

KESKUSTELUALOITTEITA

DISCUSSION PAPERS

Suomen Pankin  
kansantalouden osasto  
Bank of Finland  
Economics Department



ERKKI KOSKELA OCH MATTI VIRÉN

HUSHÄLLENS SPARANDE OCH PENNINGMARKNADERNA  
I NORDEN

MAALISKUU 1984

KT 1/84

Erkki Koskela\* och Matti Virén\*\*

## HUSHALLENS SPARANDE OCH PENNINGMARKNADERNA I NORDEN\*\*\*

### 1. Introduction

I denna artikel granskar vi olika faktorer som påverkar hushållens sparande i Finland, Norge och Sverige. Vi fäster i synnerhet vikt vid 'traditionella' variabler som är förknippade med förändringar i hushållens inkomster och priserna, samt vid den roll som läget på penningmarknaderna eventuellt har för sparandet. Beträffande inkomstförändringarnas och prisförändringarnas inverkan på sparandet finns det rätt omfattande forskningsresultat från olika länder. Dessa resultat kan i korthet sammanfattas på följande sätt: (1) ökningen i hushållens realinkomster eller 'överskningar' gällande denna ökning liksom även inflationen och inflationsöverskningarna inverkar positivt på sparandet, (2) en större inflationsosäkerhet om nominalinkomster och/eller nominalräntor som icke är fullständigt indexbundna ökar sparandet, och (3) det är mycket svårt att jämsides med inflationsvariabeln fastställa realräntans roll (se t.ex. Deaton (1977), Howard (1978), Davidson et al (1978), Juster och Wachtel (1972) samt Koskela och Virén (1982a)).

---

\* Professor i nationalekonomi, Helsingfors universitet

\*\* Politices doktor, Finlands Bank

\*\*\* Vi tackar politices kandidat Timo Rajakangas för forskningsassistens, Vetle Hvidsten från Norges Bank för hjälp vid insamlande av data för Norge, samt Nordisk Økonomisk Forskningsråd och Yrjö Jahnesson Säätio för finansiellt stöd.



Vad beträffar stramheten på penningmarknaden och dess eventuella roll visar empiriska analyser att en stramare penningmarknad tenderar att öka sparandet, oavsett hur läget på penningmarknaden mäts (se t.ex. Muellbauer (1981), Koskela och Virén (1982b) samt Mellin och Virén (1982)). En positiv inverkan på sparandet av ökad stramhet på penningmarknaden kan bland annat rationaliseras genom att hänvisa till kreditransoneringens direkta "likviditetseffekt", eller till effekten av osäkerheten rörande den kommande kreditransoneringen (se Koskela och Virén (1984)). Om kapitalmarknaderna är ofullständiga påverkar hushållens likvida medel (jämsides med de disponibla inkomsterna) konsumtionen positivt, och på detta sätt kan den s.k. realkasseeffekten naturligt beaktas (se Zellner, Huang och Chau (1965). För en alternativ tolkning av likviditetsvariabeln se Hendry och von Ungern-Sternberg (1981)). De likvida medlens positiva effekt på konsumtionen kan i princip jämföras med effekten av stramheten på penningmarknaden; då penningmarknaderna blir lättare (stramare) ökar (minskar) konsumtionen. Den kredit- och depositionsexpansion (-kontraktion) som är förknippad med lättare (stramare) penningmarknader verkar i samma riktning. Med andra ord, läget på penningmarknaden kan utlösa flera olika effekter på hushållens konsumtions- och sparbeteende. En avsikt med denna artikel är därför just att tentativt utreda riktningen och omfattningen av dessa effekter i Finland, Norge och Sverige.

För att kunna utvärdera effekterna av läget på penningmarknaden på hushållens konsumtion och sparande är man tvungen att konstruera indikatorer för läget på penningmarknaden, såsom t.ex. överskottsefterfrågan på krediter eller mängden av likvida medel som hushållen innehar. Fastän dylikt arbete redan gjorts i viss utsträckning i Norden (främst i Finland och i Sverige), har det i denna undersökning ansetts vara nödvändigt att

konstruera en helt ny indikator för samtliga länder, för att på detta sätt uppnå en bättre jämförelsegrund. Konstruktionen av variablerna har varit relativt arbetsdryg; vi har varit tvunga att till och med konstruera vissa basserier såsom t.ex. tidsserier för genomsnittsräntan på bankernas in- och utlåning i Sverige.

Forskningsrapporten är uppgjord på följande sätt: i kapitel 2 presenteras kort den modellspecifikation som används i undersökningen, i kapitel 3 definieras de variabler för penningmarknaden som används i denna modellspecifikation. I kapitel 4 redogörs för estimationsresultat av sparfunktionen för Finland, Norge och Sverige. Till sist diskuteras vissa synpunkter som närmast hänför sig till det framtida forskningsarbetet.

## 2. Teoribakgrund för sparfunktionen

Som grund för de empiriska analyserna har vi använt den specificering av sparfunktionen som framlagts av Deaton (1977)

$$(1) \quad (S/Y)_t = a_0 + a_1(y_t - y_t^*) + a_2(p_t - p_t^*) + a_3(S/Y)_{t-1}$$

där  $S$  = hushållens sparande,  $Y$  = hushållens disponibla inkomster,  $y$  = tillväxttakten för hushållens disponibla realinkomster samt  $p$  = inflationstakten. \* avser förväntade värden, och  $0 \leq a_i \leq 1$ ,  $i = 1, 2, 3$ .

Enligt denna specificering är sparkvoten en positiv funktion av "översraskningar" som hänför sig till ökningstakten i realinkomsten och inflationstakten. De förväntade variablerna har däremot ingen självständig roll vid sidan av dessa "översraskningar". Trots detta finns det



fog för att fråga sig huruvida antagandet om att den förväntade inflationen inte spelar någon roll är relevant, speciellt i tider då räntan på likvida medel inte anpassar sig till inflationen och/eller inkomsterna (se t.ex. Bulkey (1981), då målsättningen för sparandet och tillgången på kredit (se t.ex. Koskela och Virén (1983)) mätta i nominella priser är trögrörliga. Nedan strävar vi att belysa mera ingående den roll som inflationen har i sparfunktionen genom att inkludera utöver "inflationsöverraskningarna" även den förväntade inflationen bland de förklarande variablerna i sparfunktionen.

En av svårigheterna med sparfunktionen i ekvation (1) är att finna empiriska motsvarigheter till variablerna  $y_t^*$  och  $p_t^*$ , som ju inte kan observeras. I fortsättningen använder vi oss av två alternativa tillvägagångssätt att operationalisera dessa variabler. Dels antar vi att förväntningarna om realinkomsternas ökningstakt och inflationstakten är konstanta. Sparfunktionen får då formen

$$(2) \quad (S/Y)_t = b_0 + b_1 y_t + b_2 p_t + b_3 (S/Y)_{t-1}$$

De observerade värdena av realinkomstens ökningstakt och inflationstakten utgör således vid sidan av sparkvoten för period  $t-1$  de förklarande variablerna för sparkvoten under period  $t$ . Denna sparfunktion är intressant, ty den påminner mycket om den specificering av konsumtionsfunktionen (i fortsättningen kallad DHSY) som ges av Davidson et al (1978), och som fått en mycket dominerande ställning framför allt i England. Genom att ta differensen av ekvation (2), genom att använda approximationen  $(S/Y) \approx \log Y - \log C$ , samt genom en viss manipulation av uttrycket erhåller man nämligen följande konsumtionsfunktion

$$(3) \quad c_t = d_1 y_t + d_2 \Delta y_t + d_3 \Delta p_t - d_4 \Delta(S/Y)_{t-1}$$

där  $c_t$  = ökningstakten i konsumtionsvolymen,  $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ , och där parametern  $d_1$  bör vara lika med 1 under antagandet om konstanta förväntningar i Deatons specificering. Utöver parameterrestriktionerna avviker ekvation (3) från DHSY i fråga om "felkorrigerings termen"  $\Delta(S/Y)_{t-1}$ , som i DHSY specificeringen motsvaras av  $(S/Y)_{t-1}$ . Trots allt är ändå skillnaderna inte så väsentliga, vilket talar för att ekvation (2) kan betraktas som en "allmän specificering".

En stor brist är emellertid förknippad med testingen av Deatons hypotes under antagandet om konstanta förväntningar. Man kan nämligen inte i praktiken identifiera inflations- och realinkomstöverraskningarnas roll. För att möjliggöra denna testing har vi som en alternativ hypotes för förväntningsbildningen använt oss av en svag form av den rationella förväntningshypotesen. Värdena för  $p^*$  och  $y^*$  bestäms enligt följande autoregressiva modell

$$(4) \quad x_t^* = \theta_1 + \sum_{i=1}^4 \theta_{i+1} x_{t-i} \quad x = p, y$$

där parametrarna  $\theta_i$ ,  $i = 1, \dots, 5$  estimeras med minsta kvadratsummemetoden skilt för  $p$  och  $y$ . De erhållna estimerade värdena för  $\hat{x}_t^*$  insätts därefter i ekvation (1).

Slutligen är det skäl att kort beröra arbetslöshetsgraden och differensen av denna variabel. Dessa två variabler har ju ofta använts som regressorer i konsumtions- och sparfunktionen. Man har i allmänhet ansett att arbetslöshetsgraden beaktar den osäkerhet som är förknippad med real-



inkomsterna (se Juster och Wachtel (1972)). Utgående från relativt naturliga antaganden kan man visa att denna osäkerhet har en positiv effekt på hushållens sparkvot. Likaså kan man visa att en ökad osäkerhet om sysselsättningen ökar sparandet (se de Salvo och Eechoudt (1982)). Man kan emellertid ge även andra tolkningar av arbetslöshetsvariabeln. Under vissa antaganden om hushållens preferenser kan nämligen utbudet av arbete påverka konsumtions- och sparbeteendet inte enbart via budgetrestriktionen, utan även direkt som en förklarande variabel. Härvid utgår man från att arbetslöshetsgraden ersätter en variabel som beskriver ransoneringen av utbudet på arbetskraft (se t.ex. Neary och Roberts (1981) samt Deaton och Muellbauer (1980)). I de analyser som presenteras nedan använder vi emellertid förändringen i arbetslöshetsgraden närmast som en tilläggsvariabel. Något försök att skilja mellan olika rationaliseringar av denna variabel görs ej.

### 3. Mätning av "läget" på penningmarknaden

Såsom ovan konstaterades är en avsikt med artikeln att utreda effekten av kreditmarknadsläget på hushållens konsumtion och sparande i Finland, Norge och Sverige. Detta förutsätter emellertid att en indikator konstrueras för "kreditmarknadsläget". För dessa länder har det tidigare konstruerats olika indikatorer för läget på penningmarknaden. Dessa indikatorer har baserats på bl.a. ökningen av kreditstocken, kraven på bankernas likviditetskvoter samt villkoren på centralbanksskulden (se t.ex. Lybeck (1977) och Tarkka (1981)). Vi använder emellertid inte direkt dessa "nationella" indikatorer. För att erhålla en bättre grund för ländervisa jämförelser försöker vi konstruera en indikator för överskottsefterfrågan på kredit för de ovannämnda länderna. Konstruktionssättet för indikatorn

är gemensamt för samtliga länder. Utgångspunkten är härvid den att räntorna på bankernas in- och utlåning inte antas skapa jämvikt på låne- marknaden, utan transaktionerna bestäms antingen av efterfrågan eller utbudet. Indikatorn för överskottsefterfrågan på kredit konstruerades utgående från följande modell (för en jämförelse se Sealey (1978))

$$(5) \quad (L/P)_t^d = f(BNQ_t, R_t - p_t)$$

$$(6) \quad (L/P)_t^s = g((D/P)_{t-1}, R_t - p_t, X_t)$$

$$(7) \quad (L/P)_t = \min \{ (L/P)_t^d, (L/P)_t^s \}$$

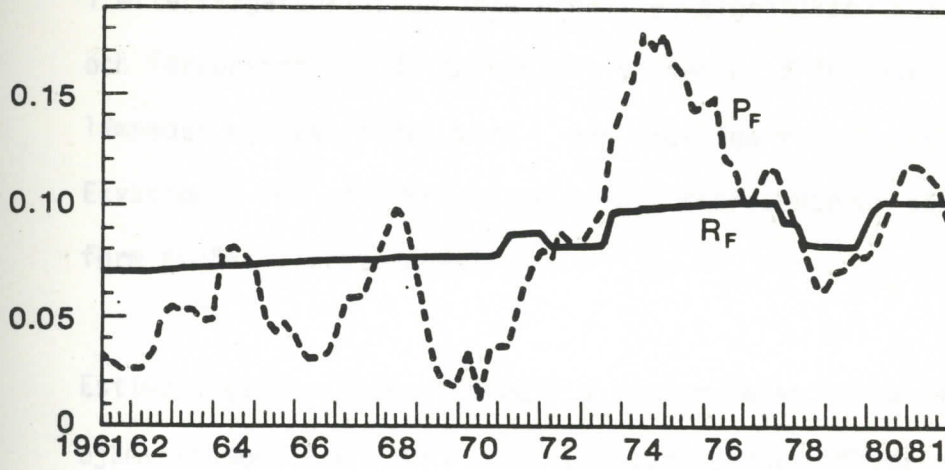
där  $L$  = banklånen,  $P$  = prisnivån,  $BNQ$  = volymen av BNP,  $R$  = genomsnittsräntan på bankernas utlåning,  $p$  = inflationstakten,  $D$  = allmänhetens depositioner i bankerna,  $X$  marginalkostnaderna för bankernas centralbanks- skuld (Finland) eller kraven på bankernas likviditetskvoter (Norge och Sverige).

Modellstrukturen ovan - en efterfrågeekvation, en utbudsekvation och minimivillkoret som bestämmer transaktionerna - har använts då man estimerat ojämviktsmodeller i situationer då ifrågavarande marknad ej reagerar på förändringar i "läget på marknaden" (för en aktuell översikt av litteraturen gällande ojämviktsmodeller se Quandt (1982)). I princip kunde man också tänka sig att skillnaden mellan bankernas in- och utlåningsränta skulle ingå som ett argument i utbudskurvan på kreditmarknaden. Denna räntedifferens har emellertid varit praktiskt taget konstant under 1960- och 1970-talen, och därför ansågs det inte relevant att beakta denna variabel i estimeringarna. Figur 1, ur vilken genomsnittsräntan för utlåningen framgår, visar att även räntorna,

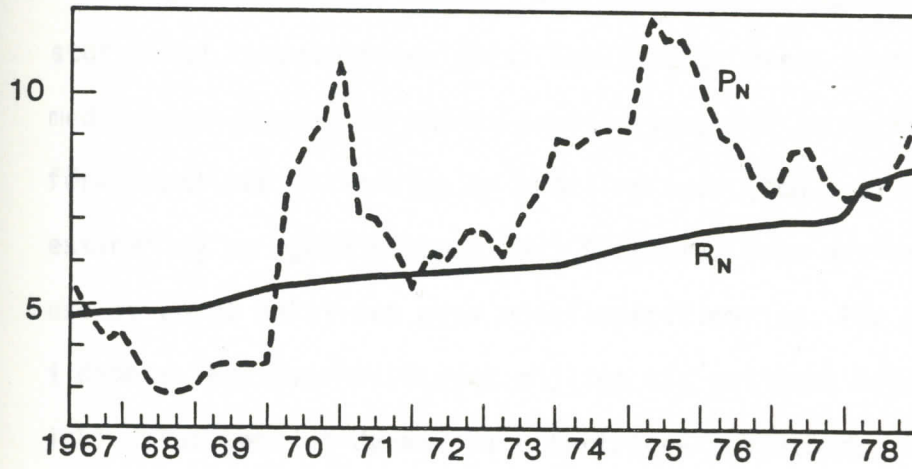


Figur 1. Bankernas genomsnittliga utlåningsränta ( $R$ ) och inflations-  
taket ( $p$ ) i Finland, Norge och Sverige.

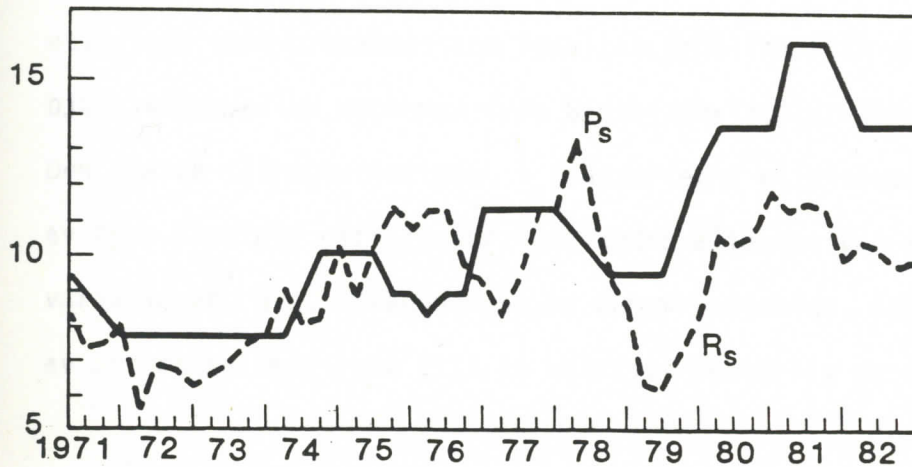
## FINLAND



## NORGE



## SVERIGE



således utöver räntedifferensen, har förändrats mycket litet, vilket leder till att det är empiriskt mycket svårt att analysera deras roll. Detta framgick ur preliminära estimeringsresultat, där räntevariabeln i efterfrågefunktionen inte erhöill en signifikant koefficientestimat, och förtecknet för detta estimat varierade från land till land. Därför lämnades räntevariabel bort i den slutliga modellspecifisering. Ekvationen för efterfrågan på kredit representerar således endast en form av "acceleratormodellen".

Estimeringsresultaten i tabell 1 bygger på en lineariserad version av ojämviktsmodellen i (5) - (7). Estimeringarna utfördes med minstakvadratsumme metoden. Användningen av denna metod i detta sammanhang kan försvaras endast genom att hänvisa till att den är relativt enkel att använda då stor mängd komputationer görs. Som känt är dessa komputationer i samband med ojämviktsmodellen mycket arbetsdryga. Det stora arbete som är förknippat med estimering av modellen ovan (och i allmänhet med estimering av ojämviktsmodeller) förklarar även varför vi har använt oss av en så enkel och grov modellspecifisering. För övrigt är det ej i dagens läge överhuvudtaget möjligt att estimerar ojämviktsmodeller som inkluderar genuint dynamiska efterfråge- och utbudsekvationer (se Quandt (1982) och Hendry (1982) samt Richard (1982)). Det erhållna estimeringsresultatet måste därför betraktas som mycket preliminärt och kan på ett visst sätt betraktas som resultat erhållna från en specifisering av ojämviktsmodellen utgående från Ginsburgh-Tishler-Zang (1978) minimivillkor. Den starka säsongvariationen i tidsserierna eliminerades genom användning av fyra kvartals differenser. Det andra alternativet att beakta säsongvariationen, dvs. användningen av dummy variabler, uteslöts på grund av att detta hade lett till en relativt besvärlig parametrering.



Tabell 1. Estimeringsresultat för banklånemarknadens ojämviktmodell

Finland

$$(1) \quad \Delta_4 \log(L/P)_t = \min \left\{ \begin{array}{l} .079 \Delta_4 (RC_t - R_t) + .799 \Delta_4 \log(D/P)_{t-1}, \\ (.071) \qquad \qquad \qquad (.096) \\ \\ 1.677 \Delta_4 \log(BNP/P)_t \end{array} \right\} \quad \begin{array}{l} s^2 = .0017, n = 80 \\ t = 1962-1981 \end{array}$$

Norge

$$(2) \quad \Delta_4 \log(L/P)_t = \min \left\{ \begin{array}{l} -.087 \Delta_4 CR_t + .242 \Delta_4 (R_t - p_t) + 1.064 \Delta_4 \log(D/P)_{t-1}, \\ (.242) \qquad \qquad (.183) \qquad \qquad (.125) \\ \\ 1.805 \Delta_4 \log(BNP/P)_t \end{array} \right\} \quad \begin{array}{l} s^2 = .0005, n = 36 \\ t = 1969-1977 \end{array}$$

Sverige

$$(3) \quad \Delta_4 \log(L/P)_t = \min \left\{ \begin{array}{l} -.048 \Delta_4 CR_t + .276 \Delta_4 (R_t - p_t) + .498 \Delta_4 \log(D/P)_{t-1}, \\ (.157) \qquad \qquad (.044) \qquad \qquad (.037) \\ \\ 1.117 \Delta_4 \log(BNP/P)_t \end{array} \right\} \quad \begin{array}{l} s^2 = .0005, n = 42 \\ t = 1972-1982 \end{array}$$

-----  
Standardavvikelsen är inom parenteser. För data, se databilaga,

CR = kravet på bankernas likviditetskvot samt BNP = bruttonationalprodukten.

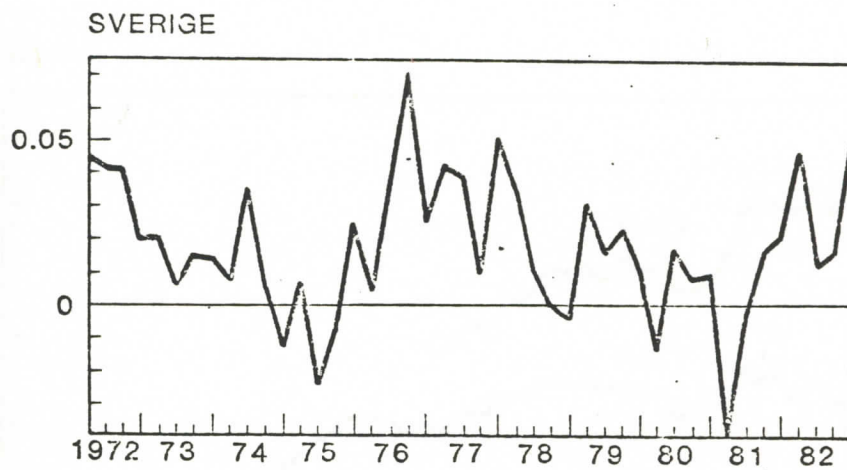
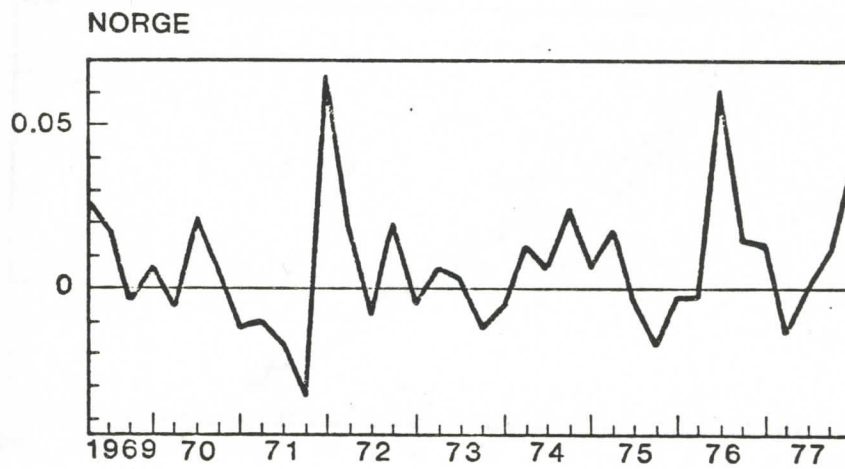
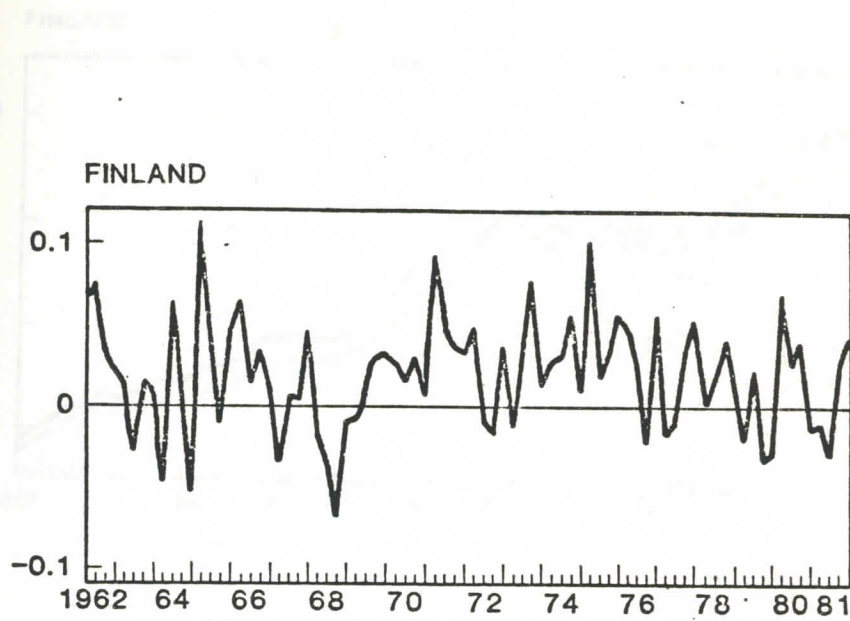
De övriga symbolerna är som ovan.

Estimeringsresultaten i tabell 1 motsvarar relativt bra a priori förväntningarna om den roll som de olika variablerna har. Skillnaden mellan marginalkostnaderna för bankernas centralbanksskuld  $RC$  och utlåningsräntan  $R$  i Finland utgör det enda undantaget; förtecknet för ifrågavarande variabel i utbudsekvationen är nämligen positivt, men parameterestimatet avviker dock inte signifikant från noll. En orsak till detta kan vara endogeniteten i marginalkostnaderna för centralbanksskulden; utbudet av kredit och efterfrågan på centralbanksskuld, och därmed även marginalkostnaderna bestäms ju simultant. De överskottsindikatorer som erhöles från dessa estimeringsresultat visas i figur 2; perioderna av överskotts efterfrågan dominerar i samtliga länder.

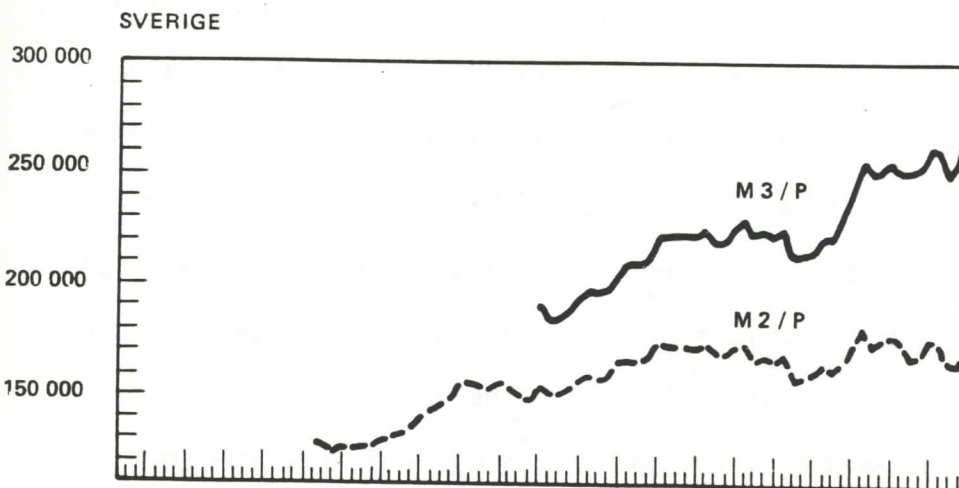
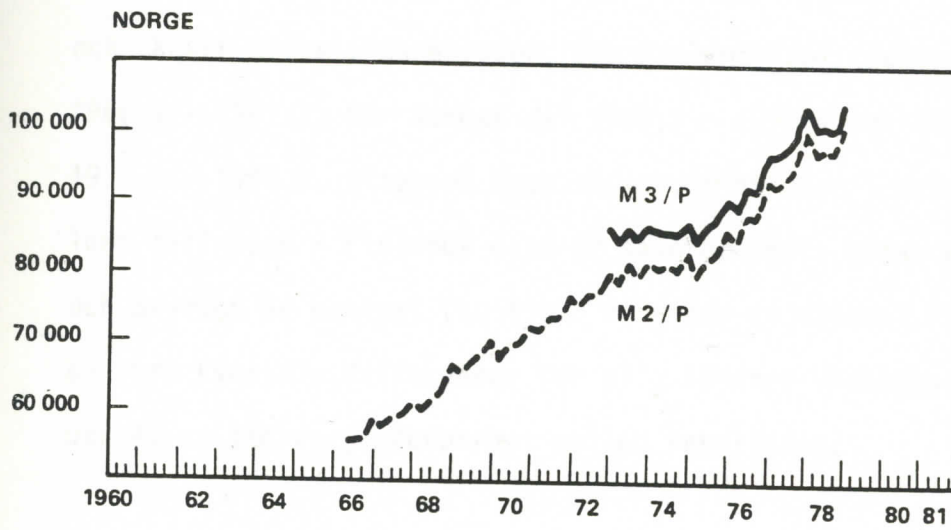
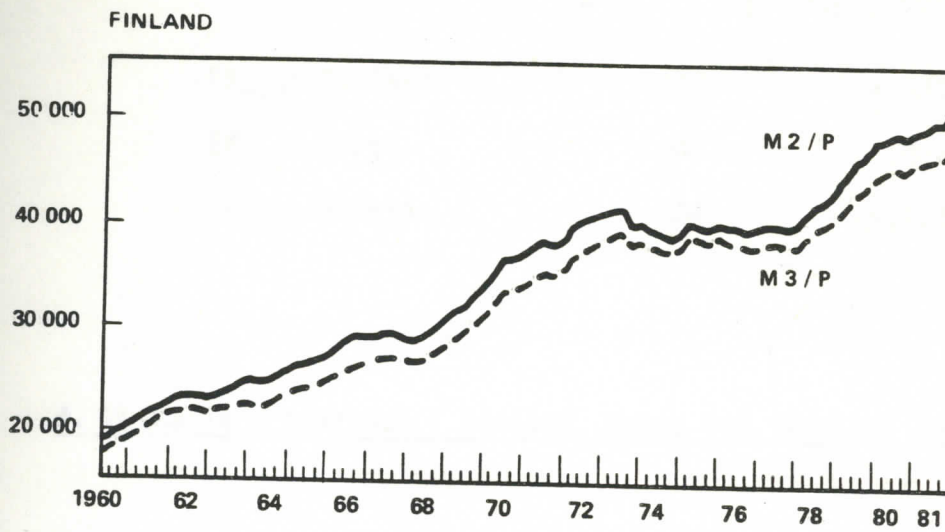
Utöver indikatorer för överskottsefterfrågan har vi även konstruerat ett par andra variabler som avspeglar läget på penningmarknaden, eller närmare sagt hushållens likviditetssituation. Dessa är dels den gängse använda vida penningmängden ( $M2/P$ ) och dels en mera omfattande vid penningmängd ( $M3/P$ ); den senare inkluderar även den utelöpande stocken av statsobligationer. Då uppgifter om bankernas innehav av obligationer inte funnits att tillgå försvåras emellertid användningen av ( $M3/P$ ). Detta gäller speciellt för Norge och Sverige, där en mycket stor del av statsobligationerna innehas av bankerna. Å andra sidan korrelerar de procentuella förändringarna i de båda serierna  $M2/P$  och  $M3/P$  starkt med varandra (för Finlands del är korrelationen .950, för Norges del .995 samt för Sveriges del .923, se även figur 3). Däremot är korrelationen mellan likviditetsindikatorerna och överskottsindikatorn på kreditmarknaden praktiskt taget noll i samtliga länder, vilket framgår ur tabell 2.



Figur 2. Överskottsefterfrågeindikatorer (EX) för banklånemarknaden i Finland, Norge och Sverige.



Figur 3. Likviditetsindikatorerna (M2/P) och (M3/P) för Finland, Norge och Sverige.





Tabell 2. Korrelationskoefficienterna mellan EX och M2/P och M3/P.

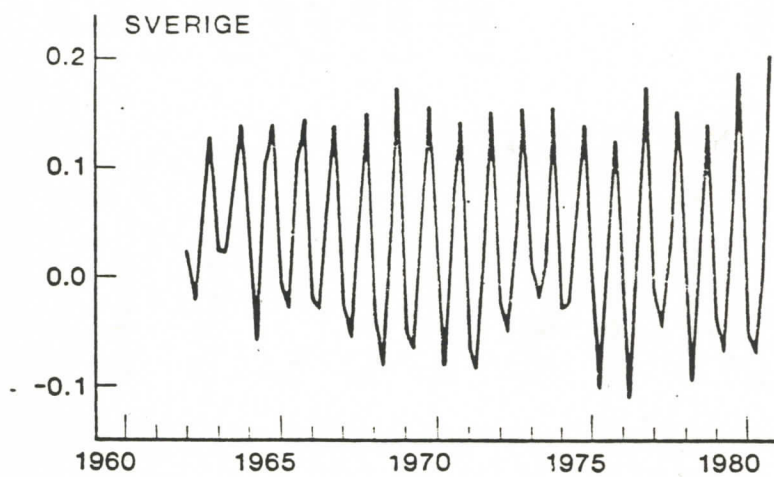
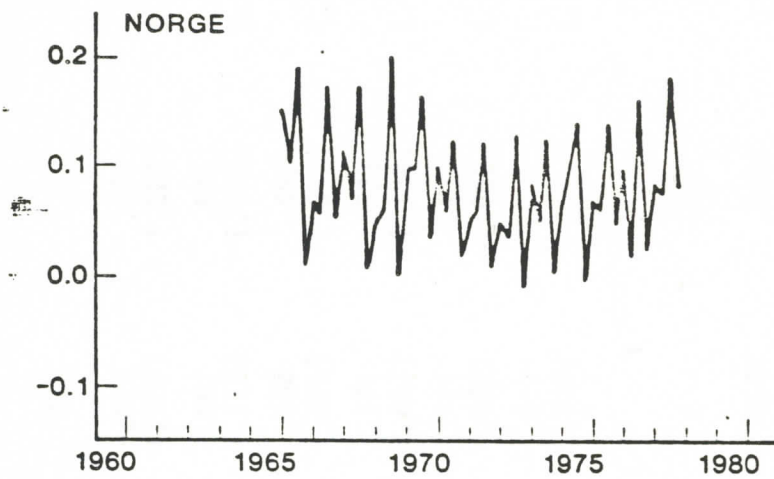
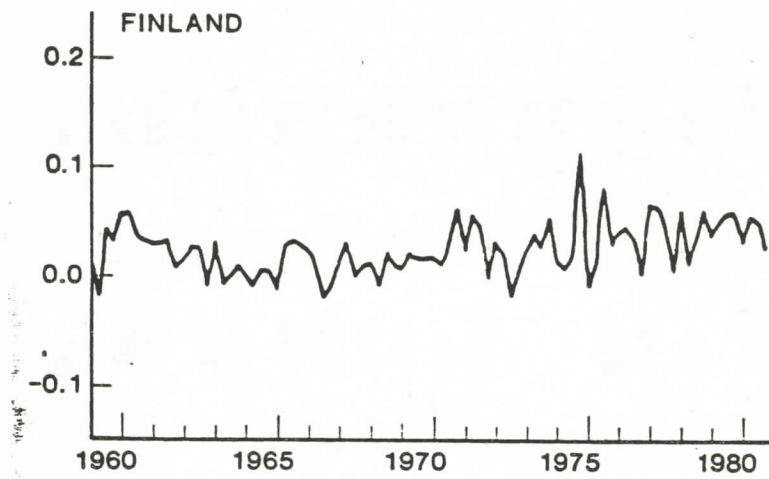
	$\Delta_4 \log(M2/P)_t$	$\Delta_4 \log(M3/P)_t$	n
EX <sub>t-2</sub> : Finland	-.148	-.172	78
EX <sub>t-2</sub> : Norge	.041	.026	17
EX <sub>t-2</sub> : Sverige	.004	-.119	42

#### 4. Hushållens sparande i Finland, Norge och Sverige: empiriska resultat

Kvartalsdata från Finland, Norge och Sverige har använts i de empiriska analyser som presenteras nedan. Detta data varierar från land till land och täcker olika tidsperioder. För Finlands del täcker datat perioden 1962.1 - 1981.2, för Norges del 1969.3 - 1977.4 och för Sveriges del 1972.3 - 1982.4. Eftersom även säsongvariationen i datat varierar från land till land - Finlands data är säsongrensat, medan datat från Norge och Sverige är orensat (se figur 4) - har vi stannat för användningen av fyra kvartals differenser för alla länders vidkommande. På detta sätt uppnås en större jämförbarhet mellan resultaten.

Minsta kvadratsummeestimationsresultat framgår ur tabellerna 3, 4, 5 och 6. För varje lands del presenteras resultaten med och utan arbetslöshetsvariabeln. Såväl hypotesen om konstanta förväntningar som de autoregressiva förväntningarna har använts för ökningen i inflationen och realinkomsten. I praktiken betyder detta att modellen med konstanta förväntningar beaktar "överskningar" gällande ökningstakten i inflationen och realinkomsten på följande sätt  $\tilde{P}_t = \Delta_4 \log P_t$  och  $\tilde{y}_t = \Delta_4 \log Y_t$ ; i modellen med "AR" förväntningar motsvaras dessa överskningar av  $\tilde{p}_t = p_t - p_t^*$  och  $\tilde{y}_t = y_t - y_t^*$ , där  $p_t^*$  och  $y_t^*$  motsvarar det estimerade

Figur 4. Hushållens sparkvot i Finland, Norge och Sverige.





Tabell 3. Estimeringsresultat för Finland

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Konstant	-.020 (.007)	-.024 (.007)	.009 (.003)	.006 (.003)	-.002 (.005)	-.002 (.005)
$(S/Y)_{t-4}$	.493 (.109)	.602 (.113)	.546 (.098)	.619 (.098)	.503 (.096)	.572 (.097)
$\tilde{y}_t$	.381 (.071)	.464 (.076)	.492 (.075)	.560 (.075)	.509 (.072)	.562 (.073)
$\tilde{p}_t$	.194 (.058)	.171 (.057)	.321 (.184)	.307 (.176)	.338 (.176)	.323 (.171)
$EX_{t-2}$	.126 (.064)	.121 (.062)	.130 (.060)	.121 (.058)	.107 (.058)	.104 (.057)
$\Delta_4 U_t$	.	.017 (.007)	.	.016 (.006)	.	.014 (.006)
$\Delta_4 \log p_t^*$	.	.	.	.	.147 (.054)	.120 (.053)
förväntningar	k	k	AR	AR	AR	AR
$R^2$	.4037	.4544	.4656	.5190	.5158	.5512
LM(4)	11.429	8.128	17.066	10.883	14.638	10.648
F	..	..	..	..	1.095	1.309

Talen under koefficientestimaten är standardavvikelseerna,  $R^2$  är förklaringsgraden, LM(4) är Breusch (1978) storhet för autokorrelationstest (med 4 eftersläpningar) och F är teststorheten för hypotesen att koefficienterna av  $(p_t - p_t^*)$  och  $p_t^*$  är precis lika stora.

Tabell 4. Estimeringsresultat för Norge

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Konstant	-.038 (.018)	-.038 (.018)	.001 (.006)	.000 (.006)	-.011 (.017)	-.011 (.018)
$(S/Y)_{t-4}$	.950 (.070)	.950 (.072)	.951 (.068)	.949 (.070)	.954 (.068)	.952 (.071)
$\tilde{y}_t$	.441 (.101)	.440 (.103)	.517 (.108)	.518 (.110)	.508 (.109)	.509 (.111)
$\tilde{p}_t$	.274 (.187)	.274 (.190)	.589 (.322)	.593 (.329)	.637 (.332)	.640 (.338)
$EX_{t-2}$	.223 (.191)	.224 (.196)	.149 (.188)	.144 (.194)	.163 (.191)	.158 (.197)
$\Delta_4 U_t$	.	.000 (.010)	.	-.001 (.009)	.	-.001 (.010)
$\Delta_4 \log p_t^*$	.	.	.	.	.143 (.198)	.144 (.201)
förväntningar	k	k	AR	AR	AR	AR
$R^2$	.8678	.8678	.8744	.8745	.8768	.8768
LM(4)	8.208	9.315	12.829	13.785	12.934	13.797
F	..	..	..	..	1.976	1.920

Standardavvikelsena är inom parenteser.



Tabell 5. Estimeringsresultat för Sverige

	(1)	(2)	(3)	(4)	(1')	(2')	(5)	(6)
Konstant	-.070 (.019)	-.067 (.019)	-.003 (.004)	-.003 (.004)	-.079 (.018)	-.076 (.019)	-.054 (.016)	-.052 (.017)
$(S/Y)_{t-4}$	.985 (.035)	.971 (.038)	.975 (.034)	.962 (.036)	.973 (.033)	.962 (.035)	.982 (.031)	.975 (.033)
$\tilde{y}_t$	.724 (.097)	.732 (.097)	.799 (.102)	.806 (.102)	.690 (.093)	.696 (.093)	.857 (.092)	.858 (.093)
$\tilde{p}_t$	.569 (.186)	.540 (.184)	.411 (.299)	.436 (.299)	.638 (.181)	.609 (.184)	.747 (.285)	.747 (.288)
$EX_{t-2}$	.301 (.148)	.293 (.148)	.163 (.141)	.158 (.141)	.458 (.137)	.448 (.138)	.251 (.128)	.246 (.130)
$\Delta_4 U_t$	.	.010 (.010)	.	.010 (.009)	.	.009 (.009)	.	.005 (.009)
$\Delta_4 \log p_t^*$	.	.	.	.	.	.	.525 (.161)	.505 (.165)
förväntningar	k	k	AR	AR	k	k	AR	AR
$R^2$	.9565	.9578	.9587	.9601	.9636	.9646	.9682	.9686
LM(4)	9.683	9.759	17.383	16.199	5.138	5.133	11.352	11.252
F	..	..	..	..	..	..	.665	.765

Standardavvikelsena är inom parenteser. Ekvationerna (1') och (2') har estimerats med  $EX_{t-4}$  i stället för  $EX_{t-2}$ .

Tabell 6. Estimeringsresultat med olika likviditetsvariabler

	Finland		Norge		Sverige	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Konstant	-.016 (.010)	-.023 (.011)	-.019 (.025)	-.020 (.032)	-.077 (.026)	-.073 (.026)
$(S/Y)_{t-4}$	.647 (.119)	.609 (.123)	.965 (.073)	1.014 (.064)	.972 (.038)	.972 (.038)
$\tilde{y}_t$	.520 (.089)	.472 (.095)	.492 (.111)	.821 (.103)	.724 (.099)	.733 (.098)
$\tilde{p}_t$	.100 (.083)	.161 (.099)	.120 (.230)	-.145 (.310)	.640 (.246)	.592 (.232)
$EX_{t-2}$	.110 (.062)	.119 (.063)	.208 (.196)	-.041 (.173)	.308 (.151)	.310 (.157)
$\Delta_4 U_t$	.016 (.007)	.017 (.007)	-.000 (.010)	-.001 (.008)	.010 (.010)	.010 (.010)
$\Delta_4 \log(M/P)_t$	-.123 (.105)	-.016 (.118)	-.222 (.191)	-.312 (.134)	.068 (.110)	.031 (.082)
spesifiseringen av M	$M_2$	$M_3$	$M_2$	$M_3$	$M_2$	$M_3$
$R^2$	.4647	.4545	.8742	.9730	.9582	.9580
LM(4)	10.340	8.959	9.847	5.159	10.000	10.746

Standardavvikelsen är inom parenteser. Konstanta förväntningar har tillämpats i alla ekvationer.

värdet av  $p$  och  $y$  från den autoregressiva modellen (4). För överskotts-  
eftervariabelns del valdes den tidseftersläpning som minimerade  
residualkvadratsumman (för Sveriges del se emellertid tabell 5).

När man granskar estimeringsresultatet som helhet kan man konstatera  
att de modellspecificeringar som har använts fungerar relativt bra.  
Koefficienterna har rätt förtecken, samtidigt som de är förhållandevis  
exakt estimerade, och av rätt storleksordning. Även modellspecificeringarnas  
"förklaringsgrad" är rätt hög, isynnerhet om man beaktar den kraftiga  
variationen från kvartal till kvartal som karakteriserar sparkvotens  
utveckling. Residualerna i modellerna uppvisar en viss autokorrelation,  
isynnerhet fjärde gradens. Detta tyder på att fyra kvartals differenser  
inte har varit tillräckligt för att eliminera den säsongvariation som  
finns i tidsserierna.

Vad beträffar de enskilda parameterestimaten kan resultatet samman-  
fattas på följande sätt: För det första, realinkomstens ökningstakt  
(de överraskningar som hänför sig till ökningen i realinkomsten) påverkar  
hushållens sparkvot positivt. För det andra, en ökning i inflations-  
takten höjer sparkvoten. På basen av estimeringsresultaten kan man  
emellertid inte sluta sig till att den förväntade och den oförväntade  
inflationen påverkar sparkvoten olika (se värdena på  $F$ -teststatistikan  
vilka inte är signifikanta i något land på 5 procents signifikansnivå).  
För det tredje, förändringar i arbetslöshetsgraden förefaller att inverka  
på sparkvoten endast i Finland, där förtecknet motsvarar a priori  
förväntningar. Detta tyder på att osäkerheten om realinkomsterna inte  
har påverkat hushållens sparbeteende och/eller att ransonering av ut-  
budet av arbetskraft inte har haft någon direkt effekt på sparandet i



varken Norge eller Sverige. För det fjärde, den variabel som beskriver överskottsefterfrågan på kredit motsvarar a priori förväntningarna, även om denna variabel inte är så exakt estimerad för Norges del. Resultaten visar att en ökad stramhet på penningmarknaden tenderar att öka hushållens sparande (och vice versa). Utöver att detta överensstämmer med tidigare empiriska resultat (se Muellbauer (1981), Koskela och Virén (1982b) samt Mellin och Virén (1982)) kan man lägga fram även naturliga teoretiska motiveringar för detta samband (se Koskela och Virén (1984)). Däremot förefaller det som om likviditetsvariablerna M2/P och M3/P inte har en självständig roll som förklaringsvariabel i sparfunktionen. Det är svårt att exakt säga varför. Ett är dock uppenbart: mätningfelen förefaller spela en viss roll.

## 5. Slutord

De ovan presenterade empiriska analyserna har visat att variationerna i hushållens sparkvot i Finland, Norge och Sverige kan rätt ingående förklaras med olika reala och monetära faktorer. Emellertid förblir den "faktiska" roll som flera potentiella variabler spelar fortfarande öppen. Som exempel på dessa kan nämnas effekten av räntorna och inflationsosäkerheten: i en situation då den administrativa ränteregleringens betydelse håller på att avta och då därmed förmågan hos olika placeringsobjekt att fungera som skydd mot inflationen håller på att förändras, är det nödvändigt att få klarhet i sambandet mellan sparkvoten och avkastningarna.

## KÄLLFÖRTECKNING

- BREUSCH, T.S. (1978)  
Testing Autocorrelation in Dynamic Linear Models,  
Australian Economic Papers, 334-355.
- BULKLEY, G. (1981)  
Personal Savings and Anticipated Inflation, the  
Economic Journal, 124-135.
- DAVIDSON, J.E.K., HENDRY, D.F., SRBA, F. och YEO, S. (1978)  
Econometric Modelling of the Aggregate Time Series  
Relationship between Consumers' Expenditure and  
Income in the United Kingdom, Economic Journal,  
661-692.
- DEATON, A. (1977)  
Involuntary Saving through Unanticipated Inflation,  
American Economic Review, 899-910.
- DEATON, A. och MUELLBAUER, J. (1980)  
Economics and Consumer Behaviour, Cambridge  
University Press.
- DESALVO, J.S. och EECKHOUDT, L.R. (1982)  
The Effect of Unemployment Risk on Consumption  
Behavior, Zeitschrift für Nationaleconomie,  
411-418.
- GISBURGH, V., TISHLER, A. och ZANG, I. (1978)  
Alternative Estimation Methods for Two Regime  
Models, European Economic Review, 207-228.
- HENDRY, D.F. och VON UNGERN-STENBERG, T. (1981)  
Liquidity and Inflation Effects on Consumers'  
Expenditure, in Essays in the Theory and Measurement  
of Consumer Behavior (in honour of Sir Richard  
Stone), ed. A. Deaton, Cambridge University Press,  
237-260.
- HOWARD, D.H. (1978)  
Personal Saving Behavior and the Rate of Inflation,  
Review of Economics and Statistics, 547-554.
- JUSTER, F.T. och WACHTEL, P. (1972)  
Inflation and the Consumer, Brookings Papers on  
Economic Activity, 71-114.

- KOSKELA, E. och VIRÉN, M. (1982)  
Inflation, Tight Money and Household Saving  
Behavior: Finnish Evidence, *Scandinavian Journal of  
Economics*, 483-492.
- KOSKELA, E. och VIRÉN, M. (1982)  
Saving and Inflation: Some International Evidence,  
*Economics Letters*, 337-344.
- KOSKELA, E. och VIRÉN, M. (1984)  
Credit Rationing and Consumer Intertemporal Choice,  
utkommer i *Oxford Economic Papers*.
- KOSKELA, E. och VIRÉN, M. (1983)  
Consumption Function, Labour Supply Rationing and  
Borrowing Constraints, Bank of Finland, Research  
Department, Research Papers No. 23/83.
- LYBECK, J. (1977)  
The Effects of the Riksbank's Credit Policy on  
Consumption, Investment and Foreign Capital Imports,  
*Skandinaviska Enskilda Banken, Quarterly  
Review*, 1-2, 35-45.
- MELLIN, I. och VIRÉN, M. (1982)  
En Empirical Analysis of the Demand for Houses,  
Durables and Nondurables, *Empirical Economics*,  
49-61.
- MUELLBAUER, J. (1981)  
Testing Neoclassical Models of the Demand for  
Consumer Durables, i *The Theory and Measurement of  
Consumer Behavior*, ed. A. Deaton, Cambridge  
University Press, 213-235.
- NEARY, J.P. och ROBERTS, K.W.S. (1980)  
The Theory of Household Behaviour under Rationing,  
*European Economic Review*, 25-42
- RICHARD, J.-F. (1982)  
Whither Disequilibrium Econometrics?, *Econometric  
Reviews*, 81-87.
- QUANDT, R.E. (1982)  
Econometric Disequilibrium Models, *Econometric  
Reviews*, 1-63.



SEALEY, C.W. (1979)

Credit Rationing in the Commercial Loan Market:  
Estimates of a Structural Model Under Conditions of  
Disequilibrium, Journal of Finance, 689-702.

TARKKA, J. (1981)

The Construction of a Marginal Cost of Borrowing  
Series for Commercial Banks in Finland over the  
Period 1960-1980, Helsingfors universitet,  
Nationalekonomiska institutionen, Discussion and  
Working Papers Nr. 149.

ZELLNER, A., HUANG, D.S. och CHAU, J.C. (1965)

Further Analysis of the Short Run Consumption  
Function with Emphasis on the Role of Liquid Assets,  
Econometrica, 571-581.

Databilaga

## Symboler

CV	Den privata konsumtionen i löpande priser
CQ	Den privata konsumtionen i fasta priser
Y	Hushållens disponibla inkomster
S	Hushållens sparande, $S = Y - CV$
U	Arbetslöshetsgraden
L	Bankernas utlåning
	För Finland: Bankernas totala utlåning
	För Norge: De finansiella institutionernas utlåning till hushållen
	För Sverige: Bankernas totala utlåning
D	Bankdepositionerna
	För Finland: depositioner i alla banker
	För Norge: Hushållens depositioner i affärsbanker, sparbanker och i Postsparbank
	För Sverige: Alla depositioner i affärsbanker, i sparbanker och i andelsbanker
R	Den genomsnittliga räntenivån för de ovannämnda bankerna
CR	Likviditeskrav för bankerna
BNP	Bruttonationalprodukt
M2	Mynt, sedlar och bankdepositioner
B	Obligationer
	För Finland: Samtliga statsobligationer
	För Norge: Alla Norska obligationer (utom dessa i försäkringsbolag)
	För Sverige: Statens ränte-, premie- och sparobligationer,

## FINLAND

<u>Variabel</u>	<u>Period</u>	<u>Källa</u>
Alla	1960.1-1981.4	Suomen kansantalouden neljännesvuosimalli BOF3: mallin aineisto Finlands Bank, Forskningsavdelning, Forskningsrapport Nr. 2/83.

## NORGE

<u>Variabel</u>	<u>Period</u>	<u>Källa</u>
CV } CQ }	1966.1-1977.4	Kvartalsvis nasjonalsregnskap 1966-1977. Statistisk sentralbyrå, Oslo 1983.
Y	66.1-78.4	Norges Bank
U	66.1-78.4	Yearbook of Nordic Statistics
L	61.4-79.3	Norges Bank
D	66.1-78.4	- " -
R	65.4-81.4	- " -
CR	68.1-78.4	- " -
BNP	66.1-77.4	Kvartalsvis nasjonalregnskap 1966-1977. Statistisk sentralbyrå, Oslo 1983
M2	60.1-83.3	Norges Bank
B	72.4-78.4	- " -

## SVERIGE

<u>Variabel</u>	<u>Period</u>	<u>Källa</u>
CV } CQ } Y }	1963.1-1982.4	Statistiska centralbyrån
U		Main Economic indicators, OECD
L	69.4-82.4	Sveriges Riksbank, Statistisk Årsbok. (= SRB)
D	70.1-82.4	
R	71.1-82.4	SRB
CR	60.1-82.4	Sveriges offentliga utredningar 1982:52



BNP	69.1-82.4	Quarterly National Accounts 2/1983, OECD
M2	65.1-82.4	SRB
B	70.4-82.4	Statistiska meddelanden, Serie K Kreditmarknad