmentbolag och aktiefonder till skillnad från övriga finansinstitut i huvudsak genom utgivande av aktier respektive fondandelsbevis.

Av finanssektorerna återstår slutligen att redovisa *riksbankens* balansräkning. Den är av speciellt intresse för förståelsen av hur penningpolitiken bedrivs. Från *tabell 1.11* ser vi att tillgångssidan består av valutareserven, inhemska statspapper och bankernas upplåning i riksbanken. På skuldsidan finns utelöpande sedlar och bankernas s. k. kassavotsmedel, vilka tillsammans utgör vad som brukar kallas den monetära basen. Övriga skulder inkluderar likviditetskonton och konton för investeringsfondmedel.

Tabell 1.7. Mellanhandsinstitut. Balansräkning 31.12.1984

<i>Tillgångar</i>		<i>Skulder</i>	
Utlåning		Kortfristig upplåning	6,1
Allmänheten	336,1	Långa obligationer	268,4
Finansinstitut	18,6	Annan långfr. upplåning	73,9
Korta obligationer	3,3	Övriga skulder o. eget kap.	37,3
Långa obligationer	1,4		
Övriga tillgångar	26,4		

Tabell 1.8. Finansbolag. Balansräkning 31.12.1984

<i>Tillgångar</i>		<i>Skulder</i>	
Banktillgodohavanden	3,3	Upplåning	
Korta obligationer	0,9	Allmänheten	37,9
Långa obligationer	0,6	Finansinstitut	18,0
Utlåning (inkl. leasing)		Obligationer	2,6
Allmänheten	54,6	Övriga skulder	9,0
Finansinstitut	7,1	Eget kapital	2,9
Övriga tillgångar	3,7		

Tabell 1.9. Försäkringsinstitut. Balansräkning 31.12.1984

<i>Tillgångar</i>		<i>Skulder</i>	
Banktillgodohavanden	0,9	Lån	3,8
Korta obligationer	7,4	Försäkr.förpliktelser	63,8
Långa obligationer	122,5	Övriga skulder	9,7
Utlåning		Finans. nettoförmögenhet	162,4
Allmänheten	45,5		
Finansinstitut	21,5		
Aktier (börsnot.)	23,0		
Övriga fin. tillg.	19,1		

Tabell 1.10. Investmentföretag (inkl. fondkommissionärer). Balansräkning 31.12.1984

<i>Tillgångar</i>		<i>Skulder</i>	
Banktillgodohavanden	1,9	Lån	16,4
Korta obligationer	8,1	Obligationer	5,4
Långa obligationer	6,8	Övriga skulder	1,5
Aktier (börsnot.)	43,5	Finans. nettoförmögenhet	30,0
Utlåning	12,3	varav fondandelar	23,3
Övriga fin. tillg.	3,9		

Tabell 1.11. Riksbanken. Balansräkning 31.12.1984

<i>Tillgångar</i>		<i>Skulder</i>	
Valutareserven	33,7	Utelöpande sedlar	46,5
Korta obligationer		Kassakvotsmedel	0,9
Långa obligationer	64,5	Övriga skulder	27,7
Lån till bankerna	0,5	Finans. nettoförmögenhet	25,1
Övriga tillgångar	1,4		

1.3 Makroanalys

Den genomgång som gjorts av det svenska finansiella systemet med utgångspunkt från finansstatistiken har förhoppningsvis gett en uppfattning av hur detaljerad beskrivningen av kreditinstrument, aktörer och kreditströmmar kan göras med hjälp av officiell statistik.³ Det kan i och för sig vara ett självändamål att få statistik i så disaggregerad form som möjligt. Vid makroanalys ställs man emellertid inför en avvägning mellan detaljrikedom i data och översiktlighet i analysen. Det är viktigt att göra klart vad ändamålet med analysen av det finansiella systemet är för att kunna välja lämplig aggregeringsnivå. I traditionell keynesiansk makroanalys som främst är inriktad på att studera de stabiliseringspolitiska effekterna av olika finans- och penningpolitiska åtgärder är det finansiella systemet extremt aggregerat. Antalet instrument och därmed antalet marknader begränsas vanligen till endast två, pengar och övriga tillgångar. För öppna ekonomier tillkommer en tillgång denominerad i utländsk valuta. Antalet aktörer är begränsat till "staten" (offentlig sektor inklusive riksbanken) och allmänheten, vilket senare aggregat omfattar företag, hushåll och finanssektorn. Med en mera förfinad analys av penningutbudsprocessen kan bankerna sägas utgöra en särbehandlad sektor.

Det säger sig självt att priset för den överskådlighet som åstadkommes i den enkla keynesianska IS/LM-analysen är högt i termer av förlorad precision och realism speciellt vad gäller LM-sidan, dvs. den finansiella delen. Inspirerade av det ökande utbudet av alltmera detaljerad makrostatistik på det finansiella området har ekonomer med James Tobin som pionjär försökt sig på mera ingående empiriska studier av det finansiella systemet. Utgångspunkten är då att ett antal intressanta placerarkategorier identifieras i den mån statistiken så tillåter. För en del av dessa kategorier som hushåll, företag och finansinstitut kan valet av finansiella tillgångar och skulder ses som ett portföljvalsproblem, där högsta möjliga avkastning eftersträvas med vederbörlig hänsyn tagen till portföljens risknivå. Vad gäller den offentliga sektorn är situationen mera komplicerad. I vissa fall är det uppenbart att placeringarna kan analyseras som portföljval analoga med den privata sektorns. Kommunernas och socialförsäkringssektorns placeringar styrs troligen i stor utsträckning av strävan att åstadkomma hög avkastning. Penning- och statsskuldpolitiken som påverkar riksbankens och statens (riksgäldskontorets) placeringar och emissioner styrs å andra sidan av ekonomisk-politiska hänsyn.

Efter identifieringen av placerarkategorier definieras intressanta tillgångsslag, återigen så långt statistiken tillåter. Själva portföljvalsanalysen

³ Det hade varit möjligt att driva disaggregeringen ännu något längre, t. ex. genom särredovisning av olika finansiella intermediärer eller genom redovisning av emitentkategori vad gäller korta och långa obligationer.

grundar sig slutligen på antagandet att de olika placerarkategorierna valt faktiskt observerade portföljer efter att ha reagerat på marknadens signaler.

Med den statistik som presenterats ovan, dvs. den svenska finansstatistiken, som grund skulle en sådan ansats innebära att man för placerarkategorierna hushåll, företag, banker, övriga intermediärer etc. ser innehaven⁴ av de olika tillgångar som identifierats i de konsoliderade balansräkningarna för respektive sektor som resultat av en marknadsjämvikt. Givet det utbud av t. ex. statspapper som staten respektive riksbanken av statsbudgetmässiga eller penningpolitiska skäl åstadkommit antas priser och räntor på dessa och övriga tillgångar ställa in sig så att övriga placerarkategorier befinner sig i portföljjämvikt. Med observationer av marknadspriser och räntor samt värden på de olika tillgångarna skulle efterfrågefunktioner kunna härledas.

Försök att applicera denna metod på Sverige har gjorts av Werin (1986), Agell (1986) och Agell och Persson (1987). Werins modell omfattar hela 15 sektorer och 30 tillgångsslag och ger möjlighet till simuleringsexperiment efter en tämligen komplicerad blandning av estimeringar och "informed guesses". Agell och Perssons studie är en betydligt mera rättfram tillämpning av elementär portföljvalsteori. Modellen omfattar sju tillgångar och tre sektorer, hushåll, försäkringsbolag och "övriga placerare", vilka antas agera som placerare på de finansiella marknaderna. Den senare kategorien består alltså av banker, finansbolag, investmentföretag samt icke-finansiella företag. Hushållen har dessutom delats upp i två grupper, rika resp. fattiga. Agell och Persson antar att respektive placerarkategori valt faktiskt observerade portföljer efter att varje kvartal ha löst ett portföljvalsproblem med förväntad avkastning och risk som argument i nyttofunktionen. Efterfrågefunktioner för respektive tillgång kan härledas och användas för simuleringsexperiment.

Den viktigaste tillämpningen av denna typ av modeller har både i Sverige och andra länder, främst USA, gällt studier av hur budgetunderskotten och deras finansiering (statsskuldspolitik) påverkar den privata kapitalbildningen. Frågan om och i vilken utsträckning ett ökat utbud av statspapper tränger undan privata investeringar har legat i fokus. Det har visat sig att de entydiga resultat som framkommer i enkla makromodeller av IS/LM-typ inte håller vid mera detaljerade specifikationer av det finansiella systemet. Eftersom entydiga analytiska resultat är svåra att uppnå i dessa mera komplicerade modeller får man lita till simuleringar av modeller som kvantifierats med hjälp av kombinationer av ekonometriska skattningar och informerade gissningar.

Ett grundläggande problem med portföljvalsansatsen som instrument för makroanalys är att den egentligen är konstruerad för att hantera placerares val mellan tillgångar som handlas och prissätts på väl fungerande andrahandsmarknader. Det rör sig främst om börsnoterade aktier, penningmarknadsinstrument och obligationer med stor omsättning. Många finansiella instrument är emellertid av helt annat slag och lämpar sig inte alls för masshantering. Ett typiskt exempel är banklån som är ett personligt kontrakt mellan banken och låntagaren. Andra tillgångar som bostadskapital kan visserligen ha hyggligt fungerande andrahandsmarknader – om än

⁴ Skulderna ses som negativa tillgångsinnehav.

med betydande transaktionskostnader — men valet av bostäder bestäms troligen i första hand av andra hänsyn än rent portföljmässiga. Vissa tillgångar som pensionsförsäkringar är i stort sett helt omöjliga att röra i förtid sedan investeringen väl gjorts. En slutsats som kan dras är att makromodeller som driver disaggregeringen så långt som den offentliga statistiken (dvs. finansstatistiken) möjligen tillåter blir svåra att hantera och måste tolkas med stor försiktighet.

1.4 Vårt modellperspektiv

Valet av makromodell är i högsta grad beroende av det problem man vill studera. Det kan vara så att man i första hand är intresserad av vissa aspekter av det finansiella systemet, t. ex. likviditetsutvecklingen. Det är då rimligt att fokusera analysen på de för ändamålet mest relevanta delarna av ekonomin t. ex. penningmarknaden. I denna rapport är vårt intresse i första hand riktat mot den svenska penningpolitiken och dess mera direkta verkningar. Tidsperspektivet i analysen är genomgående *kortsiktigt*. Den modell som används som ram för denna analys är en betydligt mera aggregerad och mera partiell framställning av det svenska finansiella systemet än de modeller som diskuterades i föregående avsnitt. Antalet sektorer är nedbringat till fyra, nämligen "riksbanken" (inklusive hela den offentliga sektorn), bankerna, allmänheten samt utlandet. Om riksbanken och den övriga offentliga sektorn behandlas separat eller inte är en smaksak och spelar ingen större roll för analysen. Behandlingen av den privata sektorn av ekonomin är betydligt intressantare. Här görs en distinktion endast mellan banksektorn och övriga sektorer. Det betyder att "allmänheten" i sig innefattar inte bara hushåll och icke-finansiella företag utan även alla övriga finansiella intermediärer. Med ett så grovt aggregat måste med nödvändighet en mängd information gå förlorad. Men vår bedömning är att när det gäller analysen av möjligheterna att påverka för penningpolitiken centrala storheter som kreditvolym, penningmängd, kapitalflöden och räntor kan denna förlust vara värd sitt pris.

Valet av tillgångsslag är återigen dikterat av syftet med analysen. Penningpolitiken har sina direkta verkningar på den s. k. penningmarknaden, dvs. marknaden för statsskuldväxlar m. m., och på likviditeten i ekonomin. Som påpekats är en av huvuduppgifterna för det finansiella systemet att tillhandahålla effektiva betalningsmedel. En viktig uppgift för penningpolitiken är att se till att mängden betalningsmedel hålls under kontroll för att undvika inflationstendenser. I en liten öppen ekonomi som den svenska spelar växelkurspolitiken stor roll för penningpolitikens uppläggning. Ett system med fasta växelkurser fungerar i sig om det upplevs som trovärdigt som en restriktion på penningmängdsutvecklingen. Korta spekulativa kapitalrörelser kan om de inte pareras i tid snabbt tömma valutareserven och därmed tvinga fram en justering av växelkursen. Denna snabbskiss kan motivera en aggregering av ett slag som framgår av nedanstående balansräkningar.

Allmänheten

Sedlar och mynt		Banklån	
Bankinlåning	M	Finansiell nettoförmögenhet	W
Obligationer	T ^p		
Utländska tillgångar	F		

Bankerna

Reserver	TR	Lån i riksbanken	BR
Obligationer	T ^b	Inlåning	M
Banklån		Finansiell nettoförmögenhet	

Riksbanken

Valutareserv	FX	Sedlar och mynt	
Obligationer	T ^c	Bankreserver	TR
Lån till bankerna	BR		

Staten

Akkumulerad statsskuld		Obligationer	T
		Utländslån	

Antalet tillgångsslag är nedbringat till sex: sedlar och mynt, bankreserver, bankinlåning, obligationer, banklån samt utländska tillgångar. Av dessa är sedlar och mynt och bankinlåning allmänhetens betalningsmedel, dvs. vad man brukar kalla penningmängden. Obligationer representerar i första hand alla typer av värdepapper med väl fungerande andrahandsmarknad, t. ex. statsskuldväxlar. Det kan vara både korta och långa obligationer, förutsatt att de senare har hög omsättningsbarhet. Utländska tillgångar är likvida tillgångar denominerade i utländsk valuta.

Som framgår av en jämförelse mellan dessa förenklade balansräkningar och dem som baserade sig mera direkt på finansstatistiken har flera tillgångsslag försvunnit. Alla typer av realkapital och pensionssparande kan vi bortse från därför att de knappast påverkas i någon högra grad på kort sikt. Andra tillgångar försvinner därför att nettoinnehavet blir noll när vi aggregerar ihop hushåll, icke-finansiella företag och finansinstitut (exklusive banker). Hit hör t. ex. aktier, handelskrediter och koncernfordringar samt dagslån mellan bankerna.

Att nettoutbudet av en tillgång är noll betyder emellertid inte att denna tillgång kan ignoreras vid en analys av jämvikt på de finansiella marknaderna. Avsaknaden av explicita efterfrågefunktioner för aktier eller handelskrediter måste antingen tolkas så att dessa tillgångar uppfattas som trögrörliga på kort sikt eller betraktas som så goda substitut för obligationer att de kan inkluderas i detta aggregat.

I nästa kapitel följer en närmare genomgång av penningmarknadsmodeller, som är uppbyggda ungefär på det sätt vi just skisserat. Det är dels

fråga om en presentation av en representativ amerikansk modell som ärr utnyttjad i praktisk politik, dels en analys av hur motsvarande modellstruktur kan anpassas till svenska förhållanden. Kapitlen 3 till och med 66 innehåller sedan studier av olika problem av analytisk och framför allt empirisk karaktär som uppkommer när en svensk penningmarknadsmodell skall konstrueras.

2. Penningmarknadsmodeller och den penningpolitiska beslutsprocessen

2.1 Inledning

Penningpolitikens effekter diskuteras och analyseras ofta i två separata steg. I det första steget studeras sambanden mellan de styrvariabler, *instrument*, som centralbanken direkt kan kontrollera och olika målvariabler, t. ex. monetära aggregat som penningmängd eller valutaflöde eller olika räntor. Dessa betecknas ofta som *intermediära* penningpolitiska mål till skillnad från slutliga mål som sysselsättning, konsumtion och inflation. I det andra analyssteget behandlas så sambandet mellan de intermediära och slutliga målen.

En sådan uppdelning av analysen i två steg kan vara ändamålsenlig om de intermediära målen uppfyller två förutsättningar. För det första ska de gå att kontrollera någorlunda väl med hjälp av de instrument som centralbanken har till sitt förfogande. För det andra ska de stå i en stabil relation till något eller några av de slutliga målen.

Det är uppenbart att den penningpolitiska beslutsprocessen så som den faktiskt ser ut i flertalet länder också kan delas upp i två steg på detta sätt. I centralbankernas dagliga verksamhet ägnas det första steget störst uppmärksamhet. I detta steg försöker man också i allmänhet kvantifiera sambanden. Detta kan, som t. ex. i Sverige, i allt väsentligt ske med informella metoder eller det kan, som t. ex. i USA, delvis ske med hjälp av ekonometriska modeller.

Vi ska i detta kapitel mot bakgrund av amerikanska penningmarknadsmodeller skissera hur en motsvarande svensk modell skulle kunna se ut, och diskutera hur den kan användas som stöd för centralbankens penningpolitiska beslut. Först diskuteras i nästa avsnitt hur man kan se på det andra steget i tvåstegsprocessen, dvs. sambandet mellan de intermediära och slutliga målen. Därefter ägnas de följande avsnitten åt hur man kan modellera det första steget i beslutsprocessen. Den struktur som ligger till grund för de amerikanska modellerna presenteras i avsnitt 2.3, och i avsnitt 2.4 diskuteras hur en sådan modell kan användas för analys av sambandet mellan penningpolitiska instrument och intermediära mål. I de båda därpå följande avsnitten behandlas hur modellen kan anpassas till svenska förhållanden, samt vilken bild en sådan modell ger av penningpolitikens verkningssätt i Sverige. Avslutningsvis anger vi hur de ekonometriska studier som presenteras i följande kapitel passar in i denna modellram.

2.2 Relationen mellan slutliga och intermediära mål

Låt oss nu konkretisera hur en tvåstegsstrategi kan tillämpas i praktiken. Mycket skissartat kan det beskrivas på följande sätt. Utifrån en allmän bedömning av konjunkturutvecklingen fastställs behoven av penningpolitiska åtgärder av centralbankens högsta ledning. Politiken formuleras i termer av en viss målsatt utveckling för en eller flera intermediära målvariabler. Man kan t. ex., som i USA efter 1979, välja det snävaste penningmängdsaggregatet M1 (i princip allmänhetens innehav av sedlar och mynt samt bankinlåning på checkräkning) som det primära intermediära målet. Målsättningen anges ofta som ett band med ett högsta och lägsta värde för tillväxten inom, t. ex., det närmaste kvartalet. Samtidigt läggs ofta vissa restriktioner på utvecklingen av andra variabler, som att penningmängds-målet kan justeras om ränteutvecklingen skulle avvika alltför mycket från vad som eftersträvas. I vilken utsträckning flera intermediära mål ska sammanvägas är dock en kontroversiell fråga.

De penningpolitiska målen läggs fast på detta vis ett antal gånger per år. Härvid bygger man vanligen på ganska ungefärliga, kvalitativa bedömningar av sambanden mellan dessa variabler och de slutliga målvariablerna. Även om många centralbanker i någon mån utnyttjar olika makroekonomiska modeller spelar sådan information i praktiken en underordnad roll.

Det finns inte här utrymme att gå närmare in på hur sambanden mellan de slutliga och intermediära målen i praktiken ser ut. Detta skulle nämligen kräva en genomgång av central makroekonomisk teori, om vilken det idag råder betydande oenighet. Låt oss emellertid kort antyda några möjliga mekanismer.

Det är naturligt att börja i den keynesianska världen, som kännetecknas av inflexibla priser och löner, åtminstone i det korta perspektivet. Med vissa modifieringar genomsyrar denna modellvärld nämligen fortfarande mycket av såväl undervisningen i nationalekonomi på grundnivå som ekonomisk-politiska beslutsfattaresh och rådgivares tänkande i policyfrågor. I den enklaste läroboksmodellen uppfattas den makroekonomiska utvecklingen som bestämd i samspelet mellan två marknader, varumarknaden (IS-kurvan) och marknaden för pengar (LM-kurvan). Den modellen gör självfallet inte rättvisa åt rikedomen i fullt utvecklade ekonomiska modeller i den keynesianska traditionen, som t. ex. FRB/MIT/Penn-modellen. I grunden bygger dock dessa modeller på samma antagande om transmissionsmekanismen, dvs. hur penningpolitiken påverkar de slutliga makroekonomiska målen. I keynesianska modeller är det genom att styra olika räntor och avkastningsförhållanden på de finansiella marknaderna, som penningpolitiken påverkar efterfrågan på varumarknaderna konsumtion och investeringar och därmed produktion och sysselsättning i den makroekonomiska jämvikten.

Antag nu att centralbanken kände samtliga relevanta beteendesamband i en sådan modell – investerings- och konsumtionsfunktioner, efterfrågefunktioner för olika finansiella tillgångar m.m. – samt finanspolitikens utformning med full säkerhet. Med hjälp av denna kunskap skulle man sedan kunna fastställa en regel för sina marknadsoperationer, ett interme-

diärt mål, uttryckt antingen som ett eftersträvat ränteläge eller ett visst utbud av pengar. I den statiska läroboksmodellen får man tänka sig att denna regel är härledd från ett mål om full sysselsättning utan inflationstryck. Under fullständig säkerhet skulle det kvitta lika om politiken utformades med någon ränta eller penningmängden som intermediärt mål; i båda fallen kan man garantera fullständig måluppfyllelse. I praktiken får man dock räkna med att de olika sambanden är förknippade med mycket stor osäkerhet. I så fall är de olika intermediära målen inte längre ekvivalenta, och valet mellan dem beror i första hand på vilka delsamband som upplevs som mest osäkra.¹

Kortsiktig penningpolitisk aktivism i denna anda är idag kraftigt ifrågasatt. En anledning till det är att många anser att de kortsiktiga beteendesambanden, och den relevanta modellspecifikationen, är förknippade med så stor osäkerhet att det skulle vara i stort sett meningslöst att basera den ekonomiska politiken på dem. Det hävdas också ofta att den politiska processens mekanismer medför att de penning- och finanspolitiska medlen i praktiken kommer att användas för andra syften än att uppnå de egentliga samhällsekonomiska målen. Nettoeffekten skulle därför kunna bli att en kortsiktigt inriktad stabiliseringspolitik gör mer skada än nytta.

Den traditionella analysen beaktar heller inte betydelsen av allmänhetens förväntningar om den ekonomiska politikens utformning. Detta har varit ett huvudtema i senare års forskning. När hänsyn tas till att hushåll och företag på lite sikt rimligen "genomskådar" en systematiskt utformad ekonomisk politik, blir slutsatsen i allmänhet att varje sådan penningpolitisk regel har föga förmåga att kortsiktigt stabilisera ekonomins utveckling.

Det förligger något större principiell enighet om penningpolitikens verkningar på lång sikt. Den långsiktiga reala efterfrågan på pengar anses nämligen allmänt vara en någorlunda stabil funktion av ett fåtal förklaringsvariabler – i första hand realinkomsten, eftersom pengar används i transaktionssyfte, och några representativa räntor, som anger alternativkostnaden av att placera förmögenheten i pengar. Med den aggregering som skisserades i avsnitt 1.4 är de relevanta alternativräntorna obligations- och utlandsräntorna. Man kan förutsätta att förklaringsvariablernas utveckling på lång sikt är oberoende av den förda penningpolitiken. Det följer då att den reala penningefterfrågan på lång sikt kan prognosticeras någorlunda väl. Om centralbanken kan kontrollera (det nominella) utbudet av pengar har man då också kontroll över prisnivån. Detta synsätt får alltså till följd att penningpolitiken bör inriktas på att styra penningutbudet i syfte att stabilisera prisnivån.

Om denna uppfattning renodlas skulle den kortsiktiga styrningen av penningmängden tillmätas liten betydelse: huvudsaken är att den på lite sikt följer en bana som är förenlig med prisstabilitet. Man kan emellertid hävda att även den kortsiktiga styrningen är väsentlig därför att den påverkar allmänhetens förväntningar om utvecklingen på längre sikt. Om penningmängden utvecklades utan större fluktuationer även på kort sikt skulle detta på ett klart sätt signalera centralbankens ambition och förmåga att föra en politik som är förenlig med långsiktig prisstabilitet. Därför kan även i detta perspektiv den kortsiktiga styrningen av penningmängden tillmätas viss vikt.

¹ Denna syn på betydelsen av valet av intermediärt penningpolitiskt mål utvecklades först av Poole (1970). Han analyserade en vanlig IS/LM-modell där fullt kapacitetsutnyttjande uppfattas som det slutliga målet. Det visar sig att om IS-kurvan är förknippad med mindre (större) osäkerhet än LM-kurvan är det mest ändamålsenligt att styra räntan (penningmängden).

Ett av argumenten mot en kortsiktigt aktivistisk politik är att den lämnar utrymme för politiskt betingade manipulationer. Eftersom centralbanken i många länder har en från statsmakterna något fristående position, uppfattas penningpolitiken ofta som mindre manipulerbar. Detta förhållande kan tas till intäkt för att penningpolitiken bör inriktas på att "korrigera" finanspolitiken, t. ex. genom att med höga räntor motverka effekterna av en alltför lössläppt skattepolitik. Men det kan också ses som ett skäl för att penningpolitiken bör vara stabilt inriktad på en långsiktig målsättning som prisstabilitet och inte ta kortsiktiga hänsyn. Härigenom kan den nämligen tänkas lägga viss hämsko på finanspolitiken. Om det t. ex. är allmänt känt att de inflatoriska verkningarna av en alltför expansiv finanspolitik inte kommer att motverkas av en penningpolitisk åtstramning, kan detta förhållande rimligen antas leda till större återhållsamhet inom finanspolitiken.

Argumenten för en penningpolitisk norm av ovan antytt slag förutsätter att den är trovärdig i allmänhetens ögon. Trovärdighet kan i princip byggas upp på två vägar, genom en lång historia av följsamhet mot normen eller genom mer eller mindre bindande avtal. Schweiz kan anföras som exempel på ett land som genom stabilt restriktiv penningpolitik har byggt upp ett betydande förtroendekapital för den tillämpade normen. Det är också tänkbart att möjligheten att förankra en norm i avtal, eller genom någon form av konstitutionell regel, skulle öka dess verkningsgrad.

I öppna ekonomier står dessutom växelkurspolitiken till buds för att göra penningpolitiska normer trovärdiga. Ett växelkursmål kan ses som ett alternativ eller komplement till ett penningpolitiskt mål. Med en fast växelkurs binds nämligen inflationen på sikt till den internationellt givna inflationstakten. Växelkursmålet kan dessutom, även om det inte skulle ingå i ett formellt valutasamarbete, uppfattas som mer bindande i omvärldens ögon än en deklaration av ett inhemskt mål.

En fast växelkurs är dock, till skillnad från t. ex. ett penningmängdsmål, känsligt för spekulativa attacker. Det är därför naturligt att det dagliga hanterandet av penningpolitiken i ett sådant fall i stor utsträckning inriktats på sådana storheter som uppfattas som indikatorer på växelkursens trovärdighet på längre sikt. En sådan indikator är de privata valutaflödena. Det är i detta perspektiv man får se det faktum att valutaflödena är den penningpolitiska indikator som i Sverige för närvarande tillmätts störst vikt.

2.3 Penningmarknadsmodellens grundstruktur

Låt oss nu titta närmare på det första steget i den penningpolitiska beslutsprocessen. Tanken är alltså att centralbanken, på basis av överväganden av det slag som diskuterades i föregående avsnitt, har formulerat ett intermediärt mål, och det gäller nu att översätta detta i en regel för hur tillgängliga instrument ska hanteras. I detta steg används i USA och andra länder ekonometriskt skattade modeller för att stödja beslutsfattandet.²

Följande grundstruktur, som är hämtad från McCallum (1985), fångar upp de väsentliga dragen i de amerikanska penningmarknadsmodellerna. Den bygger på i stort sett samma aggregering som i avsnitt 1.4. Den privata

² Se Lombra och Moran (1980) för en studie av vilket beslutsunderlag som den amerikanska centralbanken (Federal Reserve) i praktiken använder.

sektorn består av två delar: banksektorn och allmänheten, vilken således inkluderar allt från hushåll och producerande företag till finansbolag och andra kreditinstitut som inte är banker. Modellen har ett kort tidsperspektiv, någonstans mellan en vecka och ett kvartal, vilket gör att antagandena om dessa sektors beteenden kan förenklas.

Låt oss börja med *banksektorn*. Med den aggregering på olika tillgångar som anges av balansräkningen i avsnitt 1.4 ska bankerna placera sin finansiella nettoförmögenhet i fem olika tillgångar och skulder. Detta portföljvalsproblem kan förenklas avsevärt. Med det korta tidsperspektiv som modellen har är det rimligt att betrakta utlåningen som fixerad. Vidare kan inlåningsräntan ses som konstant på kort sikt, vilket innebär att inlåningen är bestämd av allmänhetens efterfrågan på pengar vid denna räntenivå. Bankernas efterfrågan på totala reserver, TR , är via ett kassakrav, a , relaterad till bankinlåningen. Om vi för enkelhets skull bortser från förekomsten av sedlar och mynt är penningmängden, M , lika med bankinlåningen och

$$(2.1) \quad TR = aM + \varepsilon_t.$$

Här har vi antagit att bankerna, så när som på den stokastiska avvikelsen ε_t , uppfyller reservkravet exakt. Bankernas återstående portföljvalsproblem gäller avvägningen mellan placeringar i obligationer och andra penningmarknadspapper å ena sidan och upplåning i centralbanken, Federal Reserve. Efterfrågan på sådan upplåning, BR , kan uttryckas som en växande funktion av skillnaden mellan den representativa penningmarknadsräntan, r , och det av Federal Reserve bestämda diskontot, d ;

$$(2.2) \quad BR = b(r-d, X_b) + \varepsilon_b, \quad dBR/dr > 0.$$

där X_b är en vektor av andra förklaringsvariabler och ε_b är en slumpterm. Räntan r representerar här både räntan på dagslån mellan bankerna, vilket är det mest näraliggande alternativet till riksbanksupplåning, och räntan på en representativ placering på penningmarknaden. Dessa båda placeringar antas alltså vara perfekta substitut.

Från *centralbankens* balansräkning kan vi definiera utbudet av icke upplånade reserver, NR , som summan av valutareserven, FX , och centralbankens innehav av statspapper, T^c ;

$$(2.3) \quad NR = T^c + FX.$$

Denna variabel kan uppfattas som ett penningpolitiskt instrument eftersom den kan kontrolleras via öppna marknadsoperationer, ändringar i T^c . Villkoret för jämvikt på reservmarknaden kan nu uttryckas som

$$(2.4) \quad aM + \varepsilon_t = NR + b(r-d, X_b) + \varepsilon_b;$$

bankernas efterfrågan på reserver är lika med centralbankens utbud av icke upplånade reserver plus bankernas efterfrågan på upplånade reserver.

Allmänhetens portföljvalsproblem kan också förenklas avsevärt. Som

tidigare angivits betraktar vi mängden banklån som fixerad samt bortser från sedlar och mynt. I modeller av den amerikanska ekonomin brukar man inte heller ta med utländska tillgångar. Detta innebär att endast två tillgångar återstår: inlåning och obligationer. Dessa kan antas vara substitut. Efterfrågan på bankinlåning beror således negativt på penningmarknadsräntan;

$$(2.5) \quad M = m(r, X_m) + \varepsilon_m \quad dM/dr < 0,$$

där tolkningen av X_m och ε_m är analog med (2.2). Genom att substituera (2.5) in i (2.4) kan vi uttrycka modellens lösning som ett villkor för jämvikt mellan utbud och efterfrågan på pengar:

$$(2.6) \quad m(r, X_m) + \varepsilon_m = \frac{1}{a} (NR + b(r-d, X_b) + \varepsilon_b - \varepsilon_l).$$

Ekvationerna (2.5) och (2.6) ger jämviktswärden på de två tänkbara intermediära målen, r och M , som funktioner av det penningpolitiska instrumentet NR , de exogena variablerna X_b och X_m samt de stokastiska störningarna.

Låt oss anta att centralbanken anser sig ha en trovärdig ekonometrisk modell av detta slag, och att man därför agerar som om man kände samtliga funktioner så när som på de additiva slumptermerna. Problemet för penningpolitiken kan då beskrivas som att välja ett värde på NR så att man minimerar det intermediära målets förväntade avvikelse från dess målsatta värde. Eftersom Federal Reserve har en ekonometriskt skattad modell byggd just på den skisserade strukturen, skulle således detta första steg i penningpolitiken i princip kunna ses som en enkel teknisk fråga. Det finns emellertid flera frågor i samband med modellen som måste diskuteras mera ingående, innan man gör en bedömning av hur användbar den är som underlag för faktisk politik.

Först finns det skäl att framhäva modellens starkt partiella struktur. Alla penningmarknadsmodeller är, som påpekats i kapitel 1, partiella i den meningen att man plockat ut en sektor av ekonomin för närmare studium. Variabler utanför det system som penningmarknaden utgör uppfattas således som exogena, och den interdependens som beaktas är endast den som gäller inom penningmarknaden. De variabler som ingår i X -vektorerne – BNP, inflation, inflationsförväntningar osv. – ses alltså som givna och opåverkade av vad som händer på penningmarknaden.

Men även modellen av själva penningmarknaden innebär en stark förenkling och stilisering, där flera potentiellt viktiga samband lämnas utanför. Bakom den skenbart enkla efterfrågefunktionen på pengar ligger som vi sett en utomordentligt långtgående aggregering av allt från hushåll till finansinstitut exkl. banker. Vidare har modellen endast en endogen bestämd ränta. Detta kan tolkas som ett implicit antagande om en exogen given relation mellan denna och övriga räntor som kan vara relevanta för penningpolitikens effekter på den reala delen av ekonomin. För att se hur denna förenklade struktur kan motiveras finns det skäl att titta lite närmare på modellens uppbyggnad.

Allmänheten antas välja mellan att placera sina finansiella tillgångar i räntebärande papper med fungerande andrahandsmarknad och att sätta in dem som inlåning i bankerna. Avkastningen på den förra typen av placering varierar från dag till dag beroende på marknadsläget. Räntan på bankinlåning å andra sidan fixeras av bankerna för viss tid och varierar inte på kort sikt.

Bankerna placerar i sin tur de inlånade medlen som reserver, i räntebärande tillgångar eller som utlåning. Reservernas storlek bestäms i allt väsentligt av kassakravet. Den väsentliga skillnaden mellan de andra formerna av placeringar är att de räntebärande tillgångarna är anonyma masspapper med väl fungerande andrahandsmarknader, medan utlåningen sker i form av personliga kontrakt mellan banken och låntagarna. Utlåningen kan i viss mån uppfattas på samma sätt som inlåningen, dvs. utlåningsräntan är fixerad på kort sikt och banken accepterar passivt den mängd lån som kunden önskar vid givet ränteläge. Checkräkningskrediter fungerar på precis detta sätt inom de givna limiterna. Vanliga banklån uppfattas också normalt som mera långsiktiga personliga engagemang mellan banken och låntagaren, och det kan därför vara opraktiskt för banken att låta utlåningen variera med tillfälliga likviditetssvängningar. Samtidigt finns alltid möjligt att variera den restriktivitet med vilken man behandlar nya kunder. Det kan därför vara befogat att, såsom görs i penningmarknadsmodellen, behandla kvantiteten banklån som exogent given.

Centralbanken förser banksystemet med reservmedel genom två kanaler. Dels kan den genom marknadsoperationer variera mängden icke upplånade reserver genom förändringar i T^c , dels erbjuder den på vissa villkor diskontoupplåning. Efterfrågan på reserver kommer från bankerna som strävar efter att uppfylla sina kassakrav. En enskild bank kan agera på i princip tre olika sätt: sälja räntebärande papper (eller emittera bankcertifikat), låna på marknaden för dagslån ("Federal funds") eller låna i centralbanken. Som denna amerikanska modell är formulerad är de två första alternativen perfekta substitut för banken; dagslån och t. ex. försäljning av 30-dagars statspapper uppfattas som likvärdiga alternativ när det gäller att erhålla reservmedel. Banken ser däremot annorlunda på upplåning i centralbanken. Den direkta monetära kostnaden för sådan upplåning, dvs. diskontot, kan vara lägre än penningmarknadsräntan utan att detta leder till att banken enbart utnyttjar centralbanksupplåning till att uppfylla kassakravet. Anledningen är att en enskild bank i USA anser att den genom alltför stor och regelbunden diskontoupplåning drar på sig extra kostnader i framtiden i form av sämre villkor eller allmän "bad will" hos centralbanken. Efterfrågan på upplånade reserver för banksystemet som helhet kan därför ses som en funktion av skillnaden mellan det officiella diskontot och penningmarknadsräntan.

En konsekvens av den extremt förenklade modelleringen av räntestrukturen (avkastningskurvan) är att dagliga variationer i dagslåneräntan mekaniskt slår igenom på de längre räntorna. Variationer i avkastningskurvas utseende kan således endast vara av tillfällig, slumpmässig natur. Detta kan tolkas som att marknaden "i genomsnitt" uppfattar en förändring av dagslåneräntan, som är den ränta som centralbanken ofta har störst direkt kontroll över, som en signal om att ränteläget permanent har förändrats.

2.4 Hur en penningmarknadsmodell kan nyttjas

För att få en konkret bild av hur den grundstruktur som presenterades i föregående avsnitt kan utnyttjas som bas för ekonometriskt arbete ska vi studera den modell som utvecklats inom Federal Reserve Board of Governors (BoG). Modellens fullständiga ekvationssystem presenteras i appendix, som är hämtat från Anderson och Rasche (1982). Trots den synbara komplexiteten med en uppsjö av ekonometriska krusiduller är det ganska lätt att se att modellen har en struktur som direkt svarar mot systemet (2.1)–(2.6). Modellen kan nämligen delas upp i ett mindre antal block.

Modellen har ett ränteblock bestående av ekvationerna (B.1)–(B.7). Inom detta bestäms allehanda penningmarknadsräntor i ett komplicerat system där endast RFF, räntan på Federal funds (dagslån), förekommer i modellens övriga ekvationer. Det är alltså bara denna ränta som är endogen bestämd inom modellen i dess helhet. Övriga räntor, t. ex. på 90 dagars US Treasury Bills (R90), är direkt linjärt bestämda av dagslåneräntan så när som på en slumpterm.

Block A, ekvationerna (A.1)–(A.8), anger allmänhetens efterfrågan på ett antal finansiella tillgångar som funktioner av räntestrukturen, som är hämtad från block B, och ett antal exogena reala variabler. Efterfrågan bestämmer i sin tur utbudet, helt i analogi med hur bankinlåningen bestäms i den enkla modellen i föregående avsnitt. Den enda skillnaden är att man här delat upp inlåningen i olika komponenter – "demand deposits", "passbook savings", "time deposits" osv. – samt tagit med allmänhetens innehav av sedlar och mynt. Anledningen till denna uppdelning är att det i praktiken är svårt att identifiera ett självklart monetärt aggregat, som en penningmängdsfokuserad politik kan hängas upp på.

Slutligen innehåller BoG-modellen ett block, ekvationerna (C.1)–(C.5), som specificerar utbud och efterfrågan på reservmedel, i stort sett på samma sätt som i vår stiliserade modell. BoG-modellen bestämmer således i princip bara två endogena variabler, en penningmarknadsränta och penningmängden.

Till vad kan man då använda en eventuellt trovärdig ekonometriskt skattad version av en modell som BoG-modellen? För det första kan den uppenbarligen användas som ett hjälpmedel vid genomförandet av det första steget i en penningpolitik av tvåstegskaraktär. Antag t. ex. att det intermediära målet, som man strävar efter att hålla inom ett givet toleransområde, är M1A (CURUND + DDAUND). Om man har prognoser för samtliga exogena variabler kan man då lösa modellen och beräkna det värde på det penningpolitiska instrumentet, t. ex. NBR, som leder till ett visst förväntat värde på M1A. Eftersom modellens estimat är osäkra och samtliga ekvationer innehåller en additiv stokastisk term kan den endast användas till att beräkna förväntade värden och konfidensintervall för de endogena variablerna.

För det andra kan modellen användas för olika typer av politiksimuleringar. Man kan för ett givet intermediärt mål beräkna vilket instrument som minimerar den förväntade kvadrerade avvikelserna av den intermediära målvariabeln från dess riktvärde. Jämförelsen kan t. ex. avse totala reserver, icke upplånade reserver, den monetära basen eller dagslåneräntan.

Man kan också studera hur rangordningen av instrumenten i detta avseende påverkas av förändringar av de intermediära målen. För ett exempel på en sådan studie genomförd på basis av BoG-modellen, se Lindsey m. fl. (1984). Den studien jämför bl. a. icke upplånade reserver med totala reserver som medel för att styra två olika penningmängdsaggregat. Det visar sig att icke upplånade reserver ger väsentligt bättre resultat enligt modellsimuleringarna. För båda målvariablerna blir det genomsnittliga prognosfelet (root mean square error) endast ungefär tredjedelen så stort med icke upplånade reserver som med totala reserver.

För att denna typ av politiksuleringar ska ha något intresse måste man anta att den privata sektorns beteende inte skulle påverkas av en ändrad uppläggning av penningpolitiken. Vidare förutsätter det att modellen är estimerad med någon grad av trovärdighet. Låt oss därför avslutningsvis i detta avsnitt diskutera några grundläggande ekonometriska problem i samband med BoG-modellen. De är dessutom av så allmän karaktär att de troligen är relevanta för i stort sett alla penningmarknadsmodeller.

Det är lätt att konstatera att en vanlig skattning av modellen med minsta-kvadratmetoden (OLS) skulle leda till inkonsistenta estimat av räntekoefficienterna i efterfrågesystemet (block A). Penningmarknadsräntan, och därmed övriga räntor, är ju simultant bestämd via reservmarknaden (block C). Detta problem kan naturligtvis hanteras med instrumentvariabler eller andra metoder för estimering av simultana system. Risken för inkonsistenta estimat kvarstår dock, därför att modellen antar fullständig exogenitet vad gäller de penningpolitiska instrumenten. Oavsett vilken typ av penningpolitisk regim som följts under estimationsperioden är det sannolikt att centralbanken hanterat sina instrument i enlighet med någon reaktionsfunktion, dvs. att de varierats som ett resultat av andra i penningmarknadsmodellen ingående variabler. Denna orsak till simultanitetsbias har betonats väd gäller flertalet studier av efterfrågan på pengar i en uppsats av Cooley och LeRoy (1981), och Roley (1985) visar med ett enkelt exempel att problem kan kvarstå även om centralbanken fört en extremt penningfokuserad politik.

I praktiken har Federal Reserve knappast följt en renodlat penningmängdsfokuserad politik ens under åren närmast efter politikomläggningen 1979. Med en mer komplicerad reaktionsfunktion kan risken för specifiktionsfel och simultanitetsbias väntas öka.

2.5 En svensk penningmarknadsmodell

När man ska formulera en svensk penningmarknadsmodell, på samma ambitionsnivå som t. ex. BoG-modellen, är det framför allt två skillnader mellan de svenska och amerikanska finansiella marknaderna som man måste ta hänsyn till. För det första är Sverige en liten öppen ekonomi där kapitalrörelser även i det mycket korta perspektivet kan antas ha stor betydelse. För det andra skiljer sig villkoren för de svenska bankernas upplåning i riksbanken radikalt från dem som tillämpas i Federal Reserve-systemet.

Den centrala räntevariabeln i den amerikanska modellen är räntan på

Federal funds, vilken motsvarar den svenska dagslåneräntan, dvs. räntan på lån med en dags löptid mellan bankerna; se Englund, Hörngren och Viotti (1986a). I Sverige finns det skäl att anta att dagslåneräntan mycket nära följer den kortsiktiga marginalkostnaden för banksystemets upplåning i riksbanken. Sådana lån är nämligen i stort sett perfekta substitut för dagslån banker emellan. I USA finns det däremot vissa intertemporala restriktioner på bankernas upplåningsmöjligheter och räntan på Federal funds kommer därför normalt att avvika från diskontot.

Den svenska dagslåneräntan kan således, via straffrätetrappan uppfattas som bestämd av banksystemets totala upplåning i riksbanken. För ett visst värde på BR kan dagslåneräntan avläsas i straffrätetrappan. Det innebär att straffrätetrappan anger hur mycket utlåning riksbanken förser marknaden med som en funktion av dagslåneräntan, dvs. den kan uppfattas som riksbankens utbudsfunktion på lånade reserver;

$$(2.7) \quad BR = g(r),$$

där r är dagslåneräntan, vilken vi antar sammanfaller med banksystemets marginalkostnad för upplåning i riksbanken.

I den amerikanska modellen saknas en särskild utbudsfunktion som svarar mot (2.7). Där har man antagit att centralbanken förser bankerna med den upplåning som efterfrågas vid givet diskonto. De restriktioner som faktiskt finns på bankernas upplåningsmöjligheter uttrycks där i stället genom antagandet att dagslån och riksbanksupplåning är imperfekta substitut för bankerna och att det således finns en särskild efterfrågefunktion för BR. Antagandet om att dessa poster är perfekta substitut i Sverige gör att vi här kan ersätta efterfrågefunktionen med arbitragevillkoret att dagslåneräntan r är lika med marginalräntan för riksbanksupplåning.

I Sverige är kassakravet på bankerna relaterat till den genomsnittliga inlåningen ett par månader tidigare (s. k. lagged reserve accounting). Detta innebär att en efterfrågefunktion på totala reserver motsvarande (2.1) endast är tillämplig om modellen uppfattas som giltig på så lång sikt. I annat fall utgörs reservefterfrågefunktionen endast av summan av en historiskt bestämd konstant och en slumpterm.

Ekvation (2.5) är fortfarande giltig som beskrivning av allmänhetens efterfrågan på pengar. Vidare ges allmänhetens efterfrågan på utländska värdepapper, F , av en analog efterfrågefunktion;

$$(2.8) \quad F = f(r, X_f) + \varepsilon_f, \quad dF/dr < 0.$$

Efterfrågan på utländska värdepapper bestämmer tillsammans med bytesbalansens ackumulerade saldon, CAB, valutareserven;

$$(2.9) \quad FX = CAB - F.$$

Vi kan uttrycka modellens lösning som ett villkor för jämvikt mellan efterfrågan och utbud på pengar. Med hjälp av riksbankens balansräkning och uttrycken (2.1), (2.5), (2.7), (2.8) och (2.9) fås

$$(2.10) \quad m(r, X_m) + \varepsilon_m = \frac{1}{a} (T^c + CAB - f(r, X_f) + g(r) - \varepsilon_f + \varepsilon_t).$$

Denna ekvation är helt analog med ekvation (2.6) i den amerikanska modellen. Skillnaderna ligger i högerledet, vilket anger utbudet av pengar. För det första har vi här delat upp de icke upplånade reserverna i deras beståndsdelar, $NR = T^c + CAB - F$. Anledningen till detta är att de privata kapitalflödena i denna modell av en öppen ekonomi är en funktion av räntan till skillnad från BoG-modellen där de uppfattades som exogent bestämda. För det andra bestäms mängden upplånade reserver i jämvikt av utbudsfunktionen g i stället för av efterfrågefunktionen b . Detta avspeglar den annorlunda aggregeringen i vår svenska modell där dagslån och riksbanksupplåning antas vara perfekta substitut.

Ekvation (2.10) bestämmer dagslåneräntan för givna värden på X -vektorer. Liksom i den amerikanska modellen antas denna ränta sammanfalla med räntan på penningmarknadsplaceringar. Detta antagande, som görs i Englund, Hörngren och Viotti (1985a, b), kan ses som en kombination av två antaganden: att de båda tillgångarna är perfekta substitut (p.g.a. riskneutralitet) och att dagslåneräntan förväntas vara konstant över den horisont (t.ex. 30 dagar) som penningmarknadsräntan avser. Detta är mycket restriktiva antaganden eftersom det finns alla skäl att vänta att marknadens förväntningar om framtida dagsräntor bl. a. beror på marknadens uppfattning om de principer som styr riksbankens penningpolitik.

En annan specifikation av sambandet mellan penningmarknadsräntan och modellen i övrigt är att, såsom i BoG-modellen, införa en relation mellan räntor på tillgångar med olika löptid, dvs. uttrycka penningmarknadsräntan (-räntorna) som en funktion av dagslåneräntan:

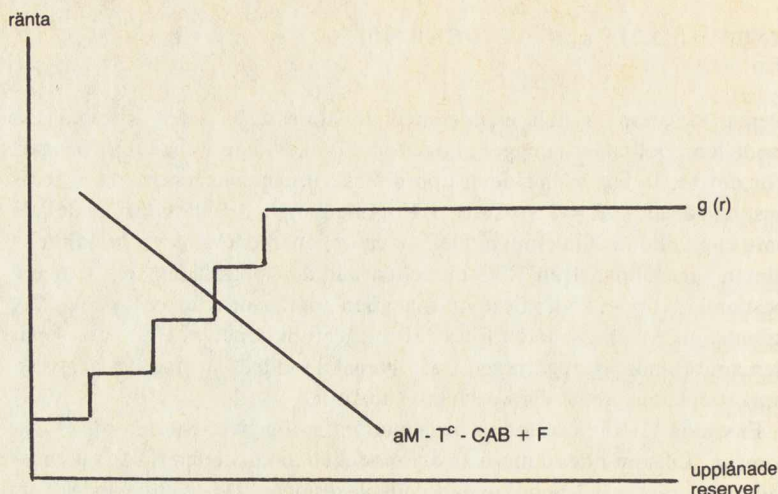
$$(2.11) \quad r_T = \varrho(r, X).$$

2.6 Penningpolitikens verkningssätt

Modellen kan användas till att belysa det första steget i den penningpolitiska beslutsprocessen: hur kan riksbanken med tillgängliga *instrument* bäst uppnå sina penningpolitiska *mål* givet de exogena *störningar* som ekonomin utsätts för? Om vi indelar modellens variabler i dessa tre kategorier har vi:

- intermediära mål: penningmängd (M), valutareserv (FX), räntor (r, r_T):
- instrument: marknadsoperationer (T^c), upplåningsvillkor i riksbanken ($g(\cdot)$), reservkrav (a);
- störningar: utländsk ränta (r_F), bytesbalans (CAB), övriga variabler ingående i X -vektorer, t. ex. inhemska efterfrågeskift.

Låt oss nu mot denna allmänna bakgrund titta på modellens verkningssätt. *Figur 2.1* illustrerar utbud och efterfrågan på dagslånemarknaden under antagande om att $r = r_T$, vilket innebär att det bara finns en endogen ränta och att samtliga endogena variabler kan uppfattas som bestämda av jämviktstvillkoret för dagslån. Notera att detta jämviktstvillkor självfallet är



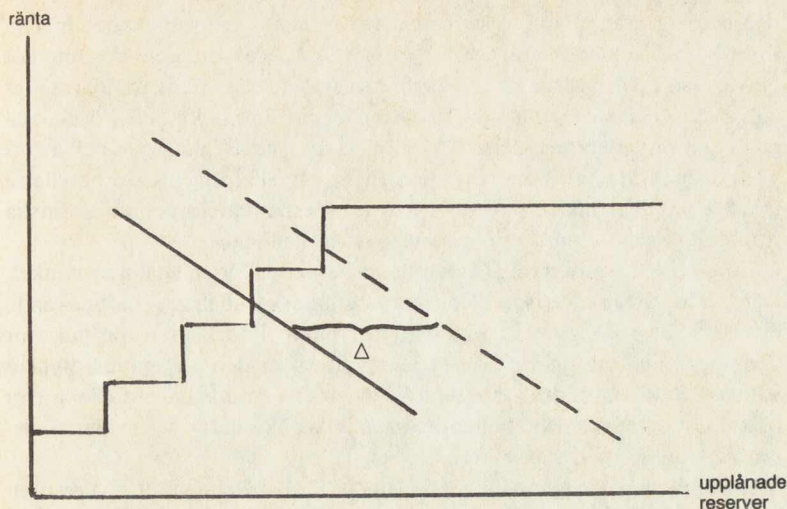
Figur 2.1 Dagslånemarknaden

identiskt med (2.10). För enkelhets skull har vi här satt alla stokastiska variabler till noll.

Utbudskurvan avbildar helt enkelt straffräntetrappan. Efterfrågekurvas negativa lutning avspeglar två faktorer. För det första leder ett högre inhemskt ränteläge till omplaceringar från utländska till inhemska papper och därmed till ökad inhemsk likviditet och minskad efterfrågan på dagslånemarknaden. För det andra medför ett högre ränteläge på penningmarknaden substitution från pengar till statspapper. Förutsatt att kassakravet en viss dag är angivet i relation till samma dags bankinlåning, kommer då ett högre ränteläge att medföra minskad efterfrågan på dagslån.

Det är inte vår avsikt att i detta sammanhang göra en detaljerad genomgång av modellens egenskaper; (för en sådan se Englund, Hörngren och Viotti (1985a, b). Låt oss dock som ett exempel betrakta effekterna på de penningpolitiska målen dels av en penningpolitisk åtgärd i form av en försäljning av statspapper (minskning av T^c), dels av en störning utifrån i form av ett bytesbalansunderskott (minskning i FX). Båda dessa händelser minskar likviditeten på dagslånemarknaden, dvs. skiftar efterfrågekurvan utåt och pressar därigenom upp ränteläget, se figur 2.2. Hur mycket *räntan* kommer att ändras för en given störning (en given storlek på det horisontella skiftet, Δ , av efterfrågekurvan) beror på kurvornas lutning: ju brantare kurvor desto större genomslag på räntan. Det blir alltså en större ränteeffekt (i) ju snabbare den marginella räntekostnaden stiger med volymen av riksbanksupplåning, och (ii) ju mindre räntekänslig allmänhetens efterfrågan på pengar och utländska värdepapper är.

På grund av modellens enkla struktur med endast en endogen ränta är det relativt enkelt att studera effekterna på de två övriga penningpolitiska målen. Låt oss börja med *penningmängden*. Eftersom penningmängden är efterfrågebestämd beror effekten för det första på hur den inhemska räntan påverkas vilket vi just analyserat, för det andra på hur ränteförändringen påverkar penningefterfrågan. Eftersom effekten på den inhemska räntan beror på hur räntekänslig efterfrågan på utländska tillgångar är, kommer



Figur 2.2 Effekten av en marknadsoperation

också penningmängden att påverkas av denna räntekänslighet. I extremfall där svenska och utländska tillgångar är perfekta substitut och efterfrågan på utländska tillgångar därför oändligt ränteelastisk blir efterfrågekurvan i figur 2.1 horisontell. Penningpolitiska åtgärder får ingen effekt vare sig på ränta eller penningmängd.

När det gäller effekterna på *valutareserven* finns det anledning att skilja mellan effekterna av en marknadsoperation och en bytesbalansförändring. En marknadsoperation påverkar valutareserven precis som penningmängden indirekt via räntan. Förändringen i räntan, som alltså beror dels på räntetrappans lutning, dels på hur räntekänslig allmänhetens efterfrågan på pengar och utländska värdepapper är, påverkar i sin tur de utländska kapitalrörelserna och därmed valutareserven. En bytesbalansförändring verkar på precis samma sätt med den skillnaden att vi också har en direkt påverkan på valutareserven. Den direkta negativa effekten på valutareserven av en försämring av bytesbalansen motverkas indirekt via en höjd ränta och därav framkallade kapitalflöden.

2.7 Ekonometriska studier av den svenska penningmarknaden

Enligt vår mening vore en trovärdigt estimerad ekonometrisk modell med den struktur som vi här har skisserat ett värdefullt hjälpmedel för analys av svensk penningmarknad och som stöd för penningpolitiskt beslutsfattande. Det ter sig därför som en angelägen forskningsuppgift att utveckla en sådan modell. Av flera skäl, vilka vi kortfattat berörde i avsnitt 2.4, är det emellertid också en svår uppgift. Vi har därför funnit det naturligt att i ett första steg studera de ingående relationerna en och en. De studier som vi presenterar i denna rapport omfattar de viktigaste delsambanden i modellen. I *kapitel 3* behandlas den grundläggande frågan om penningpolitisk

autonomi gentemot omvärlden genom en analys av sambandet mellan svenska och utländska räntor. Avspeglar skillnader i räntenivå gentemot omvärlden enbart förväntade växelkursrörelser, eller finns det därutöver en variabel och med penningpolitiska medel påverkbar premie? Förekomsten av en sådan premie, som kan förklaras av valutaregleringen och av att placerarna kräver riskkompensation, har självfallet avgörande betydelse för det meningsfulla i att intressera sig för nationella penningpolitiska frågeställningar och modellbyggande över huvud taget.

I *kapitel 4* behandlas frågan om utlandsberoendet ur en annan synvinkel. Där estimeras en efterfrågeekvation på utländska tillgångar motsvarande ekvation (2.8). Denna kan sägas ge mer direkt information om hur stor penningpolitisk autonomi Sverige har, eftersom den anger hur mycket valuta som flödar ut ur landet till följd av en given ränteändring. Samtidigt måste den skattade ekvationen på grund av olika data- och estimationsproblem tolkas med största försiktighet.

Efterfrågan på pengar behandlas i *kapitel 5*. Där sammanfattar vi resultaten från en relativt grundlig jämförande studie av olika specifikationer av efterfrågefunktioner med avseende på förklarande variabler, dynamisk specifikation m. m.

I *kapitel 6* studeras sambandet mellan räntor på olika löptider. Huvudfrågan är om de långa räntorna enbart avspeglar förväntade framtida korta räntor, eller om skillnaden mellan korta och långa räntor dessutom beror på riskfaktorer. Denna fråga undersöks för statsskuldväxlar av olika löptid, men resultaten har implikationer även för ekvation (2.11) som anger sambandet mellan dagslåneräntan och en representativ penningmarknadsränta.

Våra samlade empiriska studier kommer en bit på vägen mot en ekonomiskt estimerad penningmarknadsmodell på samma ambitionsnivå som t. ex. BoG-modellen. Som vi har sett är ju denna väsentligen estimerad med enekvationsmetoder. I det avslutande *kapitel 7* söker vi dra ihop några trådar ur de olika kapitlen och sammanfatta de viktigaste slutsatserna.

Appendix till kapitel 2

Källa: Anderson och Rasche (1982)

Federal Reserve Board of Governors Model

Coefficient estimates are those reported by the model's authors (*t*-statistics in parentheses).

All growth rates are continuous compounded (that is, calculated as first-difference of the natural logs of the levels).

Variables (in order of appearance in equations)

<i>CURUND</i>	growth rate of currency plus traveler's checks, seasonally adjusted (s.a.)
<i>PIUND</i>	growth rate of personal income, s.a.
<i>RCPUD</i>	growth rate of the 30-day finance company commercial paper rate
<i>DDAUND</i>	growth rate of demand deposit component of MIA, s.a.
<i>CON</i>	dummy variable for equation (A.2.a) = 1 1974.07–1977.03 = 0 otherwise
<i>CON2</i>	dummy variable for equation (A.3.a) = 1 1974.04–1977.03 = 0 otherwise
<i>DUMATS</i>	dummy variable for introduction of NOW accounts = 0.5, 1.0, 1.5, 1.0 and 0.5 in 1978.11–1979.03, respectively = 0 otherwise
<i>FITZUD</i>	growth rate of monthly Fitzgerald rate, generated by Farr
<i>X</i>	log of passbook savings at commercial banks, millions of dollars, s.a.
<i>PI</i>	personal income, annual rate, s.a.
<i>RSAV</i>	interest rate on passbook savings
<i>FITZ</i>	the Fitzgerald rate, an estimate of the "holding period" yield on very short-term-to-maturity time deposits, obtained from the "yield curve" of such deposits
<i>RCP</i>	daily average of 30-day finance company commercial paper

<i>Y</i>	log of small time deposits at commercial banks, millions of dollars, s.a.
<i>Z</i>	log of large time deposits of commercial banks, millions of dollars, s.a.
<i>CD3</i>	90-day primary CD rate
<i>R90</i>	90-day Treasury bill rate
<i>RCDS</i>	90-day secondary CD rate
<i>RFF</i>	federal funds rate, daily average
<i>DUMCD</i>	dummy for introduction of money market fund CDs
	= 0 through 1978.05
	= 0.5 1978.06
	= 1 thereafter
<i>Q1</i>	regulation Q ceiling on passbook savings
<i>RTIM</i>	rate on small time deposits (<\$100,000)
<i>RMMF</i>	30-day investment yield on money market mutual funds
<i>EXRAT</i>	(excess reserves, n.s.a.)/(total bank deposits, n.s.a.)
<i>BORRAT</i>	(nonemergency discount window borrowing of member and nonmember institutions, n.s.a.)/(total bank deposits, n.s.a.)
<i>SPR1</i>	0 if $(RFF-RDIS) \leq 0$ $(RFF-RDIS)$ if $0 < (RFF-RDIS) \leq 1$ $(RFF-RDIS)^{1/2}$ if $(RFF-RDIS) > 1$
<i>RDIS</i>	Federal Reserve Bank of New York discount rate
<i>SPR2</i>	$(RFF-RDIS)$ if $-1 \leq (RFF-RDIS) \leq 0$ $-[-(RFF-RDIS)]^{1/2}$ if $(RFF-RDIS) < -1$
ΔRR	change in (first difference of) required reserves
ΔNBR	change in nonborrowed reserves, millions of dollars, n.s.a.
<i>RATT</i>	(reserves held against time deposits)/(total bank savings and time deposits, n.s.a.)
<i>TDUM</i>	dummy for supplementary reserve requirements against large time deposits (>\$100,000)
<i>LRATD</i>	log of (reserves held against demand deposits)/(demand deposits in MIA, n.s.a.)
S_i	seasonal dummy (monthly)
<i>DDUM2-DDUM6</i>	dummy for change in reserve requirements against demand deposits
<i>TREND</i>	estimated trend in seasonally adjusted demand deposits
<i>DDAS</i>	demand deposit component of MIA, n.s.a.
<i>DDA</i>	demand deposit component of MIA, s.a.

$$CURUND = -0.001 + \sum_{i=0}^9 a_i PIUND_{-i} + \sum_{i=0}^{10} b_i RCPUD_{-i} \quad (A.1.a)$$

(-2.94)

<i>i</i>	<i>a</i>	<i>b</i>
0	0.096	-0.0059
1	0.112	-0.0054
2	0.122	-0.0049
3	0.127	-0.0044
4	0.126	-0.0038
5	0.119	-0.0033
6	0.107	-0.0028
7	0.089	-0.0022
8	0.065	-0.0017
9	0.035	-0.0011
10		-0.0006

$$\Sigma a_i = 0.999; \quad \Sigma b_i = -0.036$$

(75.5) (-5.58)

$$\bar{R}_e^2 = 0.046; \quad SEE = 0.00229; \quad D-W = 2.16$$

Sample Period: 1971.01–1980.12

Constraints: $\Sigma a_i = 1$ ($k = 0.03$)

$$DDAUND = -0.007 CON - 0.006 DUMATS + \sum_{i=0}^6 a_i RCPUD_{-i}$$

(-3.68) (-1.67)

$$+ \sum_{i=0}^3 b_i FITZUD_{-i} + \sum_{i=0}^5 c_i PIUND_{-i} + 0.459 U_{-1}$$

(5.37)

(A.2.a)

<i>i</i>	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>
0	-0.027	-0.013	0.122
1	-0.026	-0.013	0.179
2	-0.024	-0.011	0.205
3	-0.022	-0.007	0.200
4	-0.018		0.164
5	-0.013		0.098
6	-0.007		

$$\Sigma a_i = -0.136; \quad \Sigma b_i = -0.044; \quad \Sigma c_i = 0.968$$

(-14.9) (-4.52) (7.73)

$$\bar{R}_e^2 = -0.271; \quad SEE = 0.00505; \quad D-W = 2.15$$

Sample Period: 1971.01–1979.12

Constraints: $\Sigma a_i = -0.16$ ($k = 0.25$) $\Sigma b_i = -0.05$ ($k = 0.25$)

$$\begin{aligned}
 DDBUND = & -0.006 \text{ CON2} + \sum_{i=0}^6 a_i RCPUD_{-i} + \sum_{i=0}^3 b_i FITZUD_{-i} \\
 & (-3.95) \\
 & + \sum_{i=0}^5 c_i PIUND_{-i} + 0.351 U_{-1} \quad (A.3.a) \\
 & (3.90)
 \end{aligned}$$

i	a	b	c
0	-0.022	-0.010	0.158
1	-0.022	-0.012	0.190
2	-0.021	-0.011	0.198
3	-0.019	-0.007	0.183
4	-0.016		0.145
5	-0.011		0.084
6	-0.006		
7			

$$\begin{aligned}
 \Sigma a_i = & -0.117; \quad \Sigma b_i = 0.040; \quad \Sigma c_i = 0.958 \\
 & (-11.4) \quad \quad \quad (-3.40) \quad \quad \quad (9.38)
 \end{aligned}$$

$$\bar{R}_e^2 = -0.246; \quad SEE = 0.00488; \quad D-W = 2.10$$

Sample Period: 1971.01–1979.12

$$\text{Constraints: } \Sigma a_i = -0.16 \quad (k = 0.15) \quad \Sigma b_i = -0.05 \quad (k = 0.15)$$

$$\begin{aligned}
 X = & 0.041 \log(PI) + 0.207 \log(RSAV) - 0.030 \log(FITZ) \\
 & (3.88) \quad \quad \quad (5.44) \quad \quad \quad (-3.46)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 - & 0.027 \log(RCP) + 0.935 X_{-1} + 0.554 U_{-1} \quad (A.6) \\
 & (-5.35) \quad \quad \quad (74.5) \quad \quad \quad (7.29)
 \end{aligned}$$

$$\bar{R}_e^2 = 0.999; \quad SEE = 0.00509; \quad D-W = 1.72$$

Sample Period: 1971.01–1980.12

$$\begin{aligned}
 Y = & 0.035 \log(PI) + 0.047 \log(FITZ) - 0.018 \log(RCP) \\
 & (2.41) \quad \quad \quad (4.81) \quad \quad \quad (-2.92)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 + & 0.955 Y_{-1} + 0.462 U_{-1} \quad (A.7) \\
 & (54.1) \quad \quad \quad (5.71)
 \end{aligned}$$

$$\bar{R}_e^2 = 0.999; \quad SEE = 0.00697; \quad D-W = 1.98$$

Sample Period: 1971.01–1980.12

$$\begin{aligned}
 Z = & 0.049 \log(PI) + 0.079 \log(CD3) - 0.060 \log(FITZ) \\
 & (4.60) \quad \quad \quad (6.16) \quad \quad \quad (-3.52)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 + & 0.938 Z_{-1} + 0.363 U_{-1} \quad (A.8) \\
 & (66.6) \quad \quad \quad (4.27)
 \end{aligned}$$

$$\bar{R}_e^2 = 0.999; \quad SEE = 0.0162; \quad D-W = 1.87$$

Sample Period: 1971.01–1980.12

$$R90 = 1.02 + 0.263 RCP + 0.496 RCDS + 0.843 U_{-1} \quad (B.1)$$

(3.98) (2.72) (5.56) (1.71)

$$\bar{R}_e^2 = 0.988; \quad SEE = 0.280; \quad D-W = 2.20$$

Sample Period: 1971.01–1980.12

$$RCP = 0.227 R90 + 0.497 CD3 + 0.268 RFF + 0.546 U_{-1} \quad (B.2)$$

(5.94) (9.29) (6.69) (7.14)

$$\bar{R}_e^2 = 0.997; \quad SEE = 0.160; \quad D-W = 2.01$$

Sample Period: 1971.01–1980.12

$$FITZ = 0.493 + 0.105 R90 + 0.512 \cdot (R90 \cdot DUMCD)$$

(2.90) (3.36) (11.6)

$$+ 0.814 FITZ_{-1} - 0.464 (DUMCD \cdot FITZ_{-1})$$

(18.6) (-9.73)

$$+ 0.325 U_{-1} \quad (B.3)$$

(3.76)

$$\bar{R}_e^2 = 0.992; \quad SEE = 0.214; \quad D-W = 1.87$$

Sample Period: 1971.01–1980.12

$$CD = 0.181 + 1.00 RCP + 0.631 U_{-1} \quad (B.4)$$

(1.60) (74.3) (8.90)

$$\bar{R}_e^2 = 0.995; \quad SEE = 0.207; \quad D-W = 1.95$$

Sample Period: 1971.01–1980.12

$$RCDS = 0.779 RCP + 0.314 R90 + 0.689 U_{-1} \quad (B.5)$$

(12.3) (4.52) (10.4)

$$\bar{R}_e^2 = 0.994; \quad SEE = 0.254; \quad D-W = 1.86$$

Sample Period: 1971.01–1980.12

$$RSAV = 0.304 QI + 0.689 RSAV_{-1} + 0.812 U_{-1} \quad (B.6)$$

(14.4) (31.7) (15.2)

$$\bar{R}_e^2 = 0.998; \quad SEE = 0.012; \quad D-W = 2.13$$

Sample Period: 1971.01–1980.12

$$RTIM = 0.232 (FITZ \cdot DUMCD) + 0.352 Q1$$

(9.52) (6.40)

$$- 0.335 (Q1 \cdot DUMCD) + 0.715 RTIM_{-1}$$

(-7.26) (16.2)

$$+ 0.689 U_{-1} \quad (B.7)$$

(10.4)

$$\bar{R}_e^2 = 0.990; \text{ SEE} = 0.128; \text{ D-W} = 1.37$$

Sample Period: 1971.01–1980.12

$$\begin{aligned} EXRAT = & 0.00003 + 0.521 EXRAT_{-1} + 0.101 EXRAT_{-3} \\ & (1.80) \quad (6.53) \quad (1.44) \\ & + 0.251 EXRAT_{-12} - 0.272 U_{-1} \\ & (4.11) \quad (-3.07) \end{aligned} \quad (C.1)$$

$$\bar{R}_e^2 = 0.590; \text{ SEE} = 0.00007; \text{ D-W} = 1.95$$

Sample Period: 1971.01–1980.12

$$\begin{aligned} BORRAT = & 0.0006 + 0.0008 SPRI + 0.0004 SPRI_{-1} \\ & (3.33) \quad (9.06) \quad (5.33) \\ & + 0.0001 SPR2 + 0.0000005 \Delta RR \\ & (0.94) \quad (8.62) \\ & - 0.0000006 \Delta NBR + 0.883 U_{-1} \\ & (-10.0) \quad (23.4) \end{aligned} \quad (C.2)$$

$$\bar{R}_e^2 = 0.961; \text{ SEE} = 0.0002; \text{ D-W} = 1.73$$

Sample Period: 1968.01–1980.10

$$\begin{aligned} RATT = & 0.996 RATT_{-1} + 0.0002 TDUM + 0.378 U_{-1} \\ & (34.7) \quad (1.13) \quad (4.44) \end{aligned} \quad (C.3)$$

$$TDUM = \begin{aligned} & 14/30 \text{ in } 1978.11 \\ & 1 \text{ for } 1978.12 - 1980.07 \\ & 7/31 \text{ in } 1980.08 \\ & 0 \text{ thereafter} \end{aligned}$$

$$\bar{R}_e^2 = 0.977; \text{ SEE} = 0.0005; \text{ D-W} = 1.93$$

Sample Period: 1971.01–1980.10

$$\begin{aligned} LRATD = & 0.956 + \sum_{i=2}^{12} a_i S_i - 0.140 DDUM2 + 0.015 DDUM3 \\ & (2.01) \quad (-19.7) \quad (2.33) \\ & - 0.036 DDUM4 - 0.023 DDUM5 - 0.032 DDUM6 \\ & (-4.06) \quad (-2.61) \quad (-4.65) \\ & - 0.244 \log(TREND) - 0.595 [\log(DDAS)] \\ & (-6.22) \quad (-4.22) \end{aligned}$$

$$- \log(TREND D)] + 0.402 U_{-1} \quad (C.4)$$

(4.77)

<i>i</i>	<i>a</i>	<i>i</i>	<i>a</i>	
2	-0.046 (-6.36)	8	-0.060 (-8.99)	$DDUM2 = \begin{cases} 14/30 \text{ in } 1972.11 \\ 1 \text{ thereafter} \end{cases}$
3	-0.066 (-9.09)	9	-0.066 (-10.9)	$DDUM3 = \begin{cases} 28/31 \text{ in } 1973.08 \\ 1 \text{ thereafter} \end{cases}$
4	-0.057 (-11.5)	10	-0.055 (-9.99)	$DDUM4 = \begin{cases} 5/31 \text{ in } 1974.12 \\ 1 \text{ thereafter} \end{cases}$
5	-0.048 (-6.14)	11	-0.063 (-12.7)	$DDUM5 = \begin{cases} 1/28 \text{ in } 1975.02 \\ 1 \text{ thereafter} \end{cases}$
6	-0.070 (-11.8)	12	-0.052 (-13.9)	$DDUM6 = \begin{cases} 18/31 \text{ in } 1977.01 \\ 1 \text{ thereafter} \end{cases}$
7	-0.047 (-8.27)			

$\bar{R}_e^2 = 0.993$; SEE = 0.00922; D-W = 2.14
Sample Period: 1971.01–1980.10

$$TREND D = 1.004 DDA_{-1} + 0.256 U_{-1} \quad (C.5)$$

(1506) (3.17)

$\bar{R}_e^2 = 0.999$; SEE = 1263; D-W = 1.84
Sample Period: 1969.01–1980.12

3 Ränteparitet*

3.1 Inledning

I föregående kapitel (avsnitt 2.6) fastslogs bl. a. att ju mindre räntekänslig allmänhetens efterfrågan på utländska värdepapper är, desto större blir ränteeffekten av en öppen marknadsoperation. Om svenska och utländska tillgångar vore perfekta substitut i placerarnas portföljer skulle denna känslighet vara oändligt stor och varje räntedifferens skulle ge upphov till så omfattande kapitalflöden att avvikelsen eliminerades. Att inhemska och utländska värdepapper betraktas som imperfekta substitut är således ett nödvändigt (men inte tillräckligt) villkor för penningpolitisk autonomi. I detta kapitel ska vi diskutera relationen mellan inhemska och utländska räntor med hjälp av några s. k. paritetsvillkor och rapportera empiriska resultat som belyser den viktiga frågan om graden av substituerbarhet mellan krontillgångar och utländska tillgångar.

3.2 Paritetsrelationer och ränteberoende

Man kan på goda teoretiska och empiriska grunder räkna med att placeringar i utländska värdepapper som kurssäkras via terminsmarknaden för valuta, s. k. "externa kronor", utgör ett perfekt substitut till kronplaceringar. Att låna i externa kronor innebär t. ex. att man tar upp ett lån i dollar och samtidigt på terminsmarknaden köper motsvarande mängd dollar med avtal om leverans vid den tidpunkt då lånet ska betalas tillbaka. Genom kurssäkringen elimineras valutakursrisken helt och förhållandet mellan två i övrigt identiska tillgångar bör då karakteriseras av s. k. *kurssäkrad ränteparitet* eller *CIP* ("covered interest parity"), dvs.

$$(3.1) \quad r_T = r_F + fp,$$

där r_T är kronräntan, r_F är den utländska räntan, t. ex. på dollartillgångar, och fp representerar terminspremien, dvs. den procentuella skillnaden mellan terminskursen och avistakursen på, i det här fallet, dollar.

Detta villkor upprätthålls genom ren arbitrageverksamhet, dvs. de transaktioner som krävs för att likheten i (3.1) ska vara uppfylld involverar inget risktagande från placerarnas sida. Antag att det uppstår en situation där utlandsräntan är 7 procent och terminspremien uppgår till 2 procent samtidigt som räntan på den svenska penningmarknaden är 10 procent. För en placerare med möjlighet att ta upp utlandslån lönar det sig uppenbarligen i

* Kapitlet bygger på material som tidigare presenterats av Hörngren och Vredin (1986a, b).

så fall att låna i utländsk valuta, kurssäkra lånet genom att köpa valuta på termin och köpa t. ex. statsskuldväxlar. Detta leder till en säker vinst på 1 procent: kostnaden för utlandslånet, inklusive kostnaden för terminssäkring, uppgår till 9 procent, medan avkastningen på placeringen i Sverige är 10 procent. En avvikelse från CIP av detta slag skulle följaktligen leda till ökad efterfrågan både på utländsk valuta på terminsmarknaden och på inhemska värdepapper och framkalla en höjning av terminspremien och/eller en sänkning av den inhemska räntan. Det finns anledning förmoda att sådana arbitragemöjligheter kommer att utnyttjas och leda till portföljpassningar mycket snabbt, om inte marknaden på något sätt förhindras att fungera normalt.

Avvikelser från CIP kan emellertid vara bestående om valutaregleringen sätter gränser för arbitrageverksamheten, t. ex. genom att begränsa utlandsupplåningen och handeln med terminsvalutor, och/eller om de potentiella arbitragevinsterna understiger transaktionskostnaderna. Englund, McPhee och Viotti (1985) har visat att avvikelserna från CIP i Sverige åtminstone sedan slutet av 1982 och för löptider upp till sex månader har varit tillräckligt små för att helt kunna förklaras med hänvisning till transaktionskostnader. Tidigare förekom emellertid längre perioder med avvikelser från CIP på flera procentenheter. För längre löptider uppträder fortfarande paritetsavvikelser och ännu 1985 var räntedifferenserna för 12-månaders placeringar så stora att de måste förklaras med hänvisning till valutaregleringen (se även SOU 1985: 52, kapitel 17 och Franzén (1986)). Under 1986 har emellertid vissa lättnader i regleringarna införts vilka ökat bankernas möjligheter att agera på terminsmarknaden och numera kan CIP anses vara uppfyllt även för placeringar på tolv månader.

Att externa kronor är perfekta substitut till kronplaceringar betyder emellertid inte att den inhemska räntenivån är helt bestämd av den utländska och därigenom oberoende av riksbankens åtgärder. CIP-villkoret säger bara att dessa åtgärder inte har någon effekt på räntenivån om de inte samtidigt påverkar terminspremien på valutamarknaden. Det är därför motiverat att studera terminspremiens bestämningsfaktor lite närmare.

Låt oss börja med att anta att den premie som en säljare av utländsk valuta på terminsmarknaden kräver är helt bestämd av den förväntade procentuella deprecieringen av kronan, s:

$$(3.2) \quad fp = s.$$

Substitution av (3.2) i (3.1) ger villkoret för *icke kurssäkrad ränteparitet* eller *UIP* ("uncovered interest parity"):

$$(3.3) \quad r_T = r_F + s.$$

Antagandet att terminspremien motsvarar den förväntade växelkursjusteringen innebär att aktörerna inte tar någon hänsyn till den risk som ligger i att ha en öppen (icke kurssäkrad) position. Om exempelvis terminskursen skulle ligga över den nivå på vilken de tror att avistakursen ska hamna, vore de villiga att sälja obegränsade mängder utländsk valuta på termin och ta en öppen position på terminsmarknaden. Detta utbud skulle pressa ned terminspremien så att villkoret (3.2) blev uppfyllt.

Att en säljare av utländsk valuta på termin inte kräver någon extra kompensation för att ta en sådan risk betyder att han är *riskneutral*. Riskneutralitet innebär i detta sammanhang att inhemska och utländska värdepapper uppfattas som perfekta substitut även när innehaven inte kurssäkras. Om UIP-villkoret är uppfyllt kan alltså detta tolkas som resultatet av portföljanpassningar hos riskneutrala placerare som betraktar inhemska och utländska värdepapper som perfekta substitut.

Om UIP skulle gälla, kunde riksbanken påverka den inhemska räntenivån endast genom att skapa förväntningar om depreciering eller appreciering av kronan. För att penningpolitiken skall kunna ha någon effekt på räntenivån för en given förväntad förändringstakt i växelkursen, vilken möjligen är noll i ett system med i princip fast växelkurs, krävs följaktligen att UIP-villkoret inte är uppfyllt, dvs. att inhemska och utländska – icke kurssäkrade – placeringar är imperfekta substitut.

Likaväl som det finns skäl att anta att CIP-villkoret håller, kan man på goda grunder förvänta sig att UIP-villkoret *inte* gäller om växelkurserna inte är helt (och trovärdigt) fixerade. Den som gör riskfyllda placeringar (på värdepappers- eller terminsmarknaderna) kräver i allmänhet kompensation i form av en *riskpremie*, dvs. kräver att en riskabel placering har en högre förväntad avkastning än en helt riskfri placering. Vi bör därför skriva om villkoren (3.2) och (3.3) som

$$(3.4) \quad fp = s + p$$

respektive

$$(3.5) \quad r_T = r_F + s + p,$$

där p betecknar riskpremien. Om det är (3.5) som är den korrekta beskrivningen av ränterelationen, finns det en möjlighet för riksbanken att påverka den inhemska räntenivån under förutsättning att den kan kontrollera riskpremiens storlek. Frågan om graden av penningpolitiskt oberoende blir således intimt förknippad med frågan om vad som bestämmer riskpremien.

Teoretiska modeller för prissättning av finansiella tillgångar ger vid handen att riskpremien påverkas av bl. a. följande faktorer (se Hörngren och Vredin (1986a) för en detaljerad analys och vidare referenser):

- *Graden av riskversion*. Om placerarna är riskneutrala, dvs. saknar riskaversion, uppstår självfallet ingen premie, men ju större deras ovilja mot att ta risker är, desto större kommer avvikelserna från UIP att kunna vara.
- *Växelkursernas rörlighet (varians)*. Det är uppenbart att om växelkurserna vore helt fasta, funnes det ingen växelkursrisk och därmed inget motiv för en riskpremie. Allt annat lika gäller emellertid att ju större rörlighet, desto större osäkerhet och desto högre krav på riskpremier.
- *Samvariationen (kovariansen) hos växelkurserna*. En tillgång i utländsk valuta kan vara attraktiv, även om valutan i fråga uppvisar hög varians. Innehav av en valuta som har en tendens att stiga i värde när andra valutor sjunker (och vice versa) reducerar den totala variansen (risken) i portföljen, och placerarna kommer då att kräva en relativt låg riskpremie för en placering i en sådan valuta.

- *Betalningsmönstret.* Huruvida en tillgång i en viss valuta är riskabel eller ej beror inte enbart på dess egenskaper som finansiell placering. Antag att en placerare har en dollartillgång som förfaller om en månad. Om samma placerare vet att han vid denna tidpunkt ska göra en motsvarande betalning i dollar, är denna placering i realiteten helt riskfri, eftersom det aldrig kommer att bli aktuellt att växla dessa dollar till någon annan valuta. Växelkursvariationer blir därmed irrelevanta. Mer generellt gäller att en placerare som förbrukar såväl inhemska som utländska varor och önskar få en riskfri avkastning bör hålla både svenska och utländska tillgångar och se till att förfallostrukturen i respektive valuta sammanfaller med det förväntade betalningsmönstret. Dessa resonemang innebär också att det endast är en placerare som enbart förbrukar svenska varor som kan få en riskfri avkastning genom att hålla enbart krontillgångar.
- *Sammansättningen av marknadsportföljen.* En ökning av utbudet på en viss tillgång leder till krav på högre avkastning, dvs. en större riskpremie. För att ta ett konkret exempel, låt oss anta att riksbanken genom en försäljning av statsskuldväxlar ökar det utestående utbudet av krontillgångar och att detta tenderar att höja penningmarknadsräntan. Detta ger placerarna incitament att ta upp lån utomlands och köpa svenska penningmarknadspapper, dvs. placeringar i krontillgångar finansieras genom lån i utländsk valuta, vilket är liktydigt med ett kapitalinflöde. Därigenom ökar emellertid också placerarnas exponering för växelkursrisk och de riskerar att göra förluster om kronan skulle falla gentemot lånevalutan under lånets löptid. Om placerarna har någon grad av riskversion, dvs. om UIP inte gäller, kommer därför utlandsupplåningen (kapitalinflödet) att upphöra innan den ursprungliga ränterelationen återställts. Denna (bestående) räntehöjning är liktydig med en höjning av riskpremien på krontillgångar orsakad av att placerarna måste hålla en större andel av sina tillgångar i kronor (och en större andel av sina skulder i utländsk valuta). Kombinerar vi dessa resonemang med den förra punkten kan vi dra slutsatsen att ju större avvikelser det finns mellan sammansättningen av de totala finansiella tillgångarna och betalningsmönstret, desto större risk tvingas placerarna ta och desto större premier kommer de att kräva.¹

¹ Det bör observeras att en riskpremie inte behöver vara positiv. En del aktörer på kreditmarknaden har p. g. a. sitt konsumtionsmönster starka preferenser för krontillgångar, medan andra är mer intresserade av att placera i dollartillgångar. Huruvida kronräntor kommer att bli högre eller lägre än dollarräntor (vid givna växelkursförväntningar) beror på relationerna mellan utbud och efterfrågan på kron- och dollartillgångar.

3.3 Valutapolitiken och ränteberoendet

Vilka slutsatser kan vi dra av denna summariska beskrivning av riskpremiens bestämning beträffande riskbankens möjlighet att systematiskt kontrollera riskpremiens storlek och därmed den inhemska räntenivån? Under förutsättning att placerarna inte är riskneutrala, uppstår en riskpremie om växelkursen inte hålls helt fixerad, dvs. om variansen inte är noll. Genom att låta kronans kurs variera kan riksbanken således introducera en viss osäkerhet och därmed ge placerarna anledning att kräva en riskpremie. Även kronans samvariation med andra valutor är något som riksbanken i princip har inflytande över.

Trots att variabiliteten i kronans värde påverkar riskpremien och är en

grundförutsättning för att en premie ska uppstå är detta knappast att betrakta som ett policyinstrument för kortsiktig styrning av ränterelationen. Däremot kan sammansättningen av marknadsportföljen i hög grad påverkas av riksbanken. Som exemplet ovan illustrerade, leder en marknadsoperation på den inhemska penningmarknaden till att andelen krontillgångar ändras, vilket framkallar justeringar i riskpremien på krontillgångar. Detta är i grunden samma resultat som man kommer fram till i konventionell analys av effekterna av en öppen marknadsoperation (jfr avsnitt 2.6), även om beskrivningen vanligen inte görs i termer av effekterna på riskpremien.

Valutaregleringen, vars roll hittills inte har berörts, tenderar att förstärka den mekanism som kopplar riskpremien till andelen krontillgångar i placerarnas portföljer. En viktig bestämmelse i valutaregleringen är förbudet för utlänningar att placera på den svenska penningmarknaden. Konkret innebär det i vårt exempel med en försäljning av obligationer på marknaden att dessa med nödvändighet måste absorberas i svenska placerares portföljer. Om den svenska marknaden hade varit öppen för all världens placerare skulle den ökade mängden krontillgångar kunna spridas över ett mycket stort antal portföljer och den ökade exponeringen för varje enskild placerare skulle kanske inte bli så stor. Effekten på riskpremien skulle alltså bli svagare och riksbankens möjlighet att på detta sätt påverka räntedifferensen skulle i så fall sannolikt vara mindre än i det nuvarande systemet.

En slutsats av diskussionen om riskpremiens bestämning i föregående avsnitt var att variabiliteten i växelkursen är en viktig faktor. Det innebär att växelkurspolitiken intar en central roll i diskussionen av ränteberoendet. Den svenska växelkurspolitiken syftar till att stabilisera kronans värde gentemot ett vägt genomsnitt av utländska valutor, den s. k. valutakorgen. Riksbanken har angett ett riktvärde för korgindexet, men tillåter betydande avvikelser från detta inom ett band motsvarande ca $\pm 1,5$ procent. Om kronans värde hölls helt fast i förhållande till korgens index skulle en portfölj av utländska tillgångar, vars sammansättning replikerade valutakorgen, ha exakt samma risk som en portfölj bestående av enbart krontillgångar. Ett s. k. korglån i utländsk valuta skulle således vara ett perfekt substitut till ett lån i kronor även utan terminssäkring. Detta skulle vara liktydigt med en fullständigt fast växelkurs, vilket i enlighet med analysen ovan skulle medföra att den inhemska räntenivån bestämdes som ett vägt genomsnitt av utländska räntor. Denna slutsats är helt analog med det konventionella resultatet att en fast växelkurs gentemot någon specifik utländsk valuta leder till ett fullständigt ränteberoende.

Av detta resonemang följer två viktiga slutsatser. För det första är graden av penningpolitiskt oberoende avhängig det faktum att valutakorgens index tillåts att variera. Dels finns den grundläggande osäkerheten som sammanhänger med farhågorna för nya devalveringar, dvs. justeringar av riktvärdet. Sådana genomfördes ju både 1981 och 1982. Dels, och sannolikt oftast viktigare i det kortsiktiga och penningpolitiska perspektivet, innebär korgindexets rörelser inom bandet att kostnaderna för ett korglån är osäkra även om man inte befarar en devalvering. Det kan tyckas att ett band motsvarande $\pm 1,5$ procent är så smalt att det inte skulle ha

någon betydelse, men man bör notera att exempelvis en tvåprocentig depreciering motsvarar en ökning i räntekostnaden för ett utlandslån på ca 24 procent i årsräntetermer om den sker under en månad och över 100 procent om förändringen sker under loppet av vecka. Rörelser inom bandet är således en faktor som placerarna har anledning att beakta och därmed kan den antas påverka deras krav på riskkompensation. Sett ur detta perspektiv kan således riksbankens val att specificera ett relativt brett band ses som en del i den allmänna strävan att upprätthålla ett penningpolitiskt oberoende.

Den andra viktiga slutsatsen gäller hur en riskpremie som riksbanken har möjlighet att påverka, och som därmed kan utgöra grund för en oberoende räntepolitik, ska kunna identifieras. Hörngren och Vredin (1986b) visar genom en formell analys av ett valutakorgssystem att riskpremien i bilaterala växelkursrelationer, t. ex. mellan kronor och dollar, består av två komponenter, där den ena bestäms av förhållandena på den internationella valutamarknaden, t. ex. samvariationen mellan dollarn och D-marken, och den andra sammanhänger med kronkorgens variabilitet. Den förstnämnda premiekomponenten måste antas vara i stort sett opåverkbar från den svenska riksbankens synpunkt och kan därmed inte utgöra grundvalen för en självständig penningpolitik. Det skulle således kunna finnas premier i bilaterala relationer även om kronan hölls helt fast gentemot korgen. Den från penningpolitisk synpunkt relevanta premien är i stället den som (eventuellt) uppstår på grund av osäkerheten om valutakorgens utveckling. Denna premie kan mätas genom att jämföra avkastningen på krontillgångar och en korgvägd portfölj av utländska placeringar, en slutsats som har direkta implikationer för hur empiriska undersökningar av riskpremien på krontillgångar bör läggas upp.

3.4 Empiriska test av ränteparitet

Vi ska i detta avsnitt redovisa resultat från test av förekomsten av en riskpremie på krontillgångar. Det bör noteras att testen är ateoretiska, vilket innebär att de inte ger någon grund för utsagor om vad som bestämmer premiernas storlek osv. Frågan gäller i stället enbart huruvida vi kan påvisa systematiska avvikelser från UIP, vilket skulle vara konsistent med hypotesen att det finns en riskpremie.

Vi vill således testa hypotesen att $p = 0$ i ekvationen (3.4) respektive (3.5) och vi kommer att utgå från relationen mellan terminspremien och den framtida förändringen av växelkursen; så länge CIP håller är uttrycken (3.4) och (3.5) ekvivalenta. Ett sätt att testa hypotesen $p = 0$ är att utgå från följande regressionsmodell:

$$(3.6) \quad e_{t+1} = a + b f p_t + \varepsilon_{t+1},$$

där e_{t+1} är den realiserade växelkursförändringen mellan perioderna t och $t + 1$ och ε_{t+1} är en slumpterm. Under hypotesen $p = 0$ är den lika med prognosfelet i placerarnas bedömning av den framtida växelkursen, dvs.

$$(3.7) \quad \varepsilon_{t+1} = e_{t+1} - s_t,$$

där s_t är prognosen av växelkursens förändring mellan t och $t + 1$. Om vi antar att placerarna inte gör några systematiska prognosfel, dvs. att de har rationella förväntningar, är det förväntade värdet på ε_{t+1} noll och (3.6) kan skattas med minstakvadratmetoden. Hypotesen $p = 0$ kan testas genom att undersöka om koefficienterna (a , b) i (3.6) är signifikant skilda från (0, 1). Om denna hypotes, som innebär att terminspremien är en väntevärdesriktig prognos av den framtida förändringen av avistakursen, inte kan förkastas, tyder detta på att $p = 0$, vilket skulle peka på ett fullständigt ränteberoende. Det bör dock noteras att detta är ett samtidigt test av hypotesen att $p = 0$ och antagandet att placerarna inte gör några systematiska prognosfel. Om vi förkastar nollhypotesen, kan detta således bero antingen på att det finns en riskpremie eller på att antagandet om rationella förväntningar inte är uppfyllt.

Ekvation (3.6) kan naturligtvis tillämpas för bilaterala växelkursrelationer, men eftersom vi är intresserade primärt av frågan om det svenska ränteberoendet vill vi koncentrera oss på den premie som kan antas vara direkt påverkbar med medel som står till riksbankens förfogande. Som vi konstaterade i föregående avsnitt är detta premien på kronan i förhållande till en korgvägd portfölj av utländska tillgångar. I testet kommer således e_{t+1} att avse den procentuella förändringen av korgindexet och fp_t står för ett korgvägt index av terminspremier.

Regressionsresultaten sammanfattas i *tabell 3.1*, som förutom korgen också redovisar resultaten från test av premiehypotesen för tre bilaterala växelkurser, kronans kurs gentemot D-mark, dollar och pund.²

Som tabellen visar kan vi förkasta hypotesen $b = 1$ i den regression som gäller valutakorgen. Däremot kan vi inte förkasta att $b = 0$ och ekvationens förklaringsvärde (R^2) är mycket lågt. Det finns således inget starkt samband mellan ett korgvägt genomsnitt av terminspremier och den relativa förändringen av korgindexets värde. Detta resultat är icke desto mindre konsistent med att det finns en riskpremie på kronan i förhållande till en korgvägd portfölj av utländska tillgångar, och vi kan således förkasta UIP beträffande korgen.

Tabell 3.1: Regressionsanalyser, nov. 1982–dec. 1985

Valuta	a	b	s(a)	s(b)	R^2	DW
Index	0,026	-0,139	0,128	0,454	0,03	1,513
D-Mark	-0,012	2,219	0,008	1,260	0,08	1,769
Dollar	0,017	-5,999	0,005	1,511	0,30	2,484
Pund	0,008	-6,432	0,007	3,189	0,10	1,912

s(.) anger respektive koefficientestimats standardfel och DW anger Durbin-Watson teststatistika för seriekorrelerade residualer.

Källa: Hörngren och Vredin (1986b)

Problemen med att dra några slutsatser om riskpremien på krontillgångar utifrån test av bilaterala paritetsrelationer illustreras i *tabell 3.1* av att vi klart kan förkasta $b = 1$ för dollarn och pundet, men inte för D-marken. Om vi skulle försöka tolka dessa resultat i termer av Sveriges ränteberoende, kunde inga slutsatser dras, men som vi nämnde ovan är de bilate-

² Se Hörngren och Vredin (1986b) för en närmare diskussion av dessa resultat, t. ex. valet av estimationsperiod. Där diskuteras också vissa statistiskt motiverade reservationer beträffande resultatens tillförlitlighet.

rala relationerna påverkade av internationella förhållanden över vilka den svenska riksbanken inte har något inflytande.

3.5 Slutsatser

Vi har i detta kapitel diskuterat bestämningen av relationen mellan inhemska och utländska räntor. Det kan knappast råda något tvivel om att det i Sverige finns en ambition att bevara ett penningpolitiskt oberoende. Mot bakgrund av vår teoretiska diskussion av bestämningen av räntedifferensen konstaterade vi att både växelkurspolitiken, i synnerhet hanteringen av valutakorgen, och bevarandet av valutaregleringen kan ses som uttryck för denna strävan. Syftet med dessa är att förhindra att kronplaceringar och utländska värdepapper uppfattas som perfekta substitut.

Våra empiriska resultat är förenliga med hypotesen att det inte råder perfekt substituerbarhet, dvs. att räntedifferensen påverkas av en riskpremie. Som vi såg i avsnitt 2.6 hänger ränteberoendet samman med räntekänsligheten hos efterfrågan på utländska värdepapper. Slutsatsen om imperfekt substituerbarhet pekar således på att denna inte är oändligt stor. Detta innebär att ett nödvändigt villkor för penningpolitiskt oberoende tycks vara uppfyllt. Ränteparitetstest ger emellertid ingen direkt information om *graden* av oberoende. Om växelkursindexet tillåts variera inom relativt vida gränser, är det sannolikt att det uppstår en riskpremie, men det är en annan fråga i vilken utsträckning riksbanken på ett systematiskt sätt kan påverka dess storlek och därmed styra räntedifferensen.

Avslutningsvis bör det också poängteras att vi inte tagit upp frågan om varför man söker skapa utrymme för en självständig penningpolitik. Det kan tyckas att det är bättre att vara "oberoende" än "beroende", men i realiteten kan oberoende knappast ses som ett mål i sig. Förutsättningen för att denna strävan ska vara meningsfull är att det förbättrar möjligheterna att uppnå mer grundläggande stabiliseringspolitiska mål. Detta är en mycket viktig fråga, men givet den oklarhet som råder beträffande penningpolitikens makroeffekter (jfr kapitel 2), är det svårt att bedöma huruvida det är önskvärt för ett litet land att ha möjlighet att föra en självständig politik. I den mån oberoendet uppstår genom att man inför regleringar eller ökar osäkerheten i ekonomin är det dock sannolikt att resursallokeringen påverkas. Denna typ av kostnader måste vägas mot de eventuella stabiliseringspolitiska fördelar som en penningpolitisk autonomi kan ge.

4 Efterfrågan på utländska värdepapper*

4.1 Inledning

Vi fann i förra kapitlet stöd för hypotesen att inhemska och utländska placeringar inte är perfekta substitut. Vi ska nu gå vidare och belysa frågan om penningpolitiskt oberoende utifrån en analys av efterfrågan på utländska värdepapper. Vi börjar i avsnitt 4.2 med en rent statistisk dekomponering av valutaflödet, vars syfte är att visa vilka delposter i den privata kapitalbalansen som är av störst stabiliseringspolitiskt intresse.

I avsnitt 4.3 preciserar vi den efterfrågefunktion för utländska värdepapper som skisserades i kapitel 2. Ett stort problem när det gäller att ge penningmarknadsmodellens ekvationer empiriskt innehåll är att finna goda motsvarigheter i verkligheten till de variabler som utnyttjas i den teoretiska modellen. En stor del av avsnitt 4.3 ägnas därför åt en presentation av de data som vi har utnyttjat.

Resultaten av en regressionsanalys av den privata sektorns innehav av kortfristiga utländska värdepapper redovisas i avsnitt 4.4. Det visar sig att ungefär hälften av variationen i det korta kapitalflödet kan förklaras med hjälp av en enkel portföljvalsmodell av den typ som utnyttjades i kapitel 2. Det är emellertid påfallande svårt att finna något starkt samband mellan kapitalflödet och förändringar i avkastningen på inhemska och utländska tillgångar.

4.2 Dekomponering av valutaflödet

Låt oss fortsättningsvis beteckna valutaflödet (dvs. valutareservens förändring exklusive statens nettoupplåning från utlandet) ΔFX , vilket definieras av följande identitet:

$$\Delta FX = \Delta CAB + \Delta K$$

där ΔCAB betecknar bytesbalansens saldo och ΔK den privata kapitalbalansens saldo. Låt oss vidare beteckna *variansen* i variabeln x med $V(x)$ och *kovariansen* mellan x och y med $C(x,y)$. Variansen i valutaflödet uppfyller då följande villkor:

$$V(\Delta FX) = V(\Delta CAB) + V(\Delta K) + 2C(\Delta CAB, \Delta K)$$

Variationen i valutaflödet kan alltså delas upp i tre komponenter: varia-

* Kapitlet bygger på det material som tidigare redovisats av Hirdman, Nessén och Vredin (1986) och Vredin (1986).

tionen i bytesbalansen, variationen i kapitalbalansen och samvariationen mellan bytes- och kapitalbalanserna. Ett vanligare mått på samvariationen mellan två variabler än kovariansen (vars absoluta storlek beror på valet av räkneenhet) är *korrelationskoefficienten*, vilken definieras

$$R(x,y) = \frac{C(x,y)}{S(x)S(y)}$$

där $S(x)$ är *standardavvikelsen* hos x ; $S(x) = (V(x))^{1/2}$.

I *tabell 4.1* redovisas medelvärden, standardavvikelser och korrelationskoefficienter för valutaflödet och dess komponenter. Vi ser att det månatliga kapitalflödet 1981–1984 var något mer instabilt (i termer av standardavvikelser) än bytesbalansen. Med tanke på den höga korrelationskoefficienten mellan kapitalflödet och valutaflödet är det lätt att förstå varför kapitalbalansen tillmätts så stort penningpolitiskt intresse. Vi ser också att bytes- och kapitalbalanserna är negativt korrelerade och att variansen i valutaflödet är mindre än i kapitalflödet.

Mot bakgrund av de teoretiska penningmarknadsmodellerna i kapitel 2 är den negativa korrelationen mellan bytes- och kapitalbalanserna inte förvånande. En ökning av bytesbalansunderskottet innebär ju minskad likviditet och en räntestegring på penningmarknaden, vilket i sin tur medför att nettoefterfrågan på utländska värdepapper minskar, dvs. att nettokapitalinflödet ökar (jfr avsnitt 2.6). Man kan också tänka sig att det finns en direkt effekt på kapitalflödet av förändringar i varuhandeln via de vanliga handelskrediterna.

Tabell 4.1. Valutaflödet per månad, 1981–1984, miljoner kr

	Medelvärde (mkr)	Standard- avvikelse (mkr)	Korrelationskoefficienter		
			Bytes- balans	Kapital- balans	Valuta- flöde
Bytesbalans	–928	1 530	1,000		
Privat kapitalbalans	153	2 265	–0,571	1,000	
Valutaflöde	–775	1 873	0,126	0,742	1,000

Källa: Hirdman, Nessén och Vredin (1986)

Tabell 4.2. Valutaflödet per månad, 1981–1984

	Mkr		Varianser & kovarianser $\times 10^{-3}$						
	Medel- värde	Standard- avvikelse	1	2	3	4	5	6	7
1 Bytesbalans	–928	1 530	2 340						
2 Direktinvesteringar	–464	385	3	148					
3 Korta kapitalflöden	79	2 360	–1 080	–131	5 570				
4 Långfristiga lån	424	880	26	–3	–153	775			
5 Annat	88	318	47	–30	–60	29	101		
6 Restpost	26	2 216	–979	52	–2 720	–165	–6	4 910	
7 Valutaflöde	–775	1 873							3 507

Källa: Hirdman, Nessén och Vredin (1986)

Graden av korrelation mellan bytes- och kapitalbalanserna bestäms emellertid inte av några "ekonomiska naturlagar" utan påverkas i hög grad av utformningen av den ekonomiska politiken. Om intern balans har hög prioritet, i bemärkelsen att riksbanken har höga ambitioner vad gäller räntestyrning, kommer en viktig mekanism varigenom kapitalflödet stabiliserar valutaflödet att brytas. Den observerade korrelationen mellan bytes- och kapitalbalanserna kan därför synas förvånansvärt stark, givet den räntepolitik som förts av riksbanken och som inneburit att penningmarknadsräntan under långa perioder bestämts av straffräntans nivå. Det är emellertid samtidigt så att de straffränteförändringar som vidtogs under 1981–1984 nästan utan undantag officiellt motiverades med hänvisning just till betalningsbalansens utveckling. Man kan sålunda se korrelationen som ett resultat av att riksbanken kompromissat mellan intern- och externbalansmålen.

Avvägningen mellan extern- och internbalansmålen måste ses mot bakgrund av den förda växelkurspolitiken. I ett fullständigt rörligt växelkurs-system finns, definitionsmässigt, inget mål för den externa balansen eftersom valutareserven hålls oförändrad. Alternativt kan man säga att i ett sådant system är externbalansmålet automatiskt uppfyllt. Med en fast växelkurs däremot, fyller valutareserven en buffertfunktion och absorberar förändringarna i utbud och efterfrågan på valutamarknaderna. Ett mål om en någorlunda stabil valutareserv kan i ett sådant system ses som en viktig förutsättning för växelkurspolitikens trovärdighet (jfr avsnitt 2.2).

Även i rörliga växelkurssystem arbetar emellertid ofta de penningpolitiska myndigheterna med mål för valutakursens och valutareservens utveckling. Man bortser därmed inte helt från den externa balansen, även om detta mål ges en lägre prioritet än intern balans. Det kan i detta sammanhang vara intressant att jämföra våra resultat för Sverige med Dornbuschs (1980) studie av amerikanska data från perioden 1973–1979. Under dessa år var dollarkursen visserligen flytande, men det förekom ändå betydande interventioner på valutamarknaden i syfte att stabilisera dollarns värde. Dornbusch finner att korrelationen mellan bytes- och kapitalbalanserna var *positiv* och tolkar detta som ett tecken på att de penningpolitiska myndigheterna i U.S.A. fäste större vikt vid internbalansmålet än vid den externa balansen.

I *tabell 4.2* presenteras data motsvarande dem i *tabell 4.1*, med skillnaden att kapitalbalansen redovisas i olika delposter. Vi ser att restposten och flödet av kortfristigt kapital är de mest instabila posterna. Vi ser emellertid också att över en längre tidsperiod är restposten liten i förhållande till övriga poster. Den samvarierar negativt med det korta kapitalflödet, och liksom detta uppvisar den en negativ kovarians med bytesbalansen. Sammantaget indikerar detta att restposten kan bero på periodiseringsproblem i betalningsbalansstatistiken. Det är alltså möjligt att omfattningen av oregistrerade kortfristiga krediter inte är så stor, men att bokföringen ofta sker under fel månad.

Vår uppdelning av kapitalbalansen i *tabell 4.2* skiljer sig från den uppdelning som görs i den officiella betalningsbalansstatistiken. Vi har valt att ur riksbankens "övrigt"-post urskilja de delposter som (i befintlig men opublicerad statistik) kan karakteriseras som korta kapitalflöden, i syfte att

enbart få en delpost med identifierbara kortfristiga flöden. Motivet för detta tillvägagångssätt är att den av riksbanken redovisade posten "övrigt" dels har mycket hög varians, dels uppvisar stark (negativ) korrelation med restposten och med det officiellt redovisade kortfristiga kapitalflödet (se Hirdman och Nessén (1985)).

Medan flödet av kortfristigt kapital stabiliserar kortsiktiga (månadsvisa) fluktuationer i bytesbalansen, saknar de långfristiga kapitalflödena en motsvarande roll för finansieringen av bytesbalansen i ett längre perspektiv; kapitalbalansens saldo låg under perioden 1981–1984 i genomsnitt nära noll, vilket innebär att valutaflödet under samma period ungefär motsvarades av bytesbalansunderskott. En rimlig hypotes är att detta beror på att den svenska penningpolitiken tidigare var inriktad på statlig utlandsupplåning snarare än styrning av det privata valutaflödet.

Den statistiska analysen i detta avsnitt föranleder oss att fortsättningsvis koncentrera vår analys till flödet av kortfristigt kapital (inkl. restposten). Detta är den stabiliseringspolitiskt mest intressanta posten i kapitalbalansen, eftersom den både är mest *instabil* (har högst varians) och mest *stabiliserande* (dvs. motverkande bytesbalansens effekter på valutaflöde och valutareserve). Till yttermera visso är penningmarknadsmodellens perspektiv uttryckligen kortsiktigt. Hade vi varit intresserade av att studera kapitalflöden i form av direkta investeringar och långfristiga lån, hade vi inte kunnat begränsa oss till en portföljvalsmodell där förmögenhetens storlek betraktas som exogent given.

4.3 Modell, data och metoder

I modellerna i kapitel 2 beskrevs nettoefterfrågan på utländska värdepapper med ett mycket allmänt uttryck:

$$(4.1) \quad F = f(r, X)$$

I detta avsnitt skall vi först precisera vilka variabler som bör ingå i r och X . Därefter diskuterar vi hur dessa (oberoende) variabler kan mätas, liksom hur (den beroende) variabeln F bör definieras och mätas.

En enkel portföljvalsmodell beskriver den mängd av de finansiella tillgångarna som placeras utomlands som en funktion dels av differensen mellan den förväntade avkastningen på svenska och utländska värdepapper, dels av storleken på portföljen, dvs. förmögenheten. De relevanta avkastningsvariablerna kan vara flera differenser mellan inhemska och utländska räntor, korrigerade med hänsyn till förväntningar om växelkursändringar. En viktig del av de utländska tillgångarna är handelskrediter. Det är emellertid inte rimligt att tänka sig att deras omfattning enbart beror på räntedifferensen gentemot utlandet och på den finansiella förmögenheten. Att inkludera handelsbalansen bland förklaringsvariablerna i X -vektorn är ett sätt att ta hänsyn till handelskrediterna utan att specificera någon teori för vad som bestämmer utvecklingen av dessa krediter. Vidare kan faktorer som påverkar efterfrågan på andra finansiella tillgångar ha effekt på nettoefterfrågan på utländska värdepapper genom placerarnas

budgetrestriktioner. Om transaktionsefterfrågan på pengar ökar till följd av en inkomstökning, kommer ju den andel av portföljen som kan läggas på övriga inhemska och utländska värdepapper att minska. En inhemsk inkomstökning kan därför väntas leda till minskade nettofordringar på utlandet.

Detta resonemang leder oss fram till en något mer preciserad modell för nettoinnehavet av kortfristiga utländska värdepapper:

$$(4.2) \quad F = f(r_T - r_F - s, W, NX, Py)$$

där $(r_T - r_F - s)$ betecknar en vektor med relevanta avkastningsvariabler (inhemska räntor – jämförbara utländska räntor – förväntade växelkursdeprecieringar), W betecknar förmögenheten, NX är handelsbalansen, P är den allmänna prisnivån och y den reala nationalinkomsten.

Låt oss nu närmare gå in på hur vi definierat variablerna i ekvation (4.2). Den beroende variabeln F har definierats med hjälp av statistik över kortfristiga kapitalflöden och växelkursförändringar och ett antaget värde för F i en utgångstidpunkt.¹

När det gäller att finna data på förklaringsvariablerna uppstår inga större problem med handelsbalansen (NX) och nationalinkomsten (Py). NX har mätts med nettoexporten av varor och nationalinkomsten har approximerats med produkten av producentprisindex och industriproduktionsindex. Att få goda mått på förväntad avkastning och på förmögenheten är dock mer problematiskt.

Av praktiska och ekonometriska skäl är det nödvändigt att från vektorn $(r_T - r_F - s)$ välja ett fåtal representativa element. Vilka inhemska och utländska räntor som är lämpliga kandidater är emellertid inte självklart och problemet att mäta förväntningar är välkänt. Vi har låtit 30-dagars terminspremien på kronan gentemot dollarn, fp , representera ränteskillnaderna $(r_T - r_F)$ och använt den realiserade dollarkursförändringen för motsvarande period, e , som ett mått på förväntade växelkursförändringar (s). Låt oss kortfattat motivera detta tillvägagångssätt.

Terminspremien kommer att vara lika med räntedifferensen om kursräddad ränteparitet gäller. Som tidigare påpekats har avvikelserna från kursräddad ränteparitet mellan kron- och dollarräntor varit små åtminstone efter 1982. Även om avvikelserna har varit större för längre perioder och för andra valutor (se McPhee (1984)) kan man försvara utnyttjandet av terminspremier som mått på räntedifferenser. Det är nämligen svårt att finna långa tidsserier som kan förväntas ge goda mått på de relevanta "marknadsräntorna". Att förlita sig på terminspremier är således ett sätt att komma runt problemet med den bristfälliga statistiken över marknadsräntor.

När vi väljer att utnyttja den realiserade växelkursförändringen som ett mått på förväntad förändring gör vi oss otvivelaktigt skyldiga till ett mätfel. I ekonometrisk analys hanteras problemet med mätfel i förklarande variabler genom en tvåstegsanalys. I det första steget genomförs en regressionsanalys av variabeln som är utsatt för mätfel. Härvid utnyttjas ett antal s. k. instrumentvariabler som förklaringsvariabler. Det är viktigt att instrumentvariablerna är okorrelerade med mätfelet. Vi har anledning att förvänta oss

¹ I vår analys har vi antagit att nettoinnehavet av kortfristiga värdepapper i slutet av december 1980 var –20 miljarder kronor. Som jämförelse kan nämnas att den privata sektorns lång- och kortfristiga nettoställning gentemot utlandet var ca –30 miljarder kronor i december 1980 (se SOU 1982: 53, sid. 140–141). Den genomsnittliga förändringen av kronans värde är beräknad utifrån en valutakorg av dollar, pund och D-mark, där de relativa vikterna är desamma som i den officiella valutakorgen. För en mer detaljerad beskrivning av hur den beroende variabeln har definierats, se Vredin (1986).

att så är fallet, eftersom mätfelet är lika med felet i portföljplacernas växelkursprognoser och bör därmed, om placerna inte gör systematiska prognosfel, vara okorrelerat med all tillgänglig information.

I vårt fall hade en tvåstegsanalys varit nödvändig även i avsaknad av mätfel, eftersom terminspremien (räntedifferensen) i realiteten inte är exogen i förhållande till den beroende variabeln. Även i de teoretiska penningmarknadsmodellerna är såväl den inhemska räntenivån som kapitalflödet endogena variabler, vilket innebär att en regressionsanalys av den senare variabelns utveckling knappast kan baseras på antagandet att den förra är helt exogen. I syfte att undvika s. k. simultanitetsbias i koefficientestimationen kan tvåstegsmetoden utnyttjas. I det första steget har vi sålunda inte utfört en regressionsanalys enbart av den realiserade växelkursförändringen, utan av differensen mellan denna och terminspremien (räntedifferensen).

Den finansiella förmögenheten har vi valt att ge följande definition:

$$(4.3) \quad W = CU + TR + F + T^P - BR$$

där CU betecknar sedlar och mynt, TR är bankernas reserver i riksbanken ($TR = aM$), T^P är den privata sektorns innehav av statsobligationer och BR bankernas upplåning i riksbanken. En alternativ (och likvärdig) definition av förmögenhetsvariabeln är att uttrycka den som summan av ackumulerade budgetunderskott och bytesbalansöverskott (exkl. offentlig och långfristig privat utlandsutlåning). Denna definition kan härledas genom att göra substitutioner i (4.3) med hjälp av riksbankens och statens balansräkningar.

De regressionsresultat som presenteras i nästa avsnitt grundar sig sammanfattningsvis på följande modell:

$$(4.4) \quad F_t = \alpha_0 + \alpha_1 F_{t-1} + \alpha_2 (fp_t - e_{t+1}) + \alpha_3 W_t + \alpha_4 NX_t + \alpha_5 (P_t y_t) + \varepsilon_t$$

där ε_t är en slumpterm. Vi har alltså valt att specificera den allmänna funktionen i (4.1) och (4.2) på linjär form. Vi har också valt att inkludera den beroende variabelns värde i föregående period, F_{t-1} , som förklaringsvariabel, vilket motiveras med följande resonemang.

Bakom den allmänna funktionen (4.2) ligger ett implicit antagande att nettoinnehavet av utländska tillgångar omedelbart anpassas till förändringar i räntor, förmögenhet, etc. Mer tilltalande är kanske följande s. k. stockanpassningsmodell:

$$(4.5) \quad F_t - F_{t-1} = \gamma (F_t^* - F_{t-1})$$

där F_t^* nu anger önskat innehav av utländska värdepapper, vilket kan bestämmas av funktionen i (4.2). Vi kan skriva om (4.5) som

$$(4.6) \quad F_t = \gamma F_t^* + (1 - \gamma) F_{t-1}$$

vilket innebär att vi genom en skattning av α_1 i (4.4) erhåller en skattning av anpassningskoefficienten $\gamma (= 1 - \alpha_1)$. På motsvarande sätt kan vi beräk-

na hur den önskade "långsiktiga" efterfrågan på utländska värdepapper F^* påverkas av t. ex. en förändring i förväntad avkastning eller förmögenhet genom att dividera respektive ("kortsiktig") α -koefficient med γ .

Som ovan nämnts har vi i regressionsanalysen använt oss av den s. k. tvåstegs minstakvadratmetoden, där förklaringsvariabeln $fp_t - e_{t+1}$ i ett första steg skattats med hjälp av ett antal instrumentvariabler. Utöver F_{t-1} , $P_t y_t$, NX_t och W_t har följande variabler utnyttjats som instrument: $I_t^*, I_{t-1}^* =$ den officiella valutakorgens index i slutet av perioderna t och $t-1$

e_t = kronans procentuella depreciering gentemot dollarn under period t (omräknad till 12-månadersförändring)
 $r_{F,t}$ = eurodollarräntan (30-dagars) i slutet av period t
 $r_{p,t}$ = straffräntan i slutet av period t
 H_t = exogen komponent i den monetära basen, definierad som ackumulerad förändring i valutaservisen (exklusive det kortfristiga kapitalflödet) plus riksbankens innehav av statspapper (T^c)

Valet av instrument kan motiveras på följande sätt. De första tre instrumentvariablerna bör vara viktiga i bildandet av förväntningar om förändringen i dollarkursen, och att de tre övriga instrumenten påverkar räntedifferensen gentemot utlandet förväntar vi oss mot bakgrund av penningmarknadsmodellerna i kapitel 2.

4.4 Regressionsresultat

Modellen (4.4) har estimerats med hjälp av månadsdata för perioden februari 1981 – november 1984. Följande resultat erhöles:²

Oberoende variabel	Koefficientestimat	Standardavvikelse
Konstant	-167,98	1 869,5
F_{t-1}	0,74	0,09
$fp_t - e_{t+1}$	-28,51	19,13
W_t	-0,03	0,01
NX_t	1,10	0,20
$P_t y_t$	-12,84	12,50

$\bar{R}^2 = 0,91$ $q = 0,07$ $h = 0,62$

$\bar{R}^2$ är det frihetsgradsjusterade förklaringsvärdet och q är korrelationskoefficienten mellan residualerna i innevarande och föregående period. h är en statistika ("Durbins h ") som används för att testa för förekomsten av första ordningens autokorrelation i modellens residualer.

På det hela taget verkar modellen ge en god förklaring till variationerna i den privata sektorns innehav av kortfristiga utländska värdepapper. Någon påtaglig seriekorrelation i avvikelserna mellan faktiskt och skattat värde, vilket skulle tyda på att viktiga förklaringsvariabler utelämnats, finns inte. Förklaringskraften är stor; modellen förklarar 91 % av variansen i den beroende variabeln och vi har gjort beräkningar som visar att ca 50 % av variansen i det kortfristiga kapitalflödet (dvs. den beroende variabelns

² Vi har gjort "känslighetsanalyser" genom regressionsanalyser där en eller flera förklarings- eller instrumentvariabler har utelämnats. Resultaten innebär, i korthet, att det totala förklaringsvärdet sjönk, att avkastningsvariabeln fick låg förklaringskraft eller att residualerna visade tecken på seriekorrelation. Vi har också prövat ett annat värde på F_0 , det ganska godtyckligt valda ingångsvärdet på den beroende variabeln. När F_0 sattes till 0 miljarder kronor istället för -20 miljarder, gav avkastningsvariabeln inte något positivt bidrag till modellens förklaringsvärde. Samma resultat fick vi när vi ersatte dollarn som referensvaluta med vägda genomsnitt av utländska räntor, terminspremier och växelkurser. Resultaten från "känslighetsanalyserna" har tidigare redovisats mer ingående av Vredin (1986).

förändring exklusive värderingsförändringar) kan förklaras av samma modell (se Vredin (1986), sid. 40). Vi övergår nu till att diskutera de enskilda koefficientestimaten.

Den uppmätta anpassningskoefficienten ($= 1 - 0,74 = 0,26$) tyder på att en fjärdedel av gapet mellan faktiskt och önskat nettoinnehav av utländska värdepapper sluts varje månad. Anpassningshastigheten kan tyckas vara alltför låg för att karakterisera en effektiv marknad, men den är likväl hög i jämförelse med vad som har erhållits i andra liknande studier (se t. ex. studien av penningefterfrågan i kapitel 5). En anpassningshastighet i ungefär samma storleksordning (66 procent per kvartal) har uppmätts i en studie av hela den svenska kapitalbalansen av Åkerholm och Tarkka (1986), som också finner att hastigheten tycks vara högre under 1980-talet än under 1970-talet. En liknande utveckling finns i norska data, enligt Åkerholm och Tarkka.

Det faktum att vi inte har funnit något starkt och signifikant samband mellan innehavet av utländska värdepapper och den relativa avkastningen är naturligtvis nedslående. Detta är emellertid ett vanligt resultat i kapitalflödesstudier och sammanhänger förmodligen med problemet med förväntningsvariabeln.³ Man bör alltså inte på grundval av våra resultat dra slutsatsen att en exogen höjning av den utländska räntenivån med en procentenhet bara ger ett kapitalutflöde på 28,5 miljoner kr inom en månad. Slutsatsen är i stället att det behövs fördjupade empiriska studier inriktade på att söka orsaken till den låga (och insignifikanta) koefficienten framför avkastningsvariabeln.

Vi finner heller inget signifikant samband mellan innehavet av utländska värdepapper och den nominella inkomsten. Däremot har förändringar i såväl förmögenheten som handelsbalansen signifikant betydelse. Den "långsiktiga" elasticiteten hos den beroende variabeln med avseende på förändringar i förmögenheten är nära det förväntade värdet 1,0; vi har beräknat den "kortsiktiga" elasticiteten till 0,244, vilket ger en "långsiktig" elasticitet på $0,244/(1-0,74) = 0,94$. Detta innebär att den önskade portföljsammansättningen är oberoende av portföljens storlek, vilket är ett vanligt antagande i teoretiska portföljvalsmodeller. (Notera att α_3 är negativ; eftersom nettofordringarna mot utlandet också varit negativa blir den beräknade elasticiteten ändå positiv).

Att en given förbättring i handelsbalansen medför ett ungefär lika stort kapitalutflöde ($\alpha_4 = 1,10$) är knappast förvånande, men det tyder på att stockanpassningsmodellen är bristfällig. Enligt denna modell anpassas ju nettoinnehavet av utländska värdepapper gradvis till sin önskade nivå, med en anpassningshastighet som är oberoende av vilken förklarande variabel som har ändrats. Det finns emellertid skäl att tro att volymen handelskrediter anpassas snabbare till förändringar i utrikeshandeln, än vad de rena portföljplaceringarna anpassas till förändrade avkastningsförhållanden. Att estimera en dynamisk modell med en mindre restriktiv anpassningsmekanism än den här presenterade är således en viktig uppgift i den framtida forskningen om penningmarknadsmodellen. I det följande kapitlet som behandlar efterfrågan på pengar, presenteras i avsnitt 5.8 resultat av en metod som vi avser att utnyttja även för att studera efterfrågan på utländska värdepapper.

³ Jfr t. ex. med studierna av Franzén och Markowski (1985), Hirdman och Nessén (1985) och Åkerholm och Tarkka (1986), som inte heller tyder på några starka samband mellan kapitalflöden och ränteförändringar. Dessa studier bygger på andra data och ansatser än vår studie. Franzén och Markowski tillämpar en portföljvalsmodell och en penningteoretisk ansats till hela valutaflödet, dvs. kapitalbalansen plus bytesbalansen. Vidare utnyttjar de terminspremien som ett mått på växelkursförväntningar och betraktar denna variabel som exogen. Detsamma gör Hirdman och Nessén i sin studie av det kortfristiga kapitalflödet. Åkerholm och Tarkka studerar hela kapitalbalansen och försöker inte ta hänsyn till betydelsen av växelkursförväntningar.

4.5 Slutsatser

Vi har funnit att det kortfristiga kapitalflödet uppvisar en stark negativ korrelation med bytesbalansen. Detta kan tolkas som ett resultat av att bytesbalansunderskott minskar likviditeten på penningmarknaden, driver upp den inhemska räntenivån och skapar ett stabiliserande kapitalinflöde. Korrelationen kan också tolkas som ett tecken på en hög grad av automatik i sambandet mellan utrikeshandel och handelskrediter. I regressionsanalysen har vi inte funnit något signifikant samband mellan kapitalflödet och avkastningsvariabeln, medan förändringar i nettoexporten av varor tycks orsaka motsvarande förändringar i nettoinnehavet av kortfristiga utländska värdepapper. Detta skulle kunna tyda på en mycket hög grad av penningpolitisk autonomi, men svårigheterna att ta vederbörlig hänsyn till framför allt växelkursförväntningarnas roll gör att dessa resultat snarare bör ligga till grund för ytterligare empirisk analys än för några bestämda policy slutsatser.

5. Efterfrågan på pengar*

5.1 Inledning

En efterfrågefunktion på pengar är hörnstenen i snart sagt varje penningmarknadsmodell, liksom i makromodeller såväl i IS/LM-traditionen som av mer klassiskt snitt. Det är därför inte förvånande att den empiriska litteratur som söker estimerade penningefterfrågefunktioner är så voluminös. Man kan knappast hitta någon "nationalekonomisk ekvation" som blivit så grundligt penetrerad med avseende på olika specifikationsfrågor, stabilitet över tiden m. m. I början av 1970-talet hade denna omfattande forskning, åtminstone i USA, lett till en sorts consensus om utseendet på "the money demand equation". Denna var helt baserad på enekvationsskattningar utan särskild hänsyn till de problem med simultanitetsbias som vi berörde i kapitel 2.

Enigheten om penningefterfrågan minskade snabbt under den senare delen av 70-talet. För det första visade sig tidigare estimerade ekvationer fungera dåligt empiriskt, och man fick i USA en debatt om "the missing money" när prognoserna fr. o. m. 70-talets mitt konsekvent överskattade den faktiska penningefterfrågan. För det andra ledde det teoretiska nytänkandet, med dess betoning av vikten av allmänhetens förväntningar om den ekonomiska politiken, till diskussion om hur de skattade ekvationerna skulle tolkas och till tvivel på deras användbarhet för analys av ekonomisk politik.

Den akademiska forskningen har reagerat på dessa erfarenheter på flera sätt. För det första har man försökt att i olika avseenden specificera om de gamla ekvationerna, inte minst med hänsyn till ändrade förhållanden på de finansiella marknaderna. För det andra har man sökt att med simultana metoder estimerade såväl centralbankens reaktionsfunktion som allmänhetens efterfrågefunktion. För det tredje har man försökt att formulera modeller där denna efterfrågefunktion beror av allmänhetens uppfattning om centralbankens reaktionsfunktion. För det fjärde har man i ökad utsträckning intresserat sig för mer eller mindre ateoretiska modellspecifikationer, där syftet är att studera allmänna tidsseriemönster och/eller att göra prognoser snarare än att estimerade en efterfrågeekvation.

Ingen av dessa linjer i den akademiska forskningen har blivit fullt framgångsrik. Den första linjen, att traska på i gamla hjulspår, har inte lyckats få fram stabila ekvationer. Den andra och tredje linjen har satt ambitionsnivån så högt att det p. g. a. estimations- och specifikationsproblem finns mycket få sådana studier överhuvud taget. Problemet med den fjärde linjen slutligen är att den har andra ambitioner än att skatta en efterfrågeekva-

* Detta kapitel bygger på resultat som tagits fram av Per Krusell och Anders Warne. Studier av den svenska penningefterfrågan i traditionell Goldfeld-inspirerad anda finns ingående presenterade i Krusell (1986). Krusell har också tillsammans med Warne gjort en Hendry-orienterad studie, som presenteras i Krusell och Warne (1986) och Warne (1986).

tion, varför de resultat som kommer ut inte är direkt användbara inom ramen för en penningmarknadsmodell som ska användas för politikanalys. De modeller som används i praktiken, t. ex. den amerikanska BoG-modellen, baseras därför alltså på enekvationsskattningar av traditionellt snitt.

I Sverige finns i stort sett inga aktuella systematiska studier av efterfrågan på pengar; se dock Lybeck (1975) och Jonung (1981) för tidigare perioder. Mot den bakgrunden var det naturligt för oss att som en grund för vidare arbete börja med enekvationsskattningar och göra en systematisk studie av olika specifikationer i den tradition som, temporärt, visade sig framgångsrik på 60- och 70-talen. Den närmaste förebilden vad avser uppläggningsen var en inflytelserik studie av Goldfeld (1973).

I de närmast följande avsnitten, 5.2–5.6, redogör vi för resultaten av sådana studier utförda på kvartalsdata från och med 1970 till och med 1983. Resultaten ger viss vägledning om vilka förklaringsvariabler som hör hemma i efterfrågefunktionen på pengar.

I vår diskussion av tvåstegsprocessen för penningpolitiskt beslutsfattande i kapitel 2 spelade penningefterfrågans stabilitet en viktig roll. Om penningmängden kan visas stå i ett, åtminstone långsiktigt, stabilt förhållande till prisnivå och nationalinkomst ter det sig meningsfullt att betrakta penningmängden som ett intermediärt mål för penningpolitiken. Det visar sig emellertid vara omöjligt att, så länge som vi håller oss inom de ramar som Goldfelds studier anger, finna en ekvation som är strukturellt stabil; när vi delar upp data i två delar och estimerar två separata ekvationer för en tidigare och en senare period får vi signifikant olika parameterestimater för de två perioderna.

Mot den bakgrunden har vi gått vidare och frågat oss om det är möjligt att med utgångspunkt från en mer generell dynamisk specificering finna en ekvation som är strukturellt stabil över hela den studerade perioden. Så visar sig vara fallet, och resultaten av denna studie, som är inspirerad av arbeten av David Hendry, redovisas i avsnitt 5.8.

5.2 Variabeldefinitioner

Den första fråga vi hade att ta ställning till gällde valet av beroende variabel. Man kan särskilja följande huvudgrupper av tillgångar som skulle kunna inkluderas i ett svenskt penningmängdsaggregat:

1. sedlar och mynt,
2. vanlig bankinlåning,
3. specialinlåning,
4. bankcertifikat,
5. statsskuldväxlar,
6. övriga korta marknadspapper (företags-, telecertifikat m. m.) samt
7. allemanssparande o. dyl.

Listan är i grova drag uppställd i fallande likviditetsordning, även om t. ex. allemanssparandets plats på listan kan diskuteras. Frågan är var vi ska dra strecket mellan de kategorier som inkluderas och dem som lämnas utanför vår definition av penningmängden.¹ I de makromodeller som vi arbetar med är penningmängden ett aggregat av de tillgångar som primärt

¹ I stället för att dra ett streck mellan de tillgångar som inkluderas och dem som exkluderas kan man konstruera ett indexmått på penningmängden där olika tillgångar vägs in med olika vikter beroende på deras användbarhet som betalningsmedel. För en sådan ansats, se Barnett m. fl. (1984). Den tillämpas på svenska data av Hedman (1985).

är avsedda för transaktionsändamål, dvs. de mest likvida tillgångarna. Det är därför knappast lämpligt att inkludera olika typer av penningmarknadsinstrument eller allemanssparande. Detta skulle heller inte stämma med de definitioner som används i de internationella studierna på området. Det i Sverige mest använda måttet, t. ex. i riksbankens statistik, inkluderar de fyra första posterna. Det är emellertid orimligt att ta med bankcertifikat men inte statsskuldväxlar eftersom dessa tillgångar i allt väsentligt är perfekta substitut för placerarna.

Vi valde därför som grund för våra specifikationsstudier att definiera penningmängden som summan av sedlar och mynt, vanlig bankinlåning samt specialinlåning. För icke säsongrensade kvartalsdata från och med andra kvartalet 1970 till och med fjärde kvartalet 1983 har vi estimerat en rad olika ekvationer som skiljer sig åt dels med avseende på vilka förklaringsvariabler som inkluderats, dels vad gäller den dynamiska specifikationen. I valet av förklaringsvariabler har vi styrts av enklaste teori och betraktat efterfrågan på pengar i första hand som en efterfrågan på transaktionsmedel. Vidare kan man i ett allmänt portföljvalsperspektiv se pengar som ett placeringsalternativ bland andra, vars efterfrågan beror på relativa avkastningsförhållanden och på storleken på den förmögenhet som ska placeras. Den reala efterfrågan på pengar påverkas således av

- transaktionsvolymen i samhället
- storleken på den privata sektorns (finansiella) förmögenhet samt
- avkastningen på pengar och alternativa placeringar.

Som mått på transaktionsvolymen har vi följt flertalet studier på området och valt *bruttonationalprodukten*.

Som förmögenhetsmått har vi sökt konstruera ett mått på hushålls-, företags- och kommunsektorns samlade *finansiella förmögenhet*. Dessa data är dock synnerligen osäkra.

Vi har använt en rad olika dataserier över avkastningen på olika tillgångar. *Diskontot* hänger nära samman med inlåningsräntan på vanliga bankräkningar och är således att betrakta som en egenränta för den största delen av penningmängden. *Specialinlåningsräntan* är delvis en egenränta; specialinlåningen är ju en del av det valda penningmängdsaggregatet. Samtidigt samvarierar den i praktiken mycket nära med avkastningen på olika penningmarknadsinstrument, varför den i viss utsträckning kan antas mäta räntan på alternativ till placering i pengar. Vi har också haft tillgång till en dataserie över räntan på *finansväxlar*, som är en otvetydig alternativränta. Tyvärr är dessa data av låg kvalitet. Räntan på *eurodollar* mäter en, åtminstone under slutet av perioden, potentiellt viktig alternativplacering. Räntan på *externa kronor*, dvs. kurssäkrade eurodollar, mäter en annan alternativplacering. Innebörden i denna sifferserie har dock ändrats under observationsperioden. Under 80-talet, då kurssäkrad ränteparitet har gällt, har räntan på externa kronor varit nära nog identisk med den svenska penningmarknadsräntan, men under 70-talet förekom periodvis stora skillnader mellan dessa båda räntor. Vad gäller räntor på inhemska placeringar med längre löptid saknas användbara sifferserier främst på grund av att denna del av marknaden har varit så starkt reglerad. Som ett mått på den nominella avkastningen på reala tillgångar har vi slutligen inkluderat *inflationstakten*.

5.3 Specifikationskriterier

Vid jämförelsen mellan olika specifikationer har vi använt flera kriterier.

För det första har vi tittat på hur väl den estimerade ekvationen anpassar till data för estimationsperioden. Eftersom den beroende variabeln genomgående är densamma ger den justerade determinationskoefficienten, $\bar{R}^2$, relevant information om detta.

För det andra har vi – med Durbin-Watson-värdet och Durbins h-koefficient som teststatistikor – undersökt om residualerna är seriekorrigerade. Vid tecken på seriekorrelation har vi föredragit en omspecificering av modellen framför en mekanisk korrigering t. ex. med Cochrane-Orcutt's metod.

För det tredje har vi undersökt modellens stabilitet. Vi har delat upp estimationsperioden i två delar och, med Chow-test, undersökt huruvida modellens förklaringsvärde ökar när man estimerar två separata regressionslikvationer för de båda delperioderna jämfört med när en och samma likvation anpassas för hela perioden.

För det fjärde har vi använt regressionslikvationer estimerade för en delperiod för att göra prognoser över penningmängdens utveckling under därpå följande perioder. Prognoserna har gjorts i form av dynamiska simuleringar, dvs. vi har låtit modellens prognosvärde för penningmängden i period t generera det värde på föregående periods penningmängd som ingår i likvationen för period $t+1$ (se ekv. (5.1) nedan). Detta kan dels ses som ett alternativt test på modellens stabilitet över tiden, dels uppfattas som ett test på modellens förklaringsvärde som säger mer än determinationskoefficienten.

För det femte, slutligen, har vi bedömt resultaten mot bakgrund av enklaste teori, dvs. framför allt om de skattade koefficienterna har haft väntat tecken.

5.4 Dynamisk specifikation

Den första fråga vi undersökte gäller den dynamiska specifikationen. Det visar sig att en rent statisk modell, där penningmängden i period t enbart förklaras av ovan angivna förklaringsvariabler i samma period, genomgående ger otillfredsställande seriekorrelation i residualerna för en rad olika kombinationer av förklaringsvariabler.

Tecknen på signifikant seriekorrelation försvinner om man till förklaringsvariablerna lägger föregående periods penningmängd, dvs. estimerar följande likvation.

$$(5.1) \quad \log(M_t/P_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(M_{t-1}/P_{t-1}) + \beta_2 \log X_t + \varepsilon_t,$$

där M_t = den nominella penningmängden i period t ,
 P_t = konsumentprisindex i period t ,
 X_t = en vektor av förklaringsvariabler och
 ε_t = en slumpvariabel.

Koefficienten β_1 blir genomgående starkt signifikant positiv. Punktestimatens ligger i storleksordningen 0,8. Denna omformulering av modellen höjer också dess förklaringsvärde och förbättrar dess prognosförmåga jämfört med den statiska specifikationen.

Värdet på den tidsförskjutna variabeln tolkas oftast som en indikation på anpassningskostnader; hur lång tid tar det innan hushåll och företag hunnit anpassa sig till ändrade värden på de variabler som påverkar efterfrågan på pengar? Våra parameterestimater, med β_1 så nära ett, ska då uppfattas som tecken på mycket stora anpassningskostnader, eftersom de innebär att endast ca en femtedel av den totala ändringen till följd av en störning skulle ske inom loppet av det kvartal då störningen inträffar. Mot bakgrund av de finansiella marknadernas flexibilitet och den ringa kostnad som är förknippad med att anpassa sina förmögenhetsplaceringar framstår kanske en sådan tolkning som mindre sannolik. Det bör därför framhållas att signifikans för en tidsförskjutten beroende variabel också kan uppstå till följd av seriekorrelerade mätfel i förklaringsvariablerna. Vi ser också att de estimerade värdena på β_1 är av samma storleksordning som de som estimerats för kapitalrörelseekvationen i föregående kapitel. I och med att denna ekvation är estimerad på månadsdata, kan våra resultat alltså tolkas som att anpassningen är långsammare för pengar än för utländska värdepapper.

Som ett alternativ till (5.1) har vi också estimerat ekvationer på formen

$$(5.2) \quad \log(M_t/P_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(M_{t-1}/P_t) + \beta_2 X_t + E_t.$$

Detta anses ibland, se t. ex. Gordon (1984), vara en teoretiskt mer tilltalande specifikation, eftersom den innebär trögheter i anpassningen endast om den nominella penningmängden avviker från det långsiktiga jämviktsvärdet. Denna specifikation ger likartade parameterestimater men något bättre anpassning och prognoser än ekvation (5.1), varför vi tagit den som utgångspunkt i våra fortsatta undersökningar av olika specifikationer av X-vektorn.

5.5 Förklarande variabler

Vi har estimerat ekvation (5.2) för olika specifikationer på vektorn av förklaringsvariabler X.

Vi kan konstatera att inkomstvariabelns koefficient genomgående är starkt signifikant skild från noll. Detta gäller vare sig förmögenheten inkluderas eller ej, och oberoende av vilken kombination av räntevariabler som används. Förmögenhetsvariabelns koefficient å andra sidan är i samtliga fall insignifikant. Ekvationens prognosförmåga är klart bäst i de fall när inkomst men inte förmögenhet inkluderats. Dess förklaringsvärde, $\bar{R}^2$, är också något högre i dessa fall.

Detta leder entydigt till slutsatsen att förmögenhetsvariabeln bör exkluderas. En tolkning av detta resultat är att pengar efterfrågas i transaktions-syfte och att allmänna portföljvalsöverbäganden spelar en underordnad roll. En mera negativ tolkning är att vår förmögenhetsvariabel är behäftad med stora mätfel.

Låt oss så gå över till valet mellan olika kombinationer av avkastningsvariabler. En ekvation med, utöver inkomsten, räntorna på specialinlånning och eurodollar är bäst om förklarings- och prognosförmåga används som kriterier. Problemet är att denna ekvation ger ett (signifikant) negativt tecken på koefficienten för specialinlåningsräntan och ett (signifikant) positivt tecken på koefficienten för eurodollarräntan. Medan det förra tecknet är förenligt med teorin om specialinlåningsräntan uppfattas som en alternativränta, är det teoretiskt sett orimligt att efterfrågan på pengar skulle öka med räntan på eurodollar. Detta resultat kan förklaras av att vi gör oss skyldiga till ett mätfel genom att inte till eurodollarräntan lägga ett mått på förväntad depreciering av kronan gentemot dollarn (till skillnad från definitionen av avkastningsvariabeln i kapitalrörelseekvationen i föregående kapitel). Ett annat problem med denna specifikation är att det saknas en egenränta för den största komponenten i penningmängden nämligen vanlig bankinlånning. Den variabel som bäst torde mäta egenräntan på pengar är diskontot.

Om diskontot läggs till de båda andra räntorna förändras resultaten endast marginellt. R^2 faller en aning och prognosfelen blir något större. Koefficienten för diskontot blir (insignifikant) positiv, vilket stämmer med våra förväntningar, men koefficienterna för de båda övriga räntorna behåller sina tecken. Mot denna bakgrund ligger det nära till hands att också titta på vad som händer om eurodollarräntan tas bort. Detta leder till en ekvation som är obetydligt sämre i förklaringsvärde än de tidigare, men där alla koefficienter har de tecken vi väntar oss av en efterfrågeekvation. På detta stadium är det därför naturligt att stanna för den ekvation som presenteras i *tabell 5.1*.

Tabell 5: 1 Efterfrågan på pengar (mynt och sedlar + vanlig bankinlånning + specialinlånning), kvartalsdata 1970: 2–1983: 4; modellspecifikation (5.2)

Oberoende variabler	Koefficient- estimat	Standardfel
M_{t-1}/P_t	0,80	(0,074)
BNP_t	0,26	(0,079)
diskonto _t	0,044	(0,028)
specialinlåningsränta _t	-0,076	(0,024)

$$\bar{R}^2 = 0,96 \quad \text{Durbins } h = -0,86 \quad \text{Chow-test (1978/79)} = 4,9 \quad (2,2)$$

5.6 Penningmängdens komponenter

Traditionen bjuder att vi primärt intresserar oss för penningmängden som ett aggregat. Icke desto mindre är det uppenbart att dess delkomponenter fyller olika funktioner och därför rimligen inte är perfekta substitut för varandra. Av detta skäl blir det också som påpekats för vissa räntor oklart om de ska betraktas som egen- eller alternativräntor. Det är därför motiverat att närmare studera efterfrågan på mynt och sedlar, vanlig bankinlånning och specialinlånning var för sig.

Eftersom *vanlig bankinlåning* utgör mer än tre fjärdedelar av penningmängden enligt vår definition är det inte förvånande att samma specifikation fungerar "bäst" som när hela aggregatet studeras. Resultaten för denna ekvation finns presenterade i *tabell 5.2*. Vid en jämförelse med *tabell 5.1* ser vi att koefficienterna för räntevariablerna nu är något större i absoluta tal, medan inkomstvariabelns koefficient är ungefär hälften så stor.

Tabell 5:2 Efterfrågan på vanlig bankinlåning, kvartalsdata 1970: 2–1983: 4; modellspecifikation (5.2)

Oberoende variabel	Koefficient- estimat	Standardfel
M_{t-1}/P_t	0,82	0,064
BNP_t	0,11	0,037
diskontot _t	0,056	0,027
specialinlåningsränta _t	-0,080	0,023

$\bar{R}^2 = 0,91$ Durbins $h = -0,91$ Chow-test (1978/79) = 4,7 (2,2)

De båda mindre komponenterna i penningmängden uppvisar däremot annorlunda mönster. För efterfrågan på *mynt och sedlar* blir estimaten på β_1 genomgående större än ett vid specifikation enligt ekvation (5.2). Detta är emellertid inte ett teoretiskt sett acceptabelt resultat eftersom det innebär att ekvationen är instabil, dvs. att dynamiska simuleringar med den skattade ekvationen ger upphov till explosiva förlopp. Specifikation enligt (5.1) indikerar visserligen stabilitet i denna bemärkelse, men det estimerade värdet på β_1 är inte signifikant skilt från ett, och en hypotes om instabilitet kan således inte förkastas. Förklaringsvariablerna i dessa ekvationer uppträder med väntat förtecken; positivt för inkomsten och negativt för diskontot och inflationstakten.

Våra försök att estimerar en separat efterfrågefunktion för *specialinlåning* misslyckades i så måtto som att specialinlåningsräntan i samtliga specifikationer uppträder med negativt förtecken. Ett sådant resultat kan knappast tolkas som annat än ett tecken på specifikationsfel.

Den slutsats vi dragit av detta är att det är rimligt att arbeta med en snävare definition av penningmängden, nämligen som summan av sedlar och mynt och vanlig bankinlåning. Med denna definition har vi estimerat om samma ekvation som i *tabell 5.1* på en längre dataserie som sträcker sig t. o. m. fjärde kvartalet 1985. Resultaten presenteras i *tabell 5.3*. Det framgår att den skattade anpassningskoefficienten är högre än tidigare. Den är dock fortfarande signifikant mindre än ett. Anpassningskostnaderna tycks således vara ännu större än enligt de tidigare skattningarna. Vidare är samtliga övriga koefficienter lägre i absolut värde än motsvarande koefficienter i *tabell 5.1*.

Tabell 5:3 Efterfrågan på pengar (mynt och sedlar + vanlig bankinlåning), kvartalsdata 1970: 2–1985: 4; modellspecifikation (5.2)

Oberoende variabler	Koefficient- estimat	Standardfel
M_{t-1}/P_t	0,856	(0,068)
BNP_t	0,074	(0,033)
diskonto _t	0,038	(0,023)
specialinlåningsränta _t	-0,060	(0,019)

$R^2 = 0,89$ Durbins $h = 0,30$ Chow-test (1978/79) = 6,5 (2,2)

5.7 Strukturell stabilitet

Ett kriterium på en användbar ekvation, både för prognoser och politikanalys, är att den är stabil i den meningen att inte koefficientskattningarna förändras drastiskt när estimationsperioden ändras. Som vi framhåvt gäller detta i högsta grad för penningefterfrågan, vilken spelar en så central roll i vissa teorier för penningpolitikens effekter på inflationen. I första hand önskar man sig en ekvation som är stabil under estimationsperioden; om man skulle finna att helt olika samband gällde under den förra och senare delen av denna period skulle det minska tilltron till att en ekvation skattad på historiska data – vare sig de avser hela perioden eller endast den senare delen – är användbar för utsagor om framtiden. Vi har av den anledning utfört s. k. Chow-test. Resultaten av dessa finns presenterade i resp. tabell ovan. De visar genomgående mycket klara tecken på strukturella skift. (Det kritiska värdet på 5 procents nivå är angivet inom parentes.) Mer specifikt uttryckt visar de att man får en signifikant bättre anpassning om man delar upp data på två perioder och kör separata regressioner än om man anpassar en regressionsekvation till hela datamaterialet.

Mot bakgrund av den snabba omvandlingen av de svenska finansiella marknaderna under 1980-talet är det kanske inte förvånande att vi får så klara indikationer på strukturella skift. Det visar sig också att teststatistikan antar högre värden när data delas mellan 1978 och 1979 än när delningen görs tidigare under 70-talet. I en tidigare studie baserad på data fram till mitten av 70-talet kan Westlund och Lybeck (1983) inte förkasta hypotesen om en stabil efterfrågefunktion under efterkrigstiden.

Efter att ha konstaterat att 70- och 80-talen förefaller att skilja sig åt är det naturligt att också fråga sig hur de skiljer sig åt. I *tabell 5.4* presenteras ekvationen från *tabell 5.3* uppdelad på två delperioder. Vi ser att ekvationen för den senare perioden har omvända tecken på koefficienterna för samtliga förklaringsvariabler. Slutsatsen kan inte bli annan än att vi inte lyckats finna en tillfredsställande penningefterfrågefunktion, åtminstone inte för 1980-talet.

Tabell 5:4 Efterfrågan på pengar (mynt och sedlar + vanlig bankinlåning), kvartalsdata 1970: 2–1985: 4; modellspecifikation (5.2).

Oberoende variabler	1970: 2–1978: 4		1979: 1–1985: 4	
	Koefficient- estimat	Standard- fel	Koefficient- estimat	Standard- fel
M_{t-1}/P_t	0,857	0,049	0,469	0,211
BNP_t	0,138	0,030	-0,150	0,066
diskonto _t	0,040	0,029	-0,048	0,037
specialinlånings- ränta _t	-0,065	0,020	0,003	0,028
	$\bar{R}^2 = 0,97$		$\bar{R}^2 = 0,88$	

5.8 En stabil penningefterfrågefunktion

En tänkbar tolkning av det negativa resultatet från föregående avsnitt är att den svenska penningmarknaden för närvarande omvandlas så snabbt att det, åtminstone med den enkla ansats vi använt, inte går att finna något stabilt samband mellan penningmängden och ett begränsat antal förklaringsvariabler. Innan vi drar den slutsatsen ska vi emellertid titta närmare på den dynamiska delen av modellen. Man kan nämligen hävda att den klass av dynamiska specifikationer som vi hittills har betraktat är alldeles för snäv. Den valda specifikationen kan visserligen motiveras med ett antagande om anpassningskostnader, men som vi konstaterat indikerar de skattade parametrarna en så långsam anpassning att en sådan tolkning ter sig mindre sannolik. Det finns därför skäl att betrakta en mycket vidare klass av dynamiska specifikationer och inom den klassen söka en specifikation som ger parameterstabilitet.

Till den ändan har vi följt en metodologi som brukar associeras med en grupp brittiska ekonometriker med David Hendry som centralgestalt. I korthet går den ut på att man först estimerar en allmän dynamisk specifikation av följande form

$$(5.3) \quad \log M_t = c + \sum_{j=1}^J \alpha_j \log M_{t-j} + \sum_{j=0}^J \beta_j \log X_{t-j},$$

där symbolerna har samma innebörd som förut. Till skillnad gentemot tidigare har här bland förklaringsvariablerna medtagits den beroende variabeln och samtliga oberoende variabler upp till J perioder bakåt. Vidare noterar vi att den beroende variabeln nu är den nominella penningmängden, och att konsumentprisindex finns med i X -vektorn. Observera också att man här utgår från en a priori-specifikation av X , dvs. man förutsätter att den typ av specifikationsstudier som vi redovisat i avsnitt 5.5 antingen är överflödiga eller har blivit utförda för någon viss dynamisk specifikation.

Under förutsättning att (5.3) passerar de grundläggande statistiska testerna – icke seriekorrelerade residualer och parameterstabilitet – kan den användas som måttstock mot vilken förenklade dynamiska specifikationer

utvärderas. Kriteriet är att den förenklade ekvationens förklaringsvärde (standardfelet) inte ska vara signifikant lägre än för den allmänna specifikationen samtidigt som hypoteserna om parameterstabilitet och frånvaro av seriekorrelation inte ska kunna förkastas. Denna förenklingsprocedur är en blandning av skön konst och tillämpad tidsserieanalys som det inte finns utrymme att beskriva i detta sammanhang. Grovt kan den karakteriseras som en serie successiva förenklingar, där koefficienter, eller summor av koefficienter, sätts till noll så länge som detta inte leder till väsentligt minskat förklaringsvärde, indikerat t. ex. med F-värden. För en utförligare diskussion, se Krusell och Warne (1986) och Hendrys olika skrifter, t. ex. Hendry och Richard (1983) och Hendry (1985).

Vår tillämpning av denna metodologi utgick ifrån ekvation (5.3), där X -vektorn inkluderar räntan på specialinlåning samt logaritmen av reala BNP och av konsumentprisindex. Den maximala tidseftersläpningen, J , sattes till 5. Denna variabelspecifikation avviker något från den som använts tidigare. Genom att inkludera prisnivå bland förklaringsvariablerna kan vi testa för förekomsten av penningillusion: ökar den nominella penningeftersfrågan ett för ett med prisnivå? Differensen i prisnivå, inflationen, är också en av de viktigaste avkastningsvariablerna. Den ingår t. ex. i den bästa ekvationen för mynt och sedlar. Utöver denna har vi endast inkluderat en avkastningsvariabel, specialinlåningsräntan. Detta motiveras av en strävan att spara på frihetsgrader. Efter dynamiska förenklingar stannade vi för den estimerade ekvation som är presenterad i tabell 5.5.

Tabell 5:5 Efterfrågan på pengar (mynt och sedlar + vanlig bankinlåning), kvartalsdata 1971: 2–1985: 4. Beroende variabel ($M_t - M_{t-1}$)

Oberoende variabel	Koefficient- estimat	Standardfel
$M_{t-4} - M_{t-5}$	0,459	0,097
$BNP_t - BNP_{t-2}$	0,090	0,025
$M_{t-1} - P_t$	-0,224	0,052
$BNP_{t-1} + BNP_{t-3}$	0,025	0,012
r_t	-0,034	0,007
$r_{t-4} - r_{t-5}$	0,023	0,027
$P_{t-2} - P_{t-3} + P_{t-4} - P_{t-5}$	0,236	0,107

$\bar{R}^2 = 0,85$ Chow-test (1980/81) = 1,45 (1,92)

Lagrange-multiplikator-test för seriekorrelerade residualer

Lag	χ^2
1: 1	0.005 (3.841)
1: 2	0.089 (5.991)
1: 3	0.288 (7.815)
1: 4	0.692 (9.488)

Not: Värdet på χ^2 för lag 1:i anger teststatistikan för att inkludering av tidsförskjutna residualer från $t-1$ till $t-i$ inte ökar ekvationens förklaringsvärde. Kritiska värden inom parentes.

Källa: Krusell och Warne (1986).

Denna måhända något ööverskådliga ekvation kan delas upp i en "kort-siktig" del bestående av termer i differenser och en långsiktig del bestående av termer i nivåer. Eftersom vi har tillåtit oss en så allmän dynamisk formulering har vi inga förväntningar grundade i ekonomisk teori beträffande koefficienterna för differenstermerna. Däremot kan vi ställa den långsiktiga delen av ekvationen mot våra teoretiska förväntningar. Låt oss betrakta en hypotetisk långsiktig jämvikt där räntan är konstant och övriga variabler tillväxer i konstant takt, vilken inte nödvändigtvis behöver vara densamma för de olika variablerna. I ett sådant läge kan alla differens-termer ersättas med konstanter, eftersom variablerna är uttryckta i logaritmisk form. Härigenom kan vi lösa ut den långsiktiga penningefterfrågan som

$$(5.4) \quad M = k + P + 0,22 y - 0,15 r,$$

där konstanten k beror på de exogena variablernas ökningstakt samt på de skattade koefficienterna för differensvariablerna.

Eftersom variablerna är uttryckta i logaritmisk form kan koefficienterna i ekvation (5.4) tolkas som elasticiteter. Vi ser direkt att elasticiteten med avseende på prinsnivån är ett, eller att den reala penningefterfrågan är oberoende av prinsnivån. Denna avsaknad av penningillusion är visserligen en restriktion som har lagts på den slutligen skattade ekvationen, men det är en restriktion som testats som ett led i förenklingsproceduren av den ursprungliga formuleringen (5.3). Inkomstelasticiteten på 0,22 är låg i jämförelse med de resultat som nåtts för andra länder med motsvarande metodologi; se Hendry och Richard (1983) för Storbritannien och Rose (1985) för USA. Ränteelasticiteten framstår också som förhållandevis låg. Här är dock en jämförelse svårare att göra, eftersom den blir starkt beroende av vilken räntevariabel som använts.

5.9 Slutsatser

Vi har tidigare konstaterat att ett fundamentalt problem med enekvations-skattningar av den typ som presenterats i detta kapitel är att de estimerade ekvationerna inte utan vidare går att tolka som efterfrågeekvationer. Om utbudet av pengar under estimationsperioden har varit systematiskt relaterat till någon variabel som också förekommer i efterfrågeekvationen kommer parameterestimaten i stället att avse någon sorts blandning av utbuds- och efterfrågeparametrar. Icke desto mindre är enekvationsskattningarna fortfarande de dominerande i litteraturen. De resultat som presenterats i detta kapitel ska ses mot denna bakgrund.

En slutsats är att det med en konventionell stockanpassningsformulering inte går att finna en specifikation som ger stabila parameterestimater. Med en mer generell dynamisk specifikation har vi emellertid estimerat en ekvation där vi inte kan förkasta att parametrarna är stabila över den studerade perioden. De estimerade koefficienterna i denna ekvation är också förenliga med våra teoretiskt grundade förutfattade meningar om hur en efterfrågeekvation ser ut.

Den skattade ekvationen indikerar att penningefterfrågans långsiktiga inkomstkänslighet är förhållandevis låg; elasticiteten är endast 0,2. Detta innebär, förutsatt att den estimerade ekvationen kan tolkas som en efterfrågeekvation, att endast en mycket långsam expansion av penningmängden är förenlig med långsiktig prisstabilitet.

6 Räntornas löptidsstruktur*

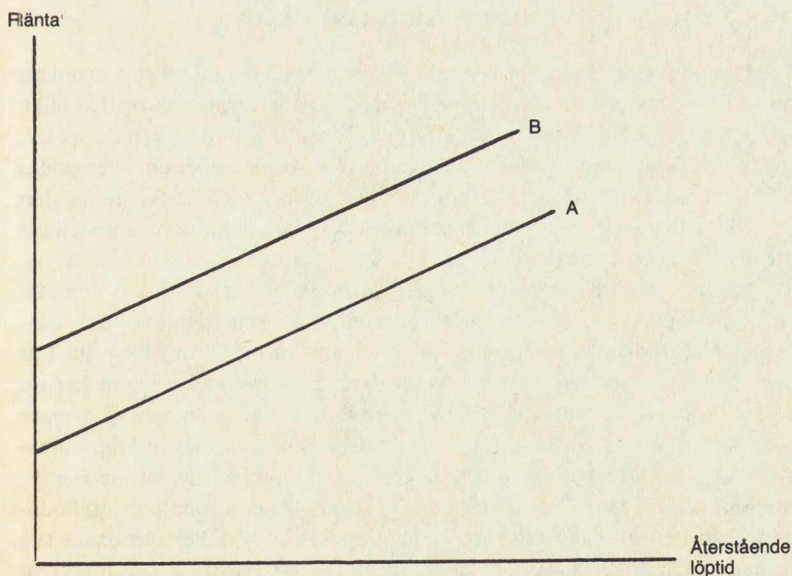
6.1 Inledning

I diskussionen av den grundläggande strukturen hos en svensk penningmarknadsmodell i kapitel 2 konstaterade vi att riksbanken via straffräntetrappan i första hand kan få direkt kontroll över dagslåneräntan. Normalt är man dock intresserad av att påverka även längre penning- och obligationsmarknadsräntor. I beskrivningen av penningpolitikens verkningssätt i avsnitt 2.6 antog vi att alla räntor följer dagslåneräntan, vilket är liktydigt med att alla tillgångar, oberoende av löptid, ses som perfekta substitut. Vi noterade samtidigt att det måste betraktas som mycket restriktivt att arbeta med en så hög grad av aggregering.

Mot denna bakgrund är det uppenbart att en närmare granskning av sambandet mellan räntor på i övrigt identiska tillgångar med olika lång återstående löptid, *räntornas löptidsstruktur*, är en viktig uppgift.¹ För att exempelvis kunna bedöma effekten på kapitalflödena av en marknadsoperation som flyttar bankerna till ett högre steg i räntetrappan, är det av avgörande betydelse att man vet huruvida detta påverkar längre räntor och inte endast höjer dagslåneräntan. Syftet med detta kapitel är att diskutera dels löptidsstrukturens bestämningsfaktorer, dels några preliminära empi-

* Kapitlet bygger på material som tidigare presenterats av Hörngren (1986).

¹ Med i övrigt identiska tillgångar avses exempelvis att de ska ha samma konkursrisk så att det verkligen är skillnader i löptid som avspeglas i ränterelationen.



Figur 6.1 Avkastningskurvan

riska resultat från en undersökning av löptidsstrukturen på den svenska penningmarknaden.

Räntornas löptidsstruktur i en given tidpunkt kan beskrivas grafiskt med hjälp av *avkastningskurvan* på det sätt som illustreras i *figur 6.1*. I denna figur har kurvorna ritats med positiv lutning, vilket innebär att långa räntor är högre än korta. Antag nu att riksbanken som i det tidigare exemplet genom en marknadsoperation höjer endagsräntan, dvs. att kurvans skärningspunkt på den vertikala axeln förskjuts uppåt. I det enklaste fallet leder detta till en parallellförskjutning av hela kurvan så att räntorna på alla löptider stiger lika mycket och avkastningskurvan hamnar i läge B. Detta är det (implicita) antagande som ligger bakom modeller där endagstillgångar och penningmarknadspapper ses som perfekta substitut. I denna situation ger uppenbarligen riksbankens styrning av dagslåneräntan även perfekt kontroll över hela löptidsstrukturen.

Perfekt substituerbarhet måste emellertid ses som ett extremt antagande och vi behöver en mer allmän analys av avkastningskurvans egenskaper. I nästa avsnitt ska vi därför redogöra för några grundläggande hypoteser om löptidsstrukturens bestämning. Vi ska även försöka belysa vad de olika teorierna innebär för möjligheterna att med konventionella penningpolitiska medel, t. ex. marknadsoperationer, påverka avkastningskurvans läge och lutning. I avsnitt 6.4 redovisas några empiriska resultat från en undersökning av löptidsstrukturen på den svenska penningmarknaden. Syftet med dessa tester är i första hand, i analogi med de tester av ränteparitet som redovisades i kapitel 3, att undersöka förväntningarnas roll för bestämningen av löptidsstrukturen. Här gäller alltså frågan i vilken utsträckning som förväntningar om framtida (korta) räntor styr avkastningskurvan respektive vilken roll riskpremier spelar i denna relation. Våra slutsatser sammanfattas i avsnitt 6.5.

6.2 Teorin för räntornas löptidsstruktur

Flertalet modeller av räntornas löptidsstruktur leder fram till slutsatsen att *förväntningar om framtida räntor* är en viktig förklaringsfaktor. De olika teorierna skiljer sig däremot åt beträffande frågan *hur* viktig roll de spelar, dvs. om förväntningar är det enda man behöver beakta eller om även andra faktorer påverkar avkastningskurvan. Det är dock praktiskt att ta den renodlade förväntningsmodellen som utgångspunkt och referensmodell för diskussionen av övriga hypoteser.

Grundtanken bakom *förväntningshypotesen* är att räntornas löptidsstruktur helt avspeglar placerarnas förväntningar om framtida korta räntor. Denna allmänna formulering kan preciseras på ett flertal olika sätt. Låt oss börja med att betrakta ett exempel med en investerare som har en placeringshorisont motsvarande två perioder, dvs. har en summa pengar som han avser att använda för t. ex. konsumtionsändamål om två månader.² Vi antar att samtliga obligationer är utan kupong, dvs. att de är s. k. diskonteringspapper ("discount bonds") som ger en krona på förfallodagen. Han kan då välja att köpa obligationer som förfaller om exakt två månader, vilket ger honom avkastningen $(1+r_2)^2$, där r_2 är den effektiva

² Valet av periodlängd är självfallet godtyckligt i det här sammanhanget.

månadsräntan på tillgångar med två månaders återstående löptid vid tidpunkten t .

Ett annat placeringsalternativ är att vid tidpunkten t köpa enperiodstillgångar och sedan återinvestera i nya papper med en månads löptid vid tidpunkten $t+1$. Den strategin ger den *förväntade* avkastningen $(1+_tr_1)(1+_t+1r_1^e)$, där $_t+1r_1^e$ är den enmånadsränta som placerarna vid tidpunkten t tror kommer att gälla vid återinvesteringstidpunkten $t+1$. Det grundläggande antagandet i förväntningshypotesen är att placerarna uppfattar dessa två strategier som helt likvärdiga, dvs. att de inte tar någon hänsyn till den osäkerhet som råder beträffande den framtida enmånadsräntan. Från diskussionen i kapitel 3 känns detta igen som antagandet att placerarna är riskneutrala, dvs. endast räknar på den förväntade avkastningen på en placering och inte bryr sig om att förväntningar kan slå fel. Under riskneutralitet måste dessa placeringsalternativ ge samma (förväntade) avkastning, varför det måste gälla att

$$(6.1) \quad (1+_tr_2)^2 = (1+_tr_1)(1+_t+1r_1^e)$$

Ekvation (6.1), som utan vidare kan generaliseras till att gälla för en godtycklig placeringshorisont längre än två perioder, säger att räntan på en långfristig tillgång kan ses som ett (geometriskt) medelvärde av de enperiodsräntor som förväntas komma att gälla under tillgångens löptid. För en innehavsperiod n kan vi alltså generellt skriva

$$(6.2) \quad (1+_tr_n) = [(1+_tr_1)(1+_t+1r_1^e) \dots (1+_t+n-1r_1^e)]^{1/n}$$

Givet vårt antagande om riskneutralitet kan vi identifiera ytterligare några relationer som kan ses som implikationer av förväntningshypotesen. För att hålla notationen så enkel som möjligt återgår vi till fallet med placeringshorisonten $n=2$, men motsvarande relationer gäller självklart för godtyckliga värden $n > 2$. Villkoret (6.1) kan även skrivas som

$$(6.3) \quad (1+_t+1r_1^e) = \frac{(1+_tr_2)^2}{(1+_tr_1)}$$

där högerledet kan tolkas som en *terminsränta*, dvs. den ränta som man vid tidpunkten t kan försäkra sig om för perioden $t+1$ till $t+2$. Om terminskontrakt inte erbjuds direkt på marknaden kan motsvarande transaktion göras genom att man vid t köper tvåperiodstillgångar samtidigt som man ger ut enperiodspapper på motsvarande belopp. Högerledet i ekvation (6.3) visar alltså att man med hjälp av löptidsstrukturen vid tidpunkten t kan beräkna implicita terminsräntor. Eftersom dessa spelar en betydande roll i den fortsatta framställningen, är det praktiskt att införa ytterligare en beteckning. Vi definierar således

$$(6.4) \quad (1+_tf_{t+1}) \equiv \frac{(1+_tr_2)^2}{(1+_tr_1)}$$

där $_tf_{t+1}$ är (den enperiodiga) terminsräntan, dvs. den ränta som man vid

tidpunkten t kan försäkra sig om på en placering från $t+1$ till $t+2$. Innebörden av (6.3) är följaktligen att de implicita terminsräntorna under förväntningshypotesen är entydigt bestämda av de förväntade framtida enperiodsräntorna.³

Om man dessutom antar att placerarna har *rationella förväntningar*, dvs. att de inte gör några systematiska fel i sina framtidsbedömningar, kan vi skriva

$$(6.5) \quad (1 + {}_t f_{t+1}) = E_t(1 + {}_{t+1} r_1)$$

där $E_t(\cdot)$ anger den matematiska förväntan betingad på all information som finns tillgänglig vid beslutstidpunkten t . Ekvation (6.5) säger följaktligen att den implicita terminsräntan ger en *väntevärdesriktig prognos*, dvs. en som inte innehåller några systematiska fel, av den framtida räntenivån. Motsvarande gäller för terminsräntor som hänför sig till $t+2$ osv. Detta innebär att avkastningskurvan är entydigt bestämd av marknadens förväntningar om den framtida utvecklingen av de korta räntorna. Avkastningskurvan kan således enligt denna hypotes användas som ett prognosinstrument. Närmare bestämt, ska det inte vara möjligt att göra prognoser som är systematiskt bättre än de som kan avläsas från avkastningskurvan.

Förväntningshypotesen ger alltså en enkel och lättolkad bild av räntestrukturens bestämning, men är naturligtvis långt ifrån invändningsfri. Den traditionella kritiken mot förväntningshypotesen är att den inte beaktar möjligheten att placerarna har riskaversion, dvs. kräver högre (förväntad) avkastning på investeringar som är förknippade med osäkerhet.⁴ Om vi nu överger antagandet att placerarna är fullständigt riskneutrala, blir bilden av avkastningskurvans bestämning något mer komplicerad. Framför allt innebär detta att terminsräntorna inte kan antas avspegla enbart placerarnas förväntningar utan även kommer att innehålla en *riskpremie*, dvs. ett mått på deras krav på kompensation för att ta en ränterisk. Ekvation (6.5) måste följaktligen omformuleras till

$$(6.6) \quad (1 + {}_t f_{t+1}) = E_t(1 + {}_{t+1} r_1) + {}_{t+1} p_2$$

där riskpremien ${}_{t+1} p_2$ också kan tolkas som skillnaden mellan den förväntade avkastningen av att hålla en tvåperiodig tillgång mellan t och $t+1$ och (den säkra) enperiodsräntan under samma period. Det motsvarar alltså "överavkastningen" (som mycket väl kan vara negativ) av att hålla en flerperiodig tillgång.

Det finns flera hypoteser beträffande avkastningskurvan som postulerar att en riskpremie av detta slag skall finnas även om de ger något varierande svar på frågan om vilka egenskaper denna premie kan förväntas ha. Utgångspunkten för *löptidspreferenshypotesen*, lanserad av Modigliani och Sutch (1966) under beteckningen "preferred habitat", är att varje placerare har en viss placeringshorisont, dvs. en önskad löptid på sin portfölj. En kassaförvaltare i ett industriföretag kan exempelvis normalt antas vilja ha relativt korta placeringar, medan ett försäkringsbolag med långsiktiga åtaganden gentemot pensions- och livförsäkringstagare kan förväntas vilja hålla långfristiga tillgångar. Huruvida en viss placering är förenad med

³ Vi diskuterar här endast implicita terminsräntor eftersom det är dessa som utnyttjas i de empiriska avsnitten. Om det finns en explicit marknad för terminskontrakt som fungerar väl, måste det emellertid gälla, som en ren arbitrage relation, att dessa räntor sammanfaller med de implicita terminsräntor som kan beräknas från avkastningskurvan (med viss marginal för skillnader i transaktionskostnader).

⁴ Det bör noteras att kritik också av andra skäl kan riktas mot förväntningshypotesen. Så visar t. ex. Cox, Ingersoll och Ross (1981) att de ovan diskuterade relationerna (6.1) och (6.3), som under säkerhet är helt likvärdiga omformuleringar av förväntningshypotesen, under osäkerhet är ömsesidigt uteslutande. Den praktiska relevansen av dessa konsistensproblem är emellertid inte uppenbar och Campbell (1986) presenterar ett försvar för förväntningshypotesen.

ränterisk eller ej beror således på vilken tidpunkt placeraren räknar med att ta de investerade medlen i anspråk. För ett försäkringsbolag kan en tioårig obligation vara relativt riskfri eftersom den balanseras av långfristiga skulder, medan samma tillgång är synnerligen riskfylld för en kassaförvaltare som avser att sälja den om t. ex. en månad. Detta innebär att en placerare kan antas kräva en riskpremie för att hålla tillgångar vars löptid avviker från hans "normala" placeringshorisont. (Jfr diskussionen i avsnitt 3.2 om betalningsmönstrets betydelse för riskpremien.)

Ett specialfall av löptidspreferenshypotesen är *likviditetspreferenshypotesen*, vilken bygger på att alla placerare föredrar tillgångar med kortast möjliga löptid samtidigt som alla låntagare vill emittera långa papper. Under dessa antaganden måste i jämvikt långfristiga papper ha högre förväntad avkastning än kortfristiga, dvs. riskpremien måste vara positiv och dessutom större ju längre den återstående löptiden är. Likviditetspreferenshypotesen implicerar således att terminsräntorna ligger över de framtida förväntade korta räntorna och avkastningskurvan kommer att ha positiv lutning även om marknaden gör bedömningen att räntenivån kommer att vara konstant.

I den mer generella löptidspreferenshypotesen där olika typer av placerare kan tänkas ha olika lång placeringshorisont är det inte självklart att premien på längre tillgångar ska vara positiv. Huruvida en positiv eller negativ premie ska uppstå kan sägas bero på den relativa fördelningen av placerare resepektive utestående obligationer längs tidsaxeln. Premierna kan antas vara positiva om det finns ett överskott av långfristiga papper i förhållande till antalet placerare med lång placeringshorisont och negativa om korta tillgångar dominerar.

Likviditets- och löptidspreferenshypoteserna betonar både riskpremiernas roll som förklaringsfaktor i löptidsstrukturen. Slutsatsen att de implicita terminsräntorna består av två komponenter innebär att de inte kan förväntas ge väntevärdesriktiga prognoser av framtida räntor, då en riskpremie som varierar över tiden kommer att introducera ett systematiskt fel.

6.3 Penningpolitisk styrning av avkastningskurvan

Låt oss nu diskutera vad de olika hypoteserna om löptidsstrukturens bestämning säger om penningpolitikens effekter. Om vi antar att förväntningshypotesen är korrekt, vad innebär detta för riksbankens möjligheter att påverka avkastningskurvans läge och lutning? Eftersom enligt antagandet om marknads ränteförväntningar är den enda faktor som spelar roll för löptidsstrukturen, är det uppenbart att villkoret för att riksbankens ska kunna styra avkastningskurvan är att den kan påverka dessa förväntningar. Om riksbanken vill ändra den allmänna räntenivån och därför justerar dagslåneräntan, måste man följaktligen övertyga marknaden att denna ändring är permanent. I annat fall påverkas inte ränteförväntningarna och därmed inte heller avkastningskurvan i stort. Om vi tänker oss 30-dagarsräntan som ett genomsnitt av de förväntade endagsräntorna under den aktuella 30-dagarsperioden i enlighet med ekvation (6.2), är det uppenbart

att r_n inte kommer att ändras nämnvärt om endast r_1 stiger och övriga (förväntade) dagslåneräntor är opåverkade. Omvänt gäller att om marknaden förutser att riksbanken avser att gripa in så kommer 30-dagarsräntan att stiga redan innan någon åtgärd vidtagits.

Här erbjuder omläggningen av reglerna för bankernas rätt till upplåning i riksbanken ett belysande exempel. I det tidigare systemet med en fixerad straffränta och, i regel, mycket stor upplåning från bankernas sida var det rimligt att uppfatta en höjning av straffräntan som en varaktig förändring. Erfarenheterna visade att riksbanken inte ändrade straffräntan mer än 3–4 gånger per år. När en höjning annonserades var det därför sannolikt att den korta ränta (dagslåneränta) som straffräntan angav skulle bli bestående under åtminstone de närmaste månaderna. Den gällande straffräntenivån utgjorde således en utmärkt prognos på de framtida korta räntorna. Enligt förväntningshypotesen kan därför en straffräntehöjning förväntas leda till ungefär motsvarande justering av de korta penningmarknadsräntorna. Just denna egenskap kännetecknade också det tidigare upplåningssystemet, vilket t. ex. framgår av *figur 2* i Englund, Hörngren och Viotti (1985a). Detta system gav följaktligen riksbanken en relativt god kontroll av avkastningskurvan på penningmarknaden, just p. g. a. att ändringar av dagslåneräntan, som ju är den allra kortaste räntan i löptidsstrukturen, var så sällan förekommande. Detta gjorde att placerarna uppfattade endagslån och penningmarknadsplaceringar som (i stort sett) perfekta substitut, vilket motsvarar det aggregeringsantagande som gjordes i avsnitt 2.6.

Detta system kan kontrasteras mot de nuvarande reglerna där en räntetrappa styr bankernas marginella kostnad för upplåning i riksbanken och därmed dagslåneräntan. Av flera skäl är sannolikheten för att upplåningskostnaden ska ändras mångdubbelt större än i det tidigare systemet. För det första ger de nya reglerna riksbanken avsevärt större möjligheter att genom marknadsoperationer på kort varsel ändra bankernas upplåningsbehov, dvs. flytta dem till ett annat trappsteg. Det fordras m. a. o. inte längre ett "uppseendeväckande" beslut i riksbanksfullmäktige. För det andra kan det inte uteslutas att misstag begås i styrningen av likviditeten så att räntenivån varierar trots att riksbanken inte har observerat några störningar som motiverar ett aktivt ingripande. Trappstegen är visserligen relativt breda (motsvarande ca 6 miljarder kronor i aggregerade termer), men variationerna i likviditetsflödena kan likaså vara betydande.

Konsekvensen av detta är från marknadens synpunkt att det är viktigt att försöka tolka innebörden av ränteutvecklingen, dvs. hela tiden bedöma vilka riksbankens intentioner är. Om man observerar en höjning av dagslåneräntan, måste man försöka avgöra om denna är allvarligt menad från riksbankens sida eller endast resultatet av en oförutsedd likviditetsindragning. Tolkas den som en (mer eller mindre) permanent justering måste man revidera sin framtidsbedömning, vilket leder till motsvarande förskjutningar av avkastningskurvan.

Även sett ur riksbankens perspektiv innebär detta delvis nya problem. Precis som marknadsdeltagarna måste försöka lära sig utläsa riksbankens intentioner utifrån dess agerande på marknaden, måste riksbanken lära sig att ge ifrån sig tydliga signaler om deras åtgärder ska få önskad effekt.

Enligt förväntningshypotesen skulle vi således ha anledning förmoda att

sambandet mellan endagsräntan och de något längre penningmarknadsräntorna har försvagats efter omläggningen i december 1985, eftersom det numera förekommer variationer i straffräntenivån som marknaden ignorerar därför att de uppfattas som temporära. Allmänt sett kan man också konstatera att detta har inträffat. Detta kan tolkas som att substituerbarheten mellan dagslån och penningmarknadsinstrument minskat, vilket självklart påverkar möjligheten att arbeta med en så stark aggregering som i avsnitt 2.6 och gör löptidsstrukturens egenskaper till en än mer viktig fråga.

Däremot är det svårare att bedöma vilken betydelse de nya bestämmelserna har haft för kopplingen till de längre obligationsräntorna. Här var det redan under det gamla systemet nödvändigt att beakta möjligheten att straffräntan kunde ändras åtskilliga gånger under exempelvis en tvåårsperiod, varför skillnaderna inte behöver vara lika påtagliga. De längre räntorna från de tidiga 80-talet är emellertid svåra att tolka, eftersom aktiviteten på dessa marknader var relativt låg och en systematisk jämförelse låter sig därför inte göras.

Det finns ytterligare en viktig aspekt på omläggningen av upplåningsreglerna. Som vi noterade ovan, gav den gällande straffräntan i det tidigare systemet normalt en god prognos på dagslåneräntan under den närmaste framtiden. De större variationerna i endagsräntan efter omläggningen gör att dessa prognoseegenskaper rimligen försämrats, dvs. *osäkerheten* om den kortsiktiga ränteutvecklingen har ökat. Som vi konstaterade ovan är detta något som förväntningshypotesen helt ignorerar. För att kunna diskutera de vidare konsekvenserna av omläggningen av upplåningsreglerna måste vi således ta in löptidspreferenshypotesen i analysen.

Om löptidspreferenshypotesen är korrekt, har placerarnas förväntningar fortfarande betydelse, men det framstår i en värld med riskpremier som mer oklart hur stor effekt en "framgångsrik" ändring av förväntningsbildningen i sin tur får på avkastningskurvan, eftersom även premistrukturen kan påverkas. Liksom i kapitel 3 kommer vi in på frågan vad det är som styr riskpremierna och i vilken utsträckning dessa kan kontrolleras på ett så systematiskt sätt att det kan sägas vara en del av penningpolitiken.

En intressant implikation av löptidspreferenshypotesen är att riskpremierna påverkas av sammansättningen hos den utestående obligationsstocken. Det innebär att en marknadsoperation som ändrar förfallostrukturen, t. ex. genom att man köper upp långa papper och säljer korta, bör leda till ändringar i löptidsstrukturen även om den totala volymen, och därmed reservutbudet, är opåverkad. Det skulle följaktligen finnas en roll för statsskuldspolitik, dvs. ändringar av statsskuldens sammansättning. Huruvida denna mekanism är tillräckligt stark för att ha en märkbar kvantitativ effekt är emellertid en öppen fråga.

I övrigt ger dock dessa hypoteser ingen direkt vägledning vad beträffar riskpremiens egenskaper. De är till sin karaktär snarare allmänna "förnuftsresonemang" än genomarbetade modeller och därför alltför skissartade för att kunna belysa mer specifika frågor rörande löptidsstrukturens egenskaper och riskpremiernas bestämning. Det skulle dock föra för långt att i det här sammanhanget gå in på en diskussion av teoretiskt mer tillfredsställande modeller av räntornas löptidsstruktur.⁵ Syftet med denna

⁵ För mer rigorösa framställningar, se t. ex. Cox, Ingersoll och Ross (1981, 1985).

korta introduktion har i första hand varit att ge en allmän bild av problemets natur och motivera att förväntningar och riskpremier utgör fundamentala begrepp i analysen av avkastningskurvan. Denna allmänna slutsats utgör också utgångspunkten för de empiriska test som rapporteras i det följande avsnittet.

6.4 Löptidsstrukturen på den svenska penningmarknaden

Gemensamt för de hypoteser om löptidsstrukturen som diskuterats är att de implicita terminsräntorna innehåller en prognos av den framtida ränteutvecklingen. Det finns emellertid anledning förmoda att de även kommer att påverkas av förväntade riskpremier (överavkastning). A priori är både storleken och tecknet på denna premierterm osäkra, men givet att den inte är konstant så kommer den att försvaga prognosförmågan hos terminsräntan. Genom att studera terminsräntornas prognosegenskaper kan vi följaktligen få vissa indikationer på förväntningarnas respektive riskpremiernas relativa roll i bestämningen av avkastningskurvans egenskaper. Det bör noteras att, i likhet med de test av terminskurser på valutamarknaderna som diskuterades i kapitel 3, är dessa test ateoretiska och syftar primärt till att undersöka förekomsten av riskpremier.

6.4.1 Data

Våra data är månatliga (ultimo) observationer av räntor på bankcertifikat från mars 1980 till december 1985. Noteringar för 30, 60, 90 och 180 dagar finns tillgängliga för hela denna period. Det faktum att utvecklingen av marknaderna för tillgångar med längre löptider kommit igång så sent gör att vi endast kan studera den korta delen av löptidsstrukturen. Vi kommer således att analysera 30-dagars terminsräntor en respektive två månader fram i tiden, betecknade r_{t+1} respektive r_{t+2} , samt 90-dagars terminsräntor tre månader framåt, de sistnämnda betecknade med stora bokstäver, dvs. R_{t+3} representerar terminsräntan som man vid t kan försäkra sig om på en placering från $t+3$ till $t+6$ och ${}_{t+3}P_6$ står för den realiserade riskpremien (överavkastningen) på en sexmånaders placering i förhållande till en tremånaders.

I tabell 6.1 presenteras några sammanfattande statistiska egenskaper hos dessa data, närmare bestämt autokorrelationer, medelvärden och standardavvikelser. Beträffande tidsseriemönstret kan vi notera att autokorrelationskoefficienterna visar att både 30- och 90-dagarsräntorna följer stationära AR(1)-processer. Det innebär att en modell där räntan i tidpunkten t kan förklaras relativt väl av räntan vid $t-1$ och en konstant, dvs.

$$r_t = \rho_0 + \rho_1 r_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Terminsräntorna följer ett likartat mönster. Det gäller inte minst r_{t+1} , som i det närmaste sammanfaller med r_t . Detta visar att avkastningskurvan varit i stort sett horisontell över det intervallet (jfr figur 8.1 i Hörngren (1986)). Premietermerna däremot är i det närmaste helt okorrelerade.

Det är intressant att notera att den realiserade överavkastningen på

Tabell 6.1: Autokorrelationer, medelvärden och standardavvikelser; mars 1980—oktober 1985, 68 observationer

Variabel	Autokorrelationer												Medel- värde	Std. avvik.
	Q ₁	Q ₂	Q ₃	Q ₄	Q ₅	Q ₆	Q ₇	Q ₈	Q ₉	Q ₁₀	Q ₁₁	Q ₁₂		
r_1	0,76	0,63	0,44	0,28	0,14	0,08	0,07	0,02	0,04	0,05	0,06	0,06	13,134	1,6416
$r_{t+1}r_1 - r_1$	-0,24	0,14	-0,06	-0,04	-0,18	-0,10	0,10	-0,17	0,02	0,01	0,00	-0,00	-0,004	1,1484
$r_{t+2}r_1 - r_1$	0,43	-0,01	-0,00	-0,20	-0,33	-0,19	-0,05	-0,14	-0,06	0,04	-0,00	0,06	-0,002	1,4124
r_{t+1}	0,78	0,60	0,46	0,30	0,15	0,05	0,04	0,00	-0,01	0,01	0,01	0,04	13,092	1,5600
r_{t+2}	0,74	0,59	0,42	0,20	0,05	-0,04	-0,05	-0,08	-0,01	-0,000	0,03	-0,01	12,846	1,5230
$r_{t+1}r_2$	-0,07	0,02	0,05	-0,01	-0,15	-0,15	0,08	-0,15	-0,09	0,01	-0,04	0,06	-0,048	1,1520
$r_{t+1}r_3$	-0,04	0,01	0,10	-0,02	-0,15	-0,16	0,10	-0,14	0,02	-0,02	-0,04	0,01	-0,240	2,1240
r_3	0,78	0,62	0,46	0,26	0,11	0,04	0,02	-0,03	0,01	0,04	0,04	0,04	13,162	1,5800
$r_{t+3}R_3 - r_3$	0,62	0,32	-0,09	-0,24	-0,34	-0,38	-0,24	-0,18	-0,04	-0,00	0,07	0,06	-0,006	1,6564
r_{t+3}	0,73	0,55	0,40	0,21	0,06	-0,04	-0,02	-0,06	-0,05	-0,000	-0,03	-0,01	12,704	1,1873
$r_{t+3}P_6$	0,62	0,33	0,01	-0,14	-0,25	-0,34	-0,23	-0,16	-0,08	0,01	0,04	0,12	-0,431	1,5456

Källa: Hörngren (1986)

flerperiodiga tillgångar i genomsnitt varit *negativ*. Detta indikerar att marknaden betalat en högre avkastning till placerare som valt att hålla enperiodstillgångar, vilket är liktydigt med en negativ (realiserad) riskpremie. I detta avseende skiljer sig den svenska avkastningskurvan under denna period från vad man vanligen funnit i andra länder; se t. ex. Fama (1976, 1984) beträffande den amerikanska penningmarknaden.

Det bör noteras att denna databas inte är helt idealisk för syftet att studera avkastningskurvan. Det vore exempelvis önskvärt då man vill bedöma prognosegenskaperna hos terminsräntorna att man kunde stämma av data så exakt att man konsekvent jämför terminer och avistaräntor med samma förfallodag. Med tillgång endast till generella marknadsnoteringar, där det inte går att avgöra om jämförbara tillgångar verkligen existerar en given dag, kommer testen att vara approximativa. Denna begränsning bör ha i åtanke vid tolkningen av de här redovisade resultaten.

6.4.2 Terminsräntornas prognosförmåga – några regressionstest

Vi har tidigare konstaterat att terminsräntor kan delas upp i en ränteprogнос och en riskpremie. En metod som gör det möjligt att studera dessa båda komponenters relativa betydelse, trots att de inte är observerbara, presenteras av Fama (1984). Dess syfte är att utröna huruvida terminsräntor har förmåga att prognosticera (innehåller information om) framtida räntor och/eller framtida premier och är således helt analog med det test av väntevärdesriktighet för terminskursen på valuta som redovisades i kapitel 3.

Den renodlade förväntningshypotesen säger att terminsräntan endast avspeglar placerarnas förväntningar om den framtida räntenivån. Om vi dessutom antar att de har rationella förväntningar, innebär denna hypotes att vi bör erhålla $(a_1, b_1) = (0, 1)$ i regressionen⁶

$$(6.7) \quad (1 + {}_{t+1}r_1) = a_1 + b_1(1 + {}_t f_{t+1}) + u_{t+1}.$$

Om vi inte kan förkasta denna hypotes, innebär det att riskpremietermen i ekvation (6.6) sannolikt är noll. Den motsatta extremhypotesen är att terminsräntan helt bestäms av premiekomponenten, dvs. att den förväntade räntenivån i (6.6) saknar betydelse. Denna hypotes kan vi testa genom att undersöka om $(a_2, b_2) = (0, 1)$ i regressionen

$$(6.8) \quad {}_{t+1}p_2 = a_2 + b_2(1 + {}_t f_{t+1}) + v_{t+1}.$$

Det bör påpekas att även om (6.7) enkelt kan tolkas i termer av förväntningshypotesen, är syftet i det här sammanhanget inte primärt att testa denna hypotes som sådan. Man kan emellertid visa att om b_1 är signifikant skild från noll, indikerar detta att terminsräntan innehåller information om den framtida räntenivån, även om den (sannolikt) inte ger en väntevärdesriktig prognos. På motsvarande sätt visar en skattning av $b_2 > 0$ att det finns information om framtida överavkastning på flerperiodiga tillgångar.⁷ Närmare bestämt innebär $b_1 > b_2$ (om båda är positiva) att variansen i den

⁶ Regressionsekvationerna anges här för fallet då testet gäller räntan en period framåt, men vi redovisar resultat även för längre prognosperioder; se tabell 6.2 och 6.3. Se Hörngren (1986) för en mer detaljerad diskussion av testekvationernas egenskaper.

⁷ Se Fama (1984) eller Hörngren (1986) för en närmare diskussion av tolkningen av regressionskoefficienterna i (6.7) och (6.8).

förväntade räntenivån är större än variansen i premien och vice versa om $b_1 < b_2$. Denna metod ger följaktligen viss information om förväntningarnas respektive premiernas egenskaper trots att man inte kan uttala sig om deras absoluta storlek.

Vi kommer även att studera en alternativ formulering av dessa båda test, där frågan gäller vilken information som finns i den rådande differensen mellan terminsräntan och den aktuella enperiodsräntan:

(6.9) $t_{+1}r_1 - t r_1 = a_3 + b_3(f_{t+1} - t r_1) + w_{t+1}$.

Det är uppenbart att under nollhypotesen $(a_3, b_3) = (0, 1)$ är (6.9) ekvivalent med (6.7). Motsvarande omformulering görs också av (6.8):

(6.10) $t_{+1}p_2 = a_4 + b_4(f_{t+1} - t r_1) + z_{t+1}$.

Tabell 6.2: Regressionsresultat ekvation (6.7) och (6.8); mars 1980–oktober 1985

Beroende variabel	a_1	b_1	R^2	DW	Beroende variabel	a_2	b_2	R^2	DW
$t_{+1}r_1$	0,0024 (0,0010)	0,7778 (0,0866)	0,55	1,89	$t_{+1}p_2$	-0,0024 (0,0009)	0,2222 (0,0866)	0,09	1,89
$t_{+2}r_1$	0,0042 (0,0011)	0,6291 (0,1056)	0,35	0,88	$t_{+2}p_3$	-0,0046 (0,0017)	0,4158 (0,1618)	0,09	1,85
$t_{+3}R_3$	0,0147 (0,0047)	0,5646 (0,1491)	0,18	0,59	$t_{+3}P_6$	-0,0147 (0,0047)	0,4354 (0,1491)	0,12	0,59

Källa: Hörngren (1986)

I tabell 6.2 redovisas resultaten av skattningarna av ekvationerna (6.7) och (6.8) för $n = 1, 2$ i termer av 30-dagarsräntor och för 90-dagarsräntor. Vi kan först notera att samtliga koefficienter är signifikant skilda från de värden de antas ha under de båda nollhypoteserna som diskuterades ovan. Det innebär i synnerhet att vi kan förkasta förväntningshypotesen $b_1 = 1$. Icke desto mindre kan vi konstatera att terminsräntorna innehåller information om de framtida korta räntorna. Särskilt intressant är att b_1 -estimatet sjunker ju längre prognoshorisonten är. Omvänt så är b_2 större för de längre perioderna. Detta indikerar således att variationerna i den förväntade räntan dominerar terminsräntorna i det mycket korta perspektivet medan premiernas relativa betydelse ökar för terminsräntor som avser mer avlägsna perioder.

Tabell 6.3: Regressionsresultat ekvation (6.1) och (6.10); mars 1980–oktober 1985

Beroende variabel	a_3	b_3	R^2	DW	Beroende variabel	a_4	b_4	R^2	DW
$t_{+1}r_1 - t r_1$	0,00001 (0,00011)	0,4545 (0,3080)	0,04	2,32	$t_{+1}p_2$	-0,00001 (0,00011)	0,5455 (0,3080)	0,05	2,32
$t_{+2}r_1 - t r_1$	0,00008 (0,00015)	0,4188 (0,2339)	0,05	1,07	$t_{+2}p_3$	-0,00007 (0,00022)	0,5804 (0,3536)	0,04	2,18
$t_{+3}R_3 - t R_3$	0,00121 (0,00058)	1,1109 (0,3313)	0,15	0,70	$t_{+3}P_6$	-0,00121 (0,00058)	-0,1109 (0,3313)	0,00	0,70

Källa: Hörngren (1986)

I tabell 6.3 redovisas resultaten från undersökningen av förmågan hos differensen mellan termins- och enperiodsräntan att prognosticera den framtida förändringen i räntenivån respektive den framtida premien, dvs. ekvationerna (6.9) och (6.10). Om vi först studerar en månadsräntorna, kan vi konstatera att b_3 - och b_4 -koefficienterna genomgående är positiva, men signifikansnivån är låg och ingen av dem är skild från noll på 5 procents risknivå. Det är följaktligen svårt att dra några klara slutsatser vad beträffar månadsräntorna. Det allmänna intrycket är att variabiliteten i ränteförändringar och premier är så stor att prognosfelen dominerar och döljer de samband som eventuellt kan finnas.

Resultaten för kvartalsräntorna (${}_{t+3}R_t$ etc.) är annorlunda. Framför allt är b_3 -koefficienten mycket nära 1, vilket innebär att b_4 är nära noll. Dessa skattningar pekar således på att differensen mellan terminsräntan på tre månader och 90-dagarsräntan ger en i det närmaste väntevärdesriktig prognos av förändringen i 90-dagarsräntan under den kommande tremånadersperioden.⁸ Detta resultat måste ses som något förvånande givet att tremånaders terminsräntor ger sämre prognoser vad beträffar den framtida nivån på räntan och att terminsräntedifferensen på en månad fungerar så dåligt som prognosinstrument. Någon förklaring till denna "anomali" har vi emellertid inte. Fortsatta studier av avkastningskurvan krävs för att avgöra om detta är ett stabilt resultat.

6.5 Slutsatser

Det viktigaste syftet med den empiriska undersökning som sammanfattats i detta kapitel har varit att studera egenskaperna hos avkastningskurvan på den svenska penningmarknaden. I första hand har vi intresserat oss för förväntningars respektive riskpremiers relativa roll. Den korta observationsperioden, liksom det faktum att den svenska penningmarknaden är relativt ung, gör att resultaten bör tolkas med en betydande försiktighet. De test av förväntningshypotesen som redovisats är samtidigt test av antagandet att placerarna inte gör systematiska prognosfel, dvs. att de har rationella förväntningar. Detta kan vara ett starkt antagande på en så pass "omogen" marknad, eftersom det rimligen tar tid för aktörerna att lära sig hur systemet fungerar.

Med dessa reservationer i minnet kan vi konstatera att resultaten pekar på att terminsräntorna innehåller information om framtida korta räntor. De ger dock inte väntevärdesriktiga prognoser, vilket är förenligt med hypotesen att det även finns riskpremier i löptidsstrukturen. Det visar sig vidare att dessa premier, åtminstone ex post, varit negativa, dvs. marknaden har betalat en högre avkastning på 30-dagarstillgångar än på tillgångar med 60 och 90 dagars återstående löptid. Detta resultat strider mot likviditetspreferenshypotesen, vilken postulerar att alla premier ska vara positiva, men är förenligt med den mer generella löptidspreferenshypotesen.

Det är svårt att på grundval av dessa tester dra några slutsatser om sambandet mellan penningpolitiken och löptidsstrukturen. I den mån resultaten också är giltiga för sambandet mellan dagslåneräntan och penningmarknadsräntorna visar de att förväntningarna om riksbankens styrning av

⁸ En särskild reservation bör dock göras beträffande denna ekvation. Eftersom vi arbetar med månatliga observationer av en tremånadsränta, vilket ger överlappande observationer, är residualerna i regressionen starkt autokorrelerade (jfr Durbin-Watson-koefficienten i tabell 6.3). Detta påverkar inte estimatens väntevärdesriktighet, men gör att standardfelen underskattas, vilket är liktydigt med att signifikansnivån överskattas.

dagslåneräntan spelar stor roll, men knappast entydigt bestämmer övriga räntor. Det krävs ytterligare studier för att bedöma möjligheterna att påverka riskpremiernas storlek, t. ex. genom den typ av statsskuldspolitiska åtgärder som enligt löptidspreferenshypotesen ska påverka avkastningskurvan.

7 Sammanfattning och slutsatser

7.1 Inledning

Vi har i denna rapport dels presenterat en modellmässig ram för analys av svensk penningpolitik och penningmarknad, dels redovisat resultat från ett antal empiriska undersökningar vilka belyser penningpolitikens effekter och möjligheter. Det bör understrykas att även om dessa studier belyser olika aspekter av penningmarknadsmodellen så har de genomförts separat, vilket bl. a. avspeglas i att de delvis använder data från olika observationsperioder och med olika observationsintervall. De empiriska resultaten har således ännu inte sammanförts till en integrerad ekonometrisk version av penningmarknadsmodellen. Likafullt ger dessa studier värdefull information om samband som är centrala för modellens funktion och för förståelsen av penningpolitikens effekter. Vi ska i detta kapitel försöka sammanfatta de viktigaste slutsatserna.

7.2 Penningefterfrågan

Vad gäller efterfrågan på pengar har vi presenterat en omfattande genomgång av olika penningmängdsaggregat och olika specifikationer. Med den konventionella ansatsen, inspirerad av Goldfeld (1973), är det genomgående resultatet att en stabil efterfrågeekvation inte kan påvisas. Denna ansats är emellertid starkt insnävande, inte minst när det gäller den dynamiska strukturen. Det är därför naturligt att tillämpa de metoder som utvecklats av Hendry m. fl. och som i studier för andra länder visat sig leda fram till stabila efterfrågesamband även för perioder då mer konventionella undersökningar givit tecken på strukturell instabilitet.

Det visar sig därvid att det med utgångspunkt från en mer generell dynamisk specifikation är möjligt att estimerar en stabil relation. Denna funktion är i sig relativt svårtolkad, men den underliggande långsiktiga funktionen visade sig ha för en efterfrågerelation rimliga egenskaper vad gäller både tecken och nivå på de olika koefficienterna.

Innan man går vidare och drar slutsatser med utgångspunkt från den skattade relationen är det viktigt att diskutera om den verkligen kan tolkas som en efterfrågefunktion. I princip är det möjligt att det samband mellan penningmängd och ränta som vi funnit härrör från utbudssidan eller utgör en blandning av efterfråge- och utbudselement. Förutsättningen för att ekvationen ska kunna tolkas som en efterfrågerelation är att räntorna kan ses som *exogena*, dvs. inte är bestämda simultant med penningmängden.

Ett sådant antagande förefaller dock inte orimligt mot bakgrund av den typ av penningpolitik som den svenska riksbanken bedrivit under observationsperioden. Den kan sägas ha kännetecknats av att en ränta användes som penningpolitiskt instrument, dvs. riksbanken fixerade (på kort sikt) dagslåneräntan med hjälp av straffräntan. Som vi påpekade i kapitel 6, tenderade i detta system de korta penningmarknadsräntorna att följa straffräntan. Med utgångspunkt från denna tolkning skulle följaktligen räntan i efterfrågefunktionen kunna ses som exogen och policybestämd. Penningmängden kan därför antas ha varit bestämd av vad allmänheten ville hålla vid den rådande räntenivån.¹

Även om det kan finnas vissa skäl för att tolka ekvationen som en efterfrågefunktion är detta en aspekt som bör studeras närmare. Det vore exempelvis motiverat att försöka introducera en explicit utbudsfunktion för pengar, som skulle få karaktären av en reaktionsfunktion, och genomföra simultana skattningar av utbuds- och efterfrågesamband. En sådan studie skulle också göra det möjligt att testa huruvida vårt antagande om exogena räntor är korrekt eller ej.

Givet att den estimerade relationen befunnits vara stabil och med viss grad av säkerhet kan tolkas som ett efterfrågesamband, kan den kortsiktiga funktionen i princip utnyttjas inom ramen för en ekonometrisk penningmarknadsmodell. I samband med simulerings- eller prognosexperiment är det faktum att de enskilda koefficienterna i denna ekvation inte har någon klar ekonomisk tolkning inget problem. Där är det avgörande penningefterfrågans kortsiktiga dynamik, och vi har anledning tro att denna fångas upp av de svårtolkade parametrarna i ekvationen.

Även den långsiktiga efterfrågerelationen som kan härledas ur den skattade ekvationen har intressanta användningsområden. I en sluten ekonomi, eller en öppen ekonomi under rörliga växelkurser, är det rimligt att tänka sig att en ökning av penningmängden på lång sikt leder till en proportionell höjning av prisnivån. I en öppen ekonomi med fast växelkurs är bilden något mer komplicerad, eftersom i detta fall penningmängden blir efterfrågebestämd på lång sikt p.g.a. att allmänheten kan motverka en ökning av penningmängden genom att växla till sig utländsk valuta och köpa utländska finansiella tillgångar och varor. Under fast växelkurs leder således en penningmängdsökning på lång sikt till ett valutautflöde snarare än till en anpassning av prisnivån. Icke desto mindre kan dylika kvantitetsteoretiskt inspirerade resonemang vara av intresse då extern balans kan ses som en restriktion på den ekonomiska politiken. Den långsiktiga efterfrågefunktionen kan då tas som utgångspunkt för bedömningar av vilken tillväxttakt i penningmängden som är förenlig med en bibehållen fast växelkurs och extern balans. Denna typ av överväganden brukar också redovisas inom ramen för långtidsutredningarna.

Det fortsatta arbetet med att empiriskt studera efterfrågan på pengar bör också innefatta en mer detaljerad granskning av *utlandsräntans* roll. En undersökning av penningefterfrågans känslighet för ändringar i den internationella räntenivån skulle kunna ge viktig kompletterande information om ränteberoendet och eventuellt bidra till att förklara de i vissa avseenden otillfredsställande resultaten från kapitalflödesstudien.

¹ Notera att denna beskrivning är mindre giltig för perioden efter omläggningen av upplåningsreglerna i december 1985, eftersom relationen mellan dagslåne- och penningmarknadsräntorna påverkats av införandet av räntetrappan; jfr avsnitt 6.3. Ett alternativt sätt att motivera att räntan är exogen vore att hänvisa till ett fullständigt och omedelbart ränteberoende. Resultaten i kapitel 3 och 4 motsäger dock ett sådant antagande.

7.3 Ränteberoendet

Vi har i de tidigare kapitlen betonat den centrala roll som graden av ränteberoende spelar för diskussionen av penningpolitiken i en ekonomi av Sveriges typ. Vi har studerat denna fråga med hjälp av två komplementära angreppssätt. Dels har vi med utgångspunkt från ränteparitetsvillkor analyserat relationen mellan svenska och internationella räntor, dels har vi studerat kapitalflödenas bestämning.

Det renodlade arbitragevillkoret kurssäkrad ränteparitet (CIP) kan numera sägas vara uppfyllt beträffande penningmarknadsräntor, dvs. för löptider upp till ett år. Det är en förändring jämfört med förhållandena under 1970-talet då betydande och bestående avvikelser från CIP kunde noteras. Detta kan tolkas så att valutaregleringen inte längre förhindrar kurssäkrat räntearbitrage, åtminstone inte under relativt lugna perioder. Det kan dock inte helt uteslutas att kvarstående restriktioner skulle kunna bli bindande i samband med mer omfattande valutaoro.

Det från penningpolitisk synpunkt mer intressanta paritetsvillkoret gäller frågan om räntedifferensen gentemot omvärlden endast avspeglar förväntningar om justeringar av växelkursen (gentemot valutakorgen) eller om denna relation även innehåller en riskpremie. Givet den variabilitet som kronan har uppvisat och att det normalt är rimligt att anta att placeringarna kräver extra kompensation i form av högre avkastning för att vara villiga att ta risker, kan man förvänta sig att finna en sådan premie. Våra resultat är konsistenta med denna hypotes. I princip ger existensen av en variabel riskpremie riksbanken möjlighet att bedriva en självständig räntepolitik, dvs. styra räntedifferensen gentemot omvärlden utan att påverka växelkursförväntningarna. Förutsättningen är att riskpremien är kontrollerbar på ett systematiskt sätt. Här kan man anföra vissa teoretiska argument för att exempelvis marknadsoperationer ska påverka placerarnas krav på riskkompensation, men på denna punkt ger våra ateoretiska paritetsstudier ingen direkt vägledning.

För att få en uppfattning om *graden* av ränteberoende har vi därför undersökt kapitalrörelsernas bestämning. Ett särskilt intresse knyts då naturligtvis till kapitalrörelsernas räntekänslighet, eftersom denna parameter ger en direkt indikation på hur kraftiga motverkande valutaflöden en given ändring av räntedifferensen skulle ge upphov till. Vår a priori-uppfattning är att utrymmet för en oberoende räntepolitik, p.g.a. "luckor" eller medvetna lättnader i valutaregleringen, är relativt begränsat. Vi hade alltså förväntat oss att finna en hög räntekänslighet hos kapitalrörelserna, dvs. att en ränteavvikelse skulle ge upphov till ett relativt stort valutaflöde. Inte minst kan man mot bakgrund av liberaliseringen av valutaregleringen, vilket bl. a. avspeglas i det kurssäkrade räntearbitraget, och den kraftiga utvecklingen och effektiviseringen av de finansiella marknaderna förvänta sig att räntekänsligheten blivit större under 1980-talet.

De faktiska empiriska resultaten i kapitalflödesstudien avviker därför i hög grad från vår a priori-uppfattning. Slutsatsen att en ökning av räntedifferensen med en procentenhet skulle leda till ett valutainflöde på endast 28,5 miljoner kronor inom en månad tyder på ett i det närmaste fullständigt oberoende och är dessutom betydligt lägre än vad man kommit fram till i

studier baserade på data från 1970-talet, t. ex. Franzén och Markowski (1985).

Trots att den studie som redovisats i denna rapport, enligt vår mening, är metodmässigt mer tillfredsställande än tidigare undersökningar, är vi inte beredda att i så hög grad revidera våra "förutfattade meningar" och utan vidare acceptera slutsatsen om den mycket låga räntekänsligheten. Det finns exempelvis flera olösta problem i det empiriska materialet. För det första, och mest bekymmersamt, finns det ett grundläggande mätproblem på grund av de stora bristerna i betalningsbalansstatistiken. Vårt mått på kapitalflödet är följaktligen förknippat med stor osäkerhet och svårigheter att mäta handelskrediter, tjänstehandel m. m. gör att gränsdragningen mellan bytes- och kapitalbalanstransaktioner kan vara felaktig. Inte minst kan felaktigheter i dateringen av olika transaktioner skapa problem i månadsdata. Svagheterna i statistiken på detta område är ett allvarligt problem, som ju inte endast påverkar empirisk forskning utan även gör det svårt att tolka den aktuella utvecklingen. Detta illustreras t. ex. av diskussionen huruvida valutaflödet under våren 1985 förorsakades av bytes- eller kapitalbalansen; se Ds Fi 1985: 16 och Hirdman, Nessén och Vredin (1986).

För det andra innehåller estimationsperioden två devalveringar. Eftersom den realiserade växelkursjusteringen, via en instrumentvariabelteknik, används som mått på den förväntade, finns det två observationer med en extremt låg förväntad avkastning på krontillgångar. Sådana extrema observationer ("outliers") kan ha en mycket stark effekt på parameterestimaten. Detta kan ses som ett exempel på det mer generella problem som är förknippat med att i ekonometriska undersökningar mäta förväntningar.

Även beträffande kapitalrörelserna krävs det således fortsatta studier. Utöver en närmare undersökning av devalveringarnas effekt på kapitalflödesekvationen vill vi peka på att en mer omfattande testning av specifikationen vad beträffar stabilitet m. m. vore av stort intresse. I vårt fortsatta arbete avser vi därför att tillämpa den tidigare diskuterade Hendry-ansatsen även för kapitalrörelserna. Ett annat viktigt område gäller frågan om eventuella skillnader i graden av ränteberoende på olika löptider. Vi återkommer till detta ämne i nästa avsnitt.

7.4 Avkastningskurvan

Det tredje huvudområdet för våra empiriska undersökningar är avkastningskurvan och relationen mellan räntor på tillgångar med olika lång återstående löptid. Intresset koncentrerades på att studera förväntningars respektive riskpremiers roll i bestämningen av räntornas löptidsstruktur.

Den viktigaste slutsatsen är att vi i huvudsak kan förkasta den enkla förväntningshypotesen enligt vilken avkastningskurvan är entydigt bestämd av aktörernas förväntningar om framtida korta räntor. Denna slutsats bygger på att implicita terminsräntor inte ger i genomsnitt korrekta prognoser för framtida korta räntor, vilket är förenligt med hypotesen att terminsräntorna även är påverkade av riskpremier. Liksom beträffande räntedifferensen gentemot omvärlden ger dessa test ingen direkt information om vad som bestämmer premierna och därmed heller ingen vägledning

för hur riksbanken ska agera för att via premierna kunna påverka avkastningskurvan. I princip kan man tänka sig ett samband som gör att såväl marknadsoperationer som statsskuldspolitik, dvs. ändringar i löptidsammansättningen hos den utestående stocken av statsobligationer, har effekt på premiernas storlek, men det krävs ytterligare studier för att utröna den empiriska betydelsen av dessa mekanismer.

Studien av avkastningskurvans egenskaper gäller relationen mellan korta och långa inhemska räntor, men som ovan antytts är denna fråga i hög grad relaterad till frågan om ränteberoendet. I den undersökning som refererats här har vi studerat förekomsten av riskpremier i differensen mellan inhemska och utländska 30-dagarsräntor, men det finns naturligtvis en hel löptidsstruktur av räntedifferenser och tillhörande terminspremier. Låt oss ta ett (extremt) exempel för att illustrera hur denna hänger samman med avkastningskurvan. Antag att man inte finner några riskpremier i relationen mellan inhemska och utländska korta räntor, dvs. att det råder fullständigt beroende för räntor upp till exempelvis sex månader. Antag vidare att man finner att förväntningshypotesen är korrekt för hela avkastningskurvan. Det innebär i princip att långa räntor kan ses som genomsnitt av de förväntade korta räntorna. I ett sådant fall skulle ränteberoendet vara totalt och gälla också för långa räntor även om dessa vore direkt isolerade med hjälp av någon form av valutareglering. De korta räntorna bestämmer de långa, men eftersom de förstnämnda är direkt kopplade till de utländska, kan avkastningskurvan inte påverkas av riksbanken.

Detta är ett extremt exempel och i våra undersökningar har vi funnit tecken på att det finns riskpremier både i räntornas löptidsstruktur och i räntedifferensen gentemot omvärlden. En viktig fråga är emellertid hur dessa premier förhåller sig till varandra. För att besvara denna krävs en integrerad analys av löptidsstrukturerna för både räntor och terminspremier. Det är i samspelet mellan dessa båda relationer som effekterna av penning- och statsskuldspolitiska ingrepp på den inhemska räntestrukturen bestäms.

7.5 Slutkommentar

Som vi betonade i inledningen till detta kapitel så ger de empiriska studier som presenterats i denna rapport inte någon integrerad bild av den svenska penningmarknaden. Det är därför svårt att göra en sammanfattande bedömning av penningpolitikens effekter eller dra några entydiga policyslutsatser. Vi kan m. a. o. inte ge preciserade svar på frågor av typen: "Hur stort är Sveriges penningpolitiska oberoende?" eller "Hur påverkas avkastningskurvan av en försäljning av kortfristiga statspapper?". Det råder således inget tvivel om att en hel del teoretiskt och empiriskt arbete återstår innan penningpolitikens villkor kan anses vara klarlagda.

Trots att det går att komma längre när det gäller en ekonometrisk version av penningmarknadsmodellen kommer utan tvivel flera problem att förbli svårlösta. Inte minst är det svårt att bortse från den grundläggande skepsis som numera finns beträffande möjligheterna att med hjälp av

ekonometriska modeller få vägledning i stabiliseringspolitiska frågor. Resultaten från s. k. policysimuleringar måste sålunda alltid tolkas och utnyttjas med mycket stor försiktighet. Vi är samtidigt övertygade om att den modellmässiga ram som vi utnyttjat i denna rapport utgör en användbar utgångspunkt för fortsatt arbete, liksom den tidigare visat sig vara ett effektivt redskap för att tolka den förda penning- och valutapolitikens effekter.

Litteraturlista

- Agell, J. (1986), *The effects of capital taxation: An equilibrium asset market approach*. Almqvist & Wiksell International, Uppsala.
- Agell, J. och M. Persson (1987), "Samhällsekonomska effekter av stats-skuldspolitiken". Bilaga 7 till 1987 års långtidsutredning.
- Anderson, R.G. och R.H. Rasche (1982), "What do money market models tell us about how to implement monetary policy?". *Journal of Money, Credit, and Banking* 14, 796–828.
- Barnett, W.A., E.K. Offenbacher och P.A. Spindt (1984), "The new Divisia monetary aggregates", *Journal of Political Economy* 92, 1049–1085.
- Campbell, J.Y. (1986), "A defense of traditional hypotheses about the term structure of interest rates", *Journal of Finance* 41, 183–193.
- Cooley, T. och S. LeRoy (1981), "Identification and estimation of money demand", *American Economic Review* 71, 825–844.
- Cox, J.C., J.E. Ingersoll och S.A. Ross (1981), "A re-examination of traditional hypotheses about the term structure of interest rates", *Journal of Finance* 36, 769–799.
- Cox, J.C., J.E. Ingersoll och S.A. Ross (1985), "A theory of the term structure of interest rates", *Econometrica* 53, 385–408.
- Dornbusch, R. (1980), "Exchange rate economics: Where do we stand?", *Brookings Papers on Economic Activity*, nr 1, 143–185.
- Ds Fi 1985:16, *Valutaflödena 1985 och den ekonomiska politiken*, Liber/Allmänna Förlaget, Stockholm.
- Englund, P., L. Hörngren och S. Viotti (1985a), "Den svenska penningmarknaden – en modellanalys", *Kredit- och Valutaöversikt*, 1985:2, 14–29.
- Englund, P., L. Hörngren och S. Viotti (1985b), "A short-term model of the Swedish money market", Research Paper No. 6293, Ekonomiska Forskningsinstitutet vid Handelshögskolan i Stockholm.
- Englund, P., L. Hörngren och S. Viotti (1986a), "Penningpolitiken och den nya dagslånemarknaden", *Ekonomisk Debatt* 14, nr 1, 5–18.
- Englund, P., L. Hörngren och S. Viotti (1986b), "Discount window borrowing and money market rates", Research Paper No. 6311, Ekonomiska Forskningsinstitutet vid Handelshögskolan i Stockholm.
- Englund, P., S. McPhee och S. Viotti (1985), "Ränteparitet och ränteberoende", *Ekonomisk Debatt* 13, nr 4, 275–288.
- Fama, E.F. (1976), "Forward rates as predictors of future spot rates", *Journal of Financial Economics* 3, 361–377.

- Fama, E.F. (1984), "The information in the term structure", *Journal of Financial Economics* 13, 509–528.
- Franzén, T. (1986), "Termensmarknaden i Sverige", *Kredit- och Valutaöversikt*, 1986:2, 16–26.
- Franzén, T. och A. Markowski (1985), "Valutaflöden och kreditpolitik – en ekonometrisk studie". Bilaga 2 i SOU 1985:52.
- Goldfeld, S.M. (1973), "The demand for money revisited", *Brookings Papers on Economics Activity*, nr 3, 577–638.
- Gordon, R.J. (1984), "The short-run demand for money: A reconsideration", *Journal of Money, Credit, and Banking* 16, 403–434.
- Hedman, M. (1985), "Moneyess-viktade penningmängdsmått – en teoretisk och empirisk studie". Seminarieuppsats, Handelshögskolan i Stockholm.
- Hendry, D.F. (1985), "Monetary economic myth and econometric reality", *Oxford Review of Economic Policy* 1, 72–83.
- Hendry, D.F. och J.F. Richard (1983), "The econometric analysis of economic time series", *International Statistical Review* 51, 111–163.
- Hirdman, V. och M. Nessén (1985), "Kapitalrörelsernas bestämningsfaktorer". Seminarieuppsats. Handelshögskolan i Stockholm.
- Hirdman, V., M. Nessén och A. Vredin (1986), "Är kapitalflödet destabiliserande?", *Skandinaviska Enskilda Banken Kvartalsskrift*, nr 4, 120–128.
- Hörngren, L. (1986), "The term structure of interest rates in the Swedish money market". Kapitel 8 i Hörngren, *On monetary policy and interest rate determination in an open economy*, Ekonomiska Forskningsinstitutet, Stockholm.
- Hörngren L. och S. Viotti (1985), "Valutarörelser och penningpolitik – en analys av valutautfödet under våren 1985", *Skandinaviska Enskilda Banken Kvartalsskrift*, nr 2, 46–54.
- Hörngren, L. och A. Vredin (1986a), "The foreign exchange risk premium: A review of theory and evidence". Kapitel 6 i Hörngren, *On monetary policy and interest rate determination in an open economy*, Ekonomiska Forskningsinsitutet, Stockholm.
- Hörngren, L. och A. Vredin (1986b), "The foreign exchange risk premium in a currency basket system". Kapitel 7 i Hörngren, *On monetary policy and interest rate determination in an open economy*, Ekonomiska Forskningsinstitutet, Stockholm.
- Jonung, L. (1981), "An empirical identification of the Swedish money stock", *Scandinavian Journal of Economics* 83, 68–78.
- Krusell, P. (1986), *The demand for money in Sweden 1970–1983*, Ekonomiska Forskningsinstitutet, Stockholm.
- Krusell, P. och A. Warne (1986), "Estimating the demand for money in Sweden: An alternative approach", stencil.
- Lindsey, D.E., H.T. Farr, G.P. Gillum, K.J. Kopecky och R.D. Porter (1984), "Short-run monetary control: Evidence under a non-borrowed reserves operating procedure", *Journal of Monetary Economics* 13, 87–111.
- Lombr, R. och M. Moran (1980), "Policy advice and policy making at the Federal Reserve". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 13, 9–68.

- Lybeck, J.A. (1975), "Issues in the theory of the long-run demand for money: Sweden and the United States compared", *Swedish Journal of Economics* 77, 193–206.
- McCallum, B.T. (1985), "On consequences and criticisms of monetary targeting", *Journal of Money, Credit, and Banking* 17, 570–597.
- McPhee, S. (1984), "Covered interest parity in Swedish capital markets, 1974–1984". Seminarieuppsats, Handelshögskolan i Stockholm.
- Modigliani, F. och R. Sutch (1966), "Innovations in interest rate policy", *American Economic Review* 56, 178–197.
- Poole, W. (1970), "Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macro model", *Quarterly Journal of Economics* 84, 197–216.
- Roley, V.V. (1985), "Money demand predictability", *Journal of Money, Credit, and Banking* 17, 611–641.
- Rose, A. (1985), "An alternative approach to the American demand for money", *Journal of Money, Credit, and Banking* 17, 439–455.
- SOU 1982:53, *Kreditpolitiken: Fakta, teorier och erfarenheter*. Expertrapporter från kreditpolitiska utredningen, Liber/Allmänna Förlaget, Stockholm.
- SOU 1985:52, *Översyn av valutaregleringen*. Slutbetänkande av valutakommittén, Liber/Allmänna Förlaget, Stockholm.
- Warne, A. (1986), "Estimering av efterfrågan på pengar – en alternativ ansats". Stencil, Handelshögskolan i Stockholm.
- Werin, L. (1986) "An applied general equilibrium model of the asset markets in Sweden", Research Paper 1986:4, Nationalekonomiska institutionen, Stockholms universitet.
- Westlund, A.H. och J.A. Lybeck (1983), "Is the demand for money stable?: A comparison of existing and new tests of instability on Swedish data", Statistical Research Report 1983–16, Universitetet i Umeå.
- Vredin, A. (1986), "Capital flows and monetary policy in Sweden", Research Paper No. 6308, Ekonomiska Forskningsinstitutet vid Handelshögskolan i Stockholm.
- Åkerholm, J. och J. Tarkka (1986), "Kan de nordiska länderna föra en självständig penningpolitik?". Uppsats presenterad vid Nordiska Ekonomiska Forskningsrådets seminarium i Bergen, juni 1986.

Bilagor till långtidsutredningen LU87

Nr	Namn	Författare
1	Metoder, modeller och beräkningar	Finansdepartementet
2	Sveriges arbetskraft. Prognos till år 2000	Statistiska centralbyrån, prognosinstitutet
3	New Methods in the Swedish Medium-Term Survey	Torsten Persson och Lars Svensson, Institutet för internationell ekonomi
4	Arbetsmarknaden inför 90-talet – anpassningsförmåga och anpassningsproblem	Inga Persson-Tanimura, Lunds universitet och Jan Johannesson, Delegationen för arbetsmarknadspolitisk forskning
5	Prisbildningen inom olika sektorer i svenskt näringsliv	Statens pris- och kartellnämnd
6	Skogen vår räddningsplanka?	Stefan Holm och Nils-Erik Nilsson, Skogsstyrelsen, samt Lars Hultkrantz, Karl-Gustaf Löfgren och Sören Wibe, Sveriges Lantbruksuniversitet
7	Samhällsekonomiska effekter av stats-skuldpolitiken	Jonas Agell och Mats Persson, Uppsala universitet resp. Institutet för internationell ekonomi samt expertgruppen för studier i offentlig ekonomi
8	Bostäder och byggande	Statens institut för byggnadsforskning
9	Export- och importfunktioner för varor och tjänster	Konjunkturinstitutet
10	Lönestruktur och strukturella arbetsmarknadsproblem	Christian Nilsson och Johnny Zetterberg, Uppsala universitet
11	Omvärld i omvandling	Kommerskollegium
12	Energi och ekonomisk utveckling	Statens energiverk
13	Svenskt jordbruk inkl. trädgårds- och fiskenäring – framtidsbedömningar, problem och alternativ	Olof Bolin, Ewa Rabinowicz, Mats Dillén och Joakim Persson, Lantbruksuniversitetet i Uppsala resp. Uppsala universitet
14	Penningmarknad, räntebildning och valutaflöden	Peter Englund, Lars Hörngren, Staffan Viotti och Anders Vredin, Institutet för internationell ekonomi resp. Handelshögskolan
15	Tilbud av arbeid i Sverige	Olov Ljones, Steinar Ström, Sosialøkonomisk institut, Universitetet i Oslo
16	Socialförsäkring i ett ekonomiskt perspektiv	Riksförsäkringsverket

Nr	Namn	Författare
17	Privat tjänstesektor	Lennart Stålberg, Statens industri- verk
18	Miljövård – en lönsam framtids- bransch	Naturvårdsverket
19	Industriell förnyelse * basindustri * högteknologi	Statens industriverk
20	Den offentliga sektorn – fördelnings- aspekter	Björn Gustafsson, Göteborgs universitet och expertgruppen för studier i offentlig ekonomi
21	Den offentliga sektorn – produktivitet och effektivitet	Richard Murray, Statskontoret och expertgruppen för studier i offentlig ekonomi
22	Regleringar inom bostads-, livsmedels- och transportområdena – kartläggning och analys	Statens pris- och kartellnämnd
23	Oljemarknaden och raffinaderiindustrin – konkurrens och framtidsutsikter	Statens pris- och kartellnämnd
24	Regional analys	Expertgruppen för forskning om regional utveckling
25	Kommuner i förändring – Helhet och särdrag	Svenska kommunförbundet
26	Bättre vård – har vi råd? Landstingen fram till 1995	Landstingsförbundet
27	Den framtida befolkningen. Prognos för åren 1986–2025	Statistiska centralbyrån



ALLMÄNNA FÖRLAGET

ISBN 91-38-09647-1
ISSN 0375-250X