

Japansk økonomi 1985-2009

Likviditetsfelle som mulig årsak til stagnasjon?

Peter Hideo Grutle



Master i samfunnsøkonomisk analyse

Økonomisk institutt
Det samfunnsvitenskapelige fakultet

UNIVERSITETET I OSLO

3. mai. 2010

Forord

Denne masteroppgaven er siste ledd i det femårige profesjonsstudiet i samfunnsøkonomi ved Universitetet i Oslo.

Jeg ønsker å rette en spesiell takk til professor Ragnar Nymo for svært lærerik og inspirerende veiledning. Jeg skylder også en takk til professor Naoyuki Yoshino som fikk meg interessert i den såkalte likviditetsfellen under mitt studieopphold ved Keio-universitetet i Tokyo i 2009. Jeg har også fått gode råd av andre som det fører for langt å nevne her. I tillegg vil jeg rette en takk til Økonomisk institutt ved Universitetet i Oslo for studentstipendet i makroøkonomiske og pengepolitiske problemstillinger.

Eventuelle feil og mangler er ene og alene mitt ansvar.

Oslo, 3. mai 2010

Peter Hideo Grutle

Innholdsfortegnelse

Innledning	1
1. Japans makroøkonomiske utvikling i etterkrigstiden	3
1.1 1945-1950: Okkupasjonen og Dodge-planen.....	3
1.2 1950-1975: Høy vekst etterfulgt av høy inflasjon.....	4
1.3 1975-1985: Fokus på pengemengde.....	9
1.4 1985-1999: Bobleøkonomi, kollaps og det tapte tiåret.....	10
1.5 1999-2009: Innføringen av nullrentepolitikk.....	14
2. Teorier om likviditetsfellen	17
2.1 IS-LM-modellen.....	17
2.2 Likviditetsfellen i IS-LM modellen.....	21
2.3 Likviditetsfellen i den tradisjonelle AS-AD-modellen.....	25
2.4 Likviditetsfellen i den moderne AS-AD-modellen.....	28
3. Empirisk analyse av likviditetsfellen	35
3.1 Modellens funksjonsform og datasett.....	35
3.2 Egenskaper ved datasettet.....	36
3.3 Feilkorrigeringsmodellen.....	39
3.4 Estimeringsresultater.....	43
3.5 Tolkning av resultatene.....	49
3.6 Den langsiktige modellen og langtidseffekten.....	50
Konklusjoner	52
Referanseliste	54
Appendiks	57
Appendiks A: Log-linearisering av IS-relasjonen.....	57
Appendiks B: Beregning av standardavvikene til langtidsparemetrene i (21).....	60
Appendiks C: Kovariansematrise av de estimerte koeffisientene i (19).....	62

Innledning

Den Japanske eiendoms- og aksjeboblen sprakk tidlig på 1990-tallet, og siden har landets økonomi vært preget av stagnasjon og en deflasjonstrend. Tiåret fra begynnelsen av 1990-tallet til begynnelsen av dette århundret blir ofte omtalt som ”det tapte tiåret”. For å stimulere økonomien ble interbankrenten (*call rate*), som har vært sentralbankens (*Bank of Japan*) viktigste virkemiddel, redusert til nær null på midten av 1990-tallet. Renten har vært tilnærmet null siden. Tross vedvarende ekspansiv pengepolitikk (og finanspolitikk) har ikke Japansk økonomi fått ny fart.

I søken etter forklaringer på pengepolitikkenes ineffektivitet, er det ble blant annet rettet ny oppmerksomhet mot den såkalte likviditetsfellen. Begrepet stammer fra keynesiansk teori, og blir i dag vanligst definert som en situasjon hvor den kortsiktige nominelle renten er null. I følge denne definisjonen er det ingen tvil om at Japan har vært i en likviditetsfelle. Men i tillegg til nullrente (eller veldig lav rente), stadfester den tradisjonelle keynesianske teorien at likviditetsfellen er kjennetegnet ved at etterspørselen etter penger blir perfekt elastisk med hensyn på renten. Dette blir ofte omtalt som hypotesen om likviditetsfellen.

På slutten av 1990-tallet ble denne hypotesen satt i fokus i forbindelse med studier om hvorvidt likviditetsfellen var hovedårsak til pengepolitikkenes ineffektivitet i Japan. En indirekte måte å teste hypotesen på, er å undersøke tidsutviklingen av renteelastisiteten. Dersom hypotesen er riktig, må elastisiteten bli større i negativ verdi jo lavere rentenivå. Mange analyser fant imidlertid ikke empirisk bevis for at Japan befant seg i en likviditetsfelle. Etter hvert ble det derfor mindre oppmerksomhet om likviditetsfellen.

I denne oppgaven har jeg søkt å rette ny fokus på hypotesen om likviditetsfellen, blant annet fordi en nå kan undersøke en lengre tidsperiode. Gjennom bruk av en dynamisk pengeetterspørselsfunksjon representert ved en feilkorrigeringsmodell, blir det søkt svar på følgende spørsmål: Opplevde Japan en keynesiansk likviditetsfelle i tidsperioden 1985-2009?

Jeg har valgt å se på sammenhengen mellom den brede pengemengden M2 og den kortsiktige renten gitt ved interbankrenten. Funksjonen for etterspørselen etter penger uttrykkes ved en såkalt log-lineær form, noe som gjør at en kan estimere renteelastisiteten direkte. Det

undersøkte tidsintervallet er inndelt i tre, hvor renteelastisiteten i hver periode blir undersøkt. Fokuset settes på den umiddelbare effekten av en renteendring. Den første perioden (1985-1991) var karakterisert av relativt høy rente, mens den andre perioden (1991-1999) var karakterisert av relativt lav rente. I den siste perioden (1999-2009) var renten tilnærmet null. Likviditetsfellehypotesen tilsier at renteelastisiteten er minst i negativ verdi i første periode og størst i den tredje.

Resultatet av estimeringen viser at renteelastisiteten har vært positiv i alle tre perioder. Dette betyr at den umiddelbare effekten av en rentereduksjon har vært en *reduksjon* i etterspurt pengemengde. Dette går i mot den grunnleggende antakelsen som ligger til grunn for hypotesen om likviditetsfellen. Videre viser resultatet at renteelastisiteten er størst i første periode og minst i den siste. Langtidseffekten av renteendringen ble også undersøkt for hele tidsintervallet. Resultatet viser at denne renteelastisiteten også er positiv. På bakgrunn av disse resultatene er det dermed ikke grunnlag for å hevde at Japan har befunnet seg i en keynesiansk likviditetsfelle.

Oppgaven består av tre hovedkapitler og ett avslutningskapittel. I første hovedkapittel gis et sammendrag av Japans makroøkonomiske utvikling i etterkrigstiden. I neste hovedkapittel presenteres den tradisjonelle keynesianske teorien om likviditetsfellen gjennom en IS-LM-modell og den tradisjonelle AS-AD-modellen som bygger på IS-LM-modellen. For å se hvordan likviditetsfellen analyseres i et nyere teoretisk rammeverk, kommer jeg også litt inn på den moderne AS-AD-modellen. Det finnes andre moderne tilnærminger til likviditetsfellen, men disse kommer jeg ikke inn på i denne oppgaven¹. I siste hovedkapittel presenteres feilkorrigeringsmodellen og estimeringsresultatene. En beskrivelse av tidligere analyser i forhold til likviditetsfellen er utelatt. Hovedgrunnen er at jeg ikke har funnet analyser som tar utgangspunkt i en feilkorrigeringsmodell, noe som vanskeliggjør en eventuell sammenligning. Programvaren som er benyttet i regresjonsanalysen er PcGive 13.

I avslutningskapitlet har jeg forsøkt å oppsummere hvilke konklusjoner en kan trekke av estimeringsresultatene. Utrekninger som ikke er inkludert i hovedteksten er gitt i appendikset.

¹ En sentral studie er Eggertsson og Woodford (2003), som tar utgangspunkt i en intertemporal likevektsmodell. De viser hvordan sentralbanken kan styre forventninger til husholdninger og bedrifter for å få en økonomi ut av en likviditetsfelle.

1. Japans makroøkonomiske utvikling i etterkrigstiden²

Den makroøkonomiske og pengepolitiske utviklingen i Japan etter 2. verdenskrig kan grovt inndeles i følgende seks perioder: 1945-1950, 1950-1975, 1975-1985, 1985-1999 og 1999-2006. I det følgende gis et kort sammendrag av hovedtrekkene i hver periode.

1.1 1945-1950: Okkupasjonen og Dodge-planen

Japans nederlag i andre verdenskrig ble etterfulgt av sju års okkupasjon. Okkupasjonsstyret var i navnet alliert, men i gavnet helt dominert av USA og general MacArthur.

Okkupasjonsstyrets politikk gikk ut på å avmilitarisere og demokratisere Japan.

En rekke reformer ble gjennomført. Blant annet fikk arbeiderne organisasjons- og streikerett. Antimonopollover ble innført. Noen av reformene, som den store landreformen som svekket de store landeierne og ga japanske småbønder eierskap til jorden de dyrket, fikk store og varige konsekvenser. Andre reformer fikk mindre betydning. De store, økonomiske konglomeratene (såkalte *zaibatsu*) ble oppløst, både fordi de ble oppfattet som monopolistiske og fordi de hadde vært så nært knyttet til Japans krigføring³. De opprinnelige eierfamiliene fikk aldri tilbake sin kontroll. Men selve konglomeratene som *Mitsui*, *Mitsubishi* og *Sumitomo* kom snart tilbake i ny ham og spilte en nøkkelrolle i den økonomiske gjenoppbyggingen.

Den kalde krigen la raskt en demper på den amerikanske reformiveren, spesielt hvis reformene kunne oppfattes som sosialistiske. Fagforeningene som fikk sterk støtte de første okkupasjonsårene, ble snart gjenstand for kommunistfrykt og mistanke om sovjetiske sympatier.

Den japanske statsadministrasjonen hadde fått en meget sterk stilling under krigsårene som en konsekvens av militærregimets bestrebelser på å tilpasse produksjonen til krigføringens behov. Amerikanerne valgte å beholde store deler av den økonomiske statsadministrasjonen trolig fordi den ble ansett som et helt nødvendig styringsredskap. Dette er mye av bakgrunnen for at såkalt maktdepartementer som finansdepartementet og det sagnomsuste industri og

² Dette kapitlet er basert på kunnskap ervervet gjennom Cargill et al. (1997), Hutchison et al. (2006), Flath (2005), Store Norske Leksikon (1997) og studieoppholdet ved Keio-universitetet i Japan våren 2009. Bruk av andre kilder vil bli oppgitt i separate fotnoter.

³ Kalland (2003).

handelsdepartementet (MITI) kom til å spille en så sterk rolle i japansk økonomi de første tiårene etter krigen.

Det som senere ble omtalt som det japanske økonomiske miraklet, var lite synlig de første årene etter krigen⁴. Krigsødeleggelsene var enorme og nøden var stor. Det var mangel på alt innbefattet mat. Landet manglet valuta til innkjøp av nødvendige råvarer for å få økonomien i gang. Bare svartebørsen blomstret. Høyt offentlig forbruk og vekst i pengemengden førte til høy inflasjon: 365 prosent i 1946, 196 prosent i 1947 og 166 prosent i 1948⁵.

Okkupasjonsregimet kom til at mer drastiske tiltak var nødvendige for å stabilisere den japanske økonomien. I 1949 begynte derfor gjennomføringen av den såkalte Dodge-planen oppkalt etter den amerikanske rådgiveren for gjenoppbyggingen av Japan, Joseph Dodge. Planen gikk i hovedsak ut på å kutte offentlig forbruk og redusere veksten i pengemengden.

I Japan var det frykt for at planen ville medføre nedgang i en fortsatt svak økonomi. Økt ekstern etterspørsel i kjølvannet av Korea-krigen, som begynte i juni 1950, bidro imidlertid til å balansere nedgangen i den interne etterspørselen. Japan ble en stor leverandør av varer og tjenester til FN-styrken i Korea. Samtidig bidro Dodge-planen til at inflasjonen i Japan ble gradvis redusert: Fra 166 prosent i 1948, ble den redusert til 63 prosent i 1949 og til 18.2 prosent i 1950⁶. Dermed var grunnlaget lagt for en mer stabil økonomisk utvikling.

1.2 1950-1975: Høy vekst etterfulgt av høy inflasjon

Japan fikk tilbake sin fulle suverenitet i april 1952. På dette tidspunktet hadde de radikale strømningene i japansk politikk i den umiddelbare etterkrigsperioden fortatt seg, og mer konservative krefter var på fremmarsj. I 1955 slo to konservative partier seg sammen til Det liberaldemokratiske parti (LDP) som skulle bli den dominerende kraft i japansk politikk de neste femti årene. Den økonomiske stabiliseringen som Dodge-planen hadde bidratt til, ble dermed etterfulgt av en politisk stabilisering.

LDP allierte seg med det mektige statsbyråkratiet – mange ledende LDP-politikere kom fra departementene – i en felles målsetting om å gjenreise Japan. Med sterk økonomisk vekst, en splittet opposisjon og med sine nære bånd til næringslivet, satt Liberaldemokratene trygt ved

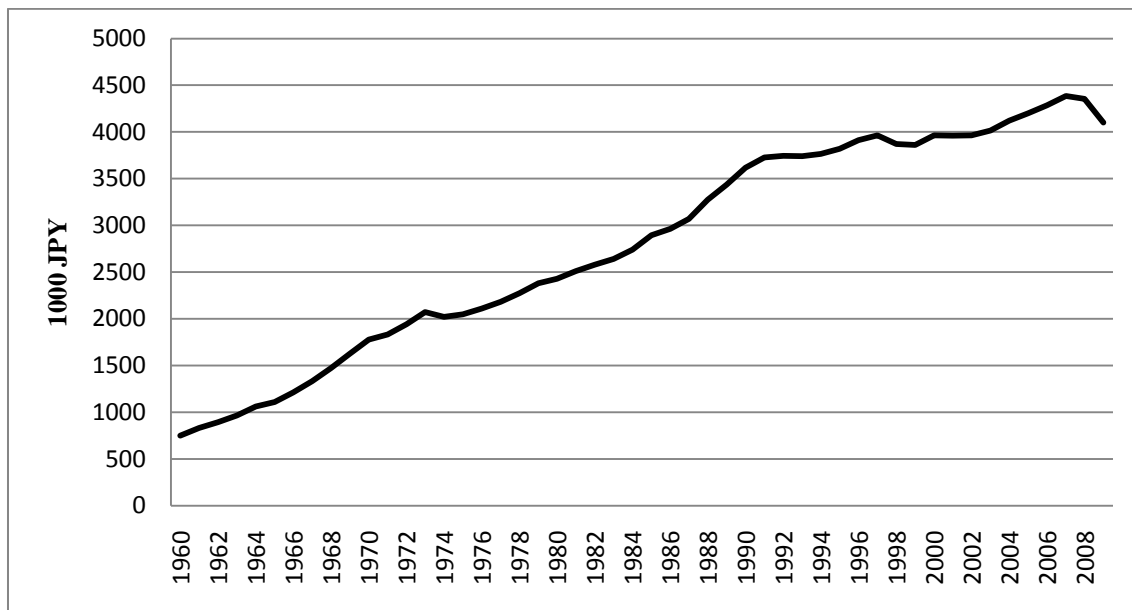
⁴ Den høye spareren som har kjennetegnet japansk økonomi etter krigen synes imidlertid å ha vært fremtredende allerede de første etterkrigsårene, jf. Flath (2005), s.96.

⁵ Cargill et al. (1997), s.28.

⁶ Cargill et al. (1997), s.28.

makten. Da Hayato Ikeda tiltrådte som statsminister i 1960, erklærte han at nasjonalinntekten skulle fordobles i løpet av det neste tiåret. Målet ble betraktet som overoptimistisk, men ble oppnådd flere år før tiåret var omme. Det gjenreiste Japan viste seg fram for resten av verden gjennom sommerolympiaden i Tokyo 1964. Da var for lengst driftssikre japanske biler begynt å rulle på veiene og japansk forbrukerelektronikk i ferd med å innta stuene i USA og Europa.

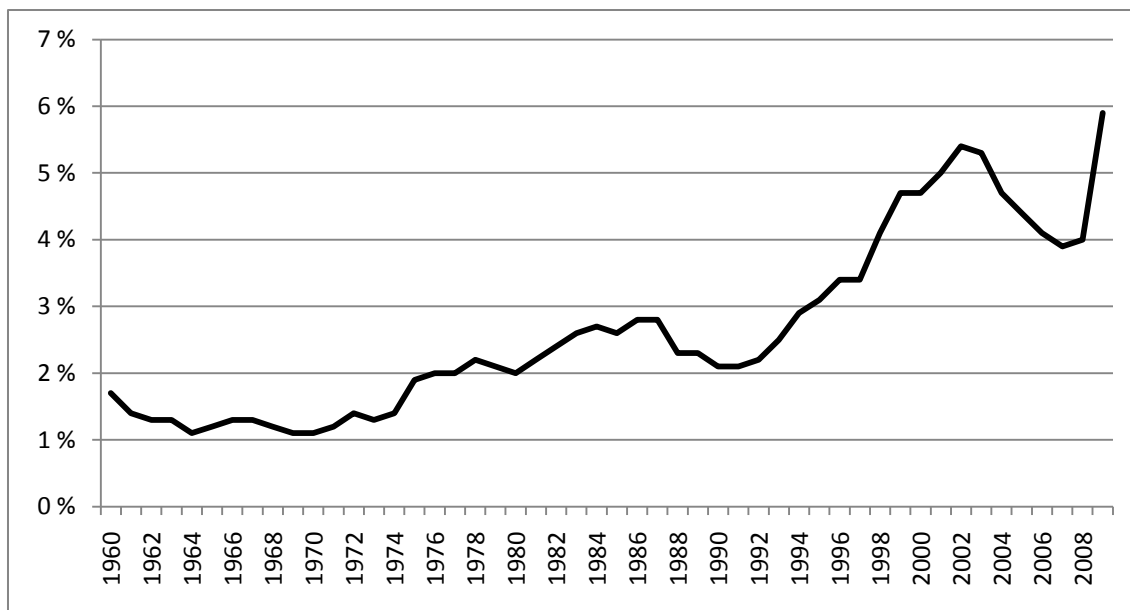
Det er fremfor alt utviklingen i tiårene etter 1950 som er blitt kalt Japans økonomiske mirakel. Mellom 1950 og 1973 var den gjennomsnittlige årlige veksten på hele ti prosent, en vekstrate som doblet økonomien hvert syvende år⁷. Utviklingen var karakterisert av en høy sparerate, rask industriell omforming, høy produktivitetsvekst, rask teknologisk utvikling og lav arbeidsledighet (under to prosent nesten hele perioden). Figur 1.1 og 1.2 viser henholdsvis BNP per innbygger og ledighetsprosenten siden 1960.



Figur 1.1⁸: BNP per innbygger i Japan, 1960-2009 (fastprisår 2000). Kilde: Eurostat and Ameco database, European Commission.

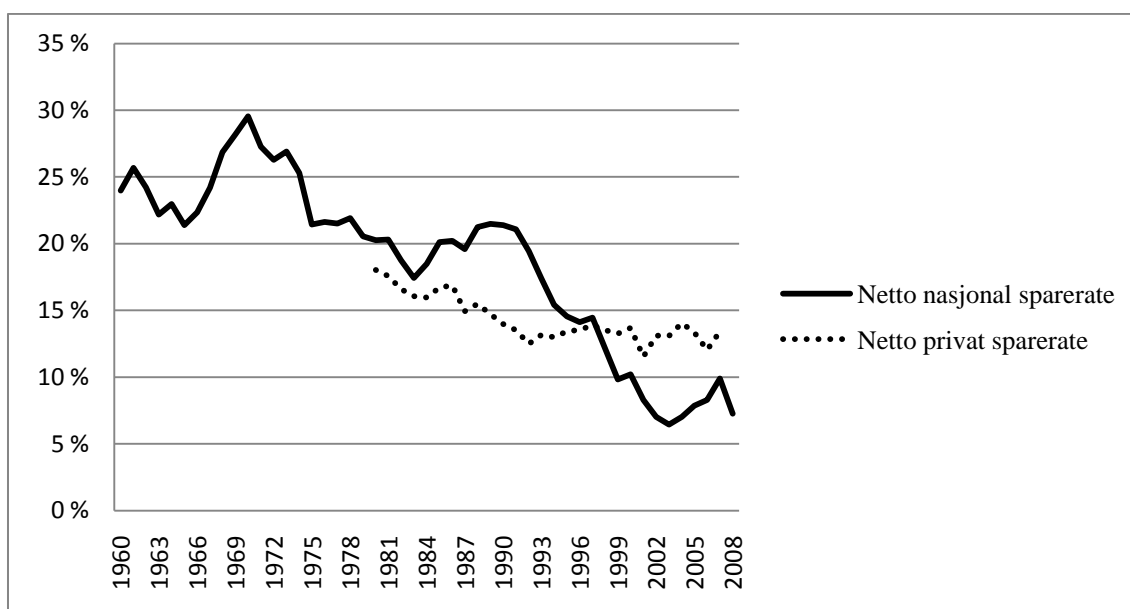
⁷ Cargill et al. (1997), s.32.

⁸ Alle figurer i dette kapitlet er utarbeidet i Excel.



Figur 1.2: Ledighetsprosenten i Japan (prosent av arbeidsstyrken), 1960-2009. Kilde: Eurostat and Ameco database, European Commission.

Japans sparerate var på nærmere 30 prosent i hele i denne perioden, høyere enn alle andre industriland⁹. Figur 1.3 viser utviklingen i netto nasjonal sparerate fra 1960 og netto privat sparerate fra 1980¹⁰.



Figur 1.3: Japans netto nasjonale sparerate (1960-2009) og netto private sparerate¹¹ (1980-2009). Kilde: Eurostat and Ameco database, European Commission

⁹ Flath (2005), tabell 5.1, s.99.

¹⁰ Utviklingen i netto privat sparerate fra 1960 til 1980 finnes i Flath (2005), s. 96 figur 5.1.

Kombinasjonen av høy sparerate og en stadig mer konkurransedyktig japansk industri (mens importen ble søkt begrenset), førte til store overskudd på handelsbalansen.

Stabiliseringen av japansk økonomi under okkupasjonsstyret hadde lagt grunnlaget for den nye veksten. Etter at okkupasjonsstyret var avviklet valgte likevel Japan å omgjøre flere av de økonomiske reformene som var blitt gjennomført. Kartellvirksomhet ble igjen tillatt på visse områder og de store konglomeratene fikk delvis tilbake sine posisjoner. De nye prioriterte industrigrenene ble i oppbyggingsfasen støttet gjennom myndighetssanksjonerte kartellordninger og sterk importbeskyttelse. Samtidig hadde japansk eksportindustri i nesten hele etterkrigsperioden relativt fri adgang til det amerikanske markedet.

Finansdepartementet og MITI sørget for et strengt regulert finanssystem. I en situasjon med stor kapitalmangel, ble kreditt og valuta styrt til prioriterte industrigrener som biler og elektronikk under et system som er blitt kalt *administrative guidance*. Toppene i banker og industrigrener ble innkalt til møter i de respektive departementene og fikk ”råd” om utlån og investeringer. Om de ikke fulgte rådene, risikerte de redusert kreditt- og valutatilgang. Kritiske røster hevdet tidlig at departementene gjennom *administrative guidance* gikk langt ut over sin formelle myndighet. Deler av næringslivet gjorde også motstand mot systemet. Men kombinasjonen av gode resultater, maktmidler og insentiver, var såpass effektiv at systemet besto til langt ut på 90-tallet, riktignok i betydelig modifisert form.

Sentralbanken (Bank of Japan) var under tilsyn av og ble i realiteten i stor grad styrt av finansdepartementet. Fra 1950 innførte Japan en fast valutakurs på 360JPY per dollar i pakt med Bretton Woods-systemet. Et hovedmål for pengepolitikken var å opprettholde denne kursen. I tråd med *administrative guidance* -systemet var såkalt *window guidance* et viktig virkemiddel i pengepolitikken. De største bankene fikk råd av sentralbanken om størrelse og sektorprioritering av sine utlån. De som fulgte rådene ble belønnet med gunstige lånebetingelser fra sentralbanken. Andre virkemidler var utlånstak, diskontoen (*discount rate*) og interbankrenten (*call rate*).

¹¹ Netto nasjonal sparerate er definert som netto nasjonal sparing delt på (netto) nasjonal disponibel inntekt. ”Netto” betyr at konsum i fast realkapital er fratrukket. Netto privat sparerate er definert som netto privat sparing delt på (netto) nasjonal disponibel inntekt.

Den gjennomsnittlige økningen i konsumprisindeksen i perioden fra 1950 til 1972 var omtrent 4.5 prosent¹². Selv om dette var relativt høyt i forhold til andre industriland, fikk inflasjonen liten oppmerksomhet. Det politiske hovedfokuset var på økonomisk vekst.

Mens Japan og Tysklands overskudd på handelsbalansen ble stadig større, slet USA med enorme underskudd. Dette førte til økt ubalanse i verdensøkonomien. USA anmodet Japan og Tyskland om å revaluere sin valuta, men fikk avslag. I august 1971 suspenderte USA den faste vekslingskursen mellom dollar og gull. Bretton Woods-systemet var kommet til veis ende.

Gjennom det såkalte *Smithsonian Agreement* i desember 1971 ble det forsøkt å etablere et nytt fastkursystem. Den japanske valutakursen ble fastsatt til 308JPY per dollar. Japan forsøkte å fastholde denne kursen en stund, men måtte gi tapt. Fra februar 1973 innførte Japan et flytende valutakursregime. Dette førte til ytterligere yen-oppgang. To år etter at USA opphevet fastkursregimet var kursen på yen om lag 270JPY per dollar, en oppgang på om lag 25 prosent. Figur 1.4 viser utviklingen av yen per dollar fra 1957 til 2009.



Figur 1.4: Japanske yen per dollar, 1957-2009. Kilde: IMF International Financial Statistics.

Appresieringen av yen og strammere pengepolitikk fra 1969 førte til redusert aktivitetsnivå i økonomien. Sentralbanken valgte derfor å senke diskontoen seks ganger i perioden 1970-1972.

¹² Cargill et al. (1997), s.32.

I 1972 så sentralbanken tendenser til inflasjonspress og ville øke renten. Men frykten for konsekvensene av en raskt stigende yen bidro til at den mektige statsministeren, Tanaka Kakuei, insisterte på det motsatte. Statsministeren fikk gjennomslag, og diskontoen ble ytterligere redusert. I tillegg ble det ført en ekspansiv finanspolitikk.

I 1973 skjøt inflasjonen fart: konsumprisindeksen gikk opp fra 7.4 prosent i første kvartal til 12.6 prosent i tredje kvartal. Oljeprissjokket i 1973-74, hvor råoljeprisene økte med 70 prosent, gjorde vondt verre: I 1974 steg konsumprisindeksen med over 23 prosent¹³. Den japanske økonomen Haruhiko Kurodas¹⁴ oppsummering av denne utviklingen er at japanske myndigheters motstand mot en fleksibel valutakurs i perioden fra 1969 til 1972 forårsaket den raskt stigende inflasjonen i perioden 1973-74.

1.3 1975-1985: Fokus på pengemengde

Som følge av den svært høye inflasjonen – også kalt *Tanaka*-inflasjonen - fikk prisstabilitet ny politisk prioritet. Sentralbanken satte sterkere fokus på pengemengde og pengemengdevekst som en grunnleggende forutsetning for prisveksten. Banken la vekt på moderat og stabil vekst i pengemengden og større forutsigbarhet gjennom offentliggjøring av måltall for veksten i pengemengden. Diskontoen og interbankrenten fikk større oppmerksomhet både som virkemidler og indikatorer i pengepolitikken.

Mellom 1975 og 1985 ble veksten i pengemengden i utvidet forstand (M2+CDs¹⁵) gradvis redusert. I juli 1978 begynte Sentralbanken å offentliggjøre kvartalsvise prognoser for pengemengden. Inflasjonen ble gradvis redusert og var i 1979 kommet ned på tre prosent¹⁶. I tillegg til at pengemengden fikk ny fokus, ble det igangsatt en gradvis liberalisering av det japanske finanssystemet.

I 1979 opplevde verden et nytt oljeprissjokk. Den japanske sentralbanken reagerte umiddelbart ved å øke interbankrenten. Dette bidro til å avverge en kraftig konjunkturedgang med høy inflasjon slik mange andre industriland opplevde.

¹³ Cargill et al. (1997), s.35.

¹⁴ Kuroda (2004).

¹⁵ M2+CDs: Det brede pengemengdebegrepet som består av kontanter i omløp (sedler og mynter), folioinnskudd (innskudd i bank med lav eller ingen rente), tidsinnskudd (bankinnskudd som er bundet i et avtalt tidsrom) og såkalte *Certificates of deposit (CDs)* som er omsettelige innskuddsbevis (forhandlingsbare sertifikater utstedt av japanske banker). Kilde: Bank of Japan, <http://www.boj.or.jp/en/>

¹⁶ Cargill et al. (1997), s.55.

Den økonomiske veksten i Japan var i denne perioden betraktelig lavere og varierte mellom tre og fem prosent. Likevel hadde Japan ved utgangen av perioden blitt verdens nest største økonomi.

Et interessant aspekt ved japansk økonomi i denne perioden er det dramatiske spranget i energieffektiviteten i japansk økonomi. Før oljeprissjokkene var Japan et gjennomsnittslan i OECD-sammenheng når det gjaldt energieffektivitet. Ved utgangen av perioden hadde Japan den mest energieffektive økonomien i verden. Endringene var skjedd som følge av et omfattende samarbeid mellom myndigheter og industri. Formelt var samarbeidet og programmene frivillige. I realiteten anvendte nok MITI som ledet an, betydelige doser av *administrative guidance*. Resultatet har fått betydelig større oppmerksomhet i senere år enn i samtiden ut fra behovet for energiøkonomisering i klimasammenheng.

1.4 1985-1999: Bobleøkonomi, kollaps og det tapte tiåret

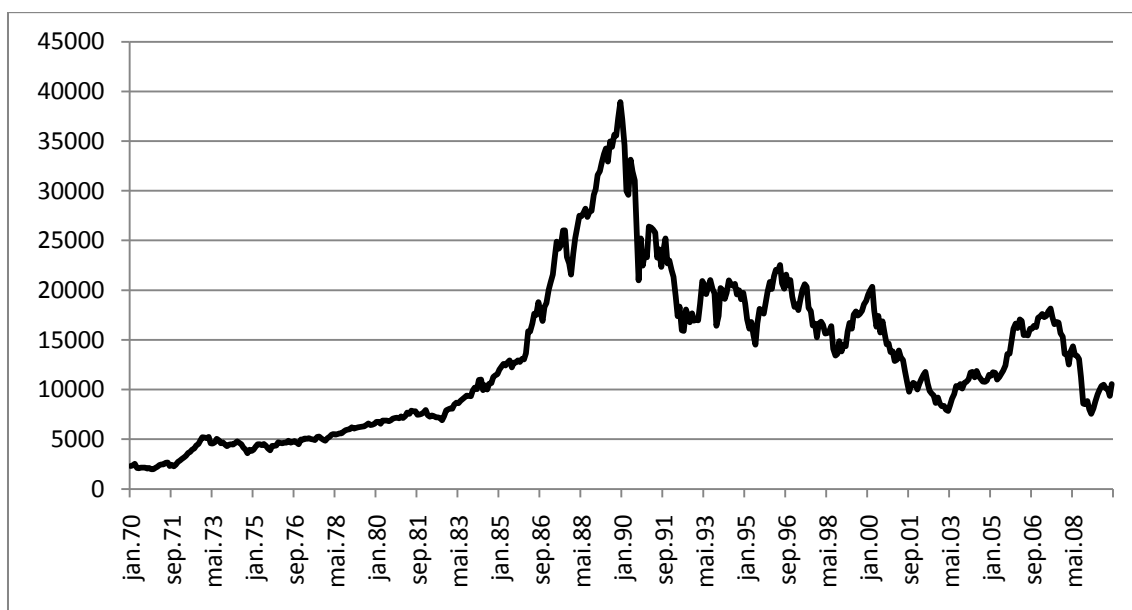
Under den såkalte *Plaza Accord* i september 1985, gikk Frankrike, Japan, Storbritannia, og Tyskland med på USAs krav om å appresiere sine valutaer i forhold til amerikanske dollar. USAs enorme underskudd på handelsbalansen hadde ført til sterke proteksjonistiske strømninger i USA og de andre G5-landene var sterkt bekymret over flere proteksjonistiske lovforslag i Kongressen. Japan satte opp renten og solgte dollar.

Tiltakene viste seg imidlertid å være langt mer effektive enn forventet. Vekselskursen på japanske yen steg fra 207 yen per dollar i fjerde kvartal 1985 til 160 i fjerde kvartal 1986 og videre til 135 i fjerde kvartal 1987 (se figur 1.4). Japan la derfor allerede fra januar 1986 om sin politikk for å bremse yen-oppgangen. Gjennom en ekspansiv pengepolitikk søkte en å motvirke konsekvensene av en dramatisk styrket valuta. Interbankrenten ble redusert og veksten i pengemengden økte fra fem prosent i 1986 til 15 prosent i 1987¹⁷. Normalt ville en så ekspansiv pengepolitikk nørt opp under inflasjonen. Hovedgrunnen til at dette ikke skjedde var lavere importpriser som følge av oppgangen på yen. Inflasjonen forble derfor lav, sågar negativ i flere kvartaler.

Den ekspansive pengepolitikken ga økt fart i økonomien. Omtrent på denne tiden ble finanssektoren betydelig liberalisert. Liberaliseringen gjorde det mulig for bankene å øke

¹⁷ Cargill et al. (1997), s.66.

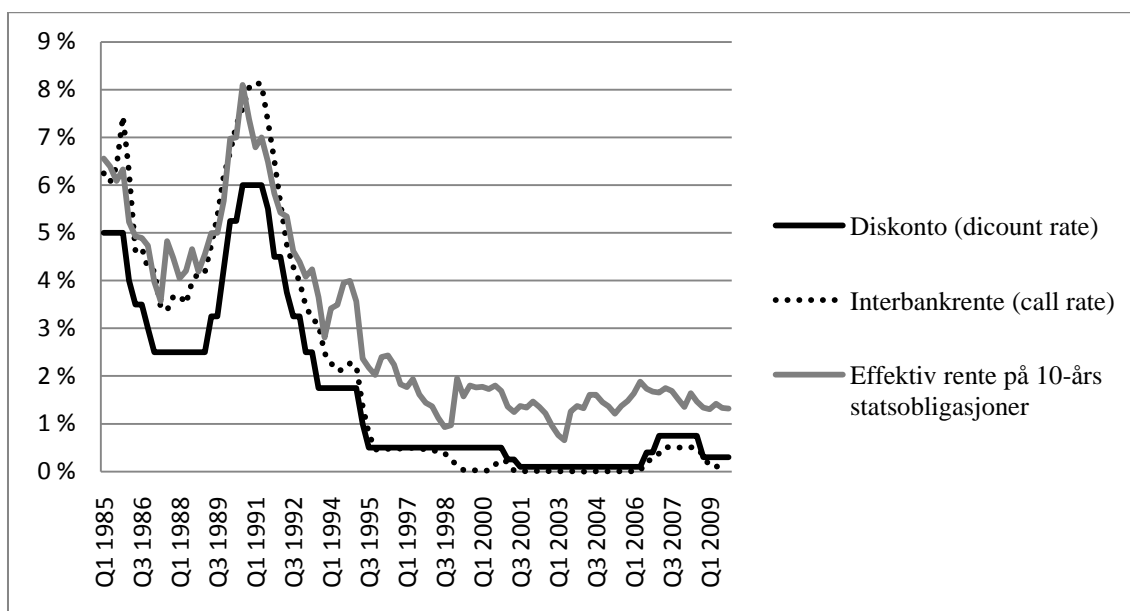
risikoen på sine investeringer og utlån. Det samlede resultatet ble en spekulativ investeringsbølge i eiendom og aksjer og en tilknyttet voldsom oppgang i aksje- og eiendomsprisene. Enorme investeringer i eiendom ble stimulert av en slepphendt utlånspolitikk: det ble ofte gitt lån med liten annen sikkerhet enn forventningen om fremtidig prisvekst. Formuesprisene i bred forstand, fra aksjer og eiendom, til malerier og golfmedlemskap, tredoblet seg på få år fra 1986. Nikkei-225 indeksen, den mest brukte aksjeindeksen på Tokyo-børsen, tredoblet seg fra desember 1985 til desember 1989¹⁸, se figur 1.5 (Indeksen var omtrent på 39000 i desember 1989, i februar 2010 var den så vidt over 10000!).



Figur 1.5: Nikkei 225-indeksen, 1970-2009. Kilde: Bank of Japan

Allerede høsten 1987 var det klare tegn på at økonomien begynte å bli overopphetet. Kuroda (2004) hevder at ”Black Monday”, det internasjonale aksjekrakket i oktober 1987, gjorde det umulig for sentralbanken å sette opp diskontoen, selv om aksjekrakket bare medførte en mindre og kortvarig nedgang i aksjeprisene i Japan. Først i mai 1989 satte sentralbanken opp diskontoen fra 2,5 til 3,25 prosent. De neste 14 månedene ble den satt opp ytterligere fire ganger til seks prosent i august 1990 (Figur 1.6 viser utviklingen av diskontoen, interbankrenten og effektiv rente på 10-års statsobligasjoner fra 1985, med kvartalsvise observasjoner). Dette var imidlertid for sent til å kunne forhindre en gigantisk aksje- og eiendomsboble.

¹⁸ Cargill et al. (1997), s.91.



Figur 1.6: Diskontoen, interbankrenten og effektiv rente på 10-års statsobligasjoner, 1985-2009. Kilde: IMF International Financial Statistics.

Aksjeprisene begynte å falle allerede tidlig i 1990 og sank med 60 prosent frem til august 1992. Eiendomsboblen sprakk i 1991. Eiendomsprisene i storbyene sank med 50 prosent fra 1991 til 1995¹⁹.

Japansk økonomi viste nedgangstegn fra tidlig i 1991. Finanspolitikken ble myket opp og diskontoen ble raskt satt ned fra juli 1991. Konsekvensene av kollapsen i formuesprisene var imidlertid enorme. Utallige selskaper fikk problemer med tilbakebetaling av lån og store deler bankenes utlån ble misligholdt. På midten av 1990-tallet utgjorde misligholdte lån over 10 prosent av BNP²⁰.

Kiichi Miyazawa, som ble statsminister i november 1991, tok tidlig til orde for å bruke skattepenger til å rekapitalisere bankene. Forslaget ble imidlertid møtt med sterk motstand, ikke minst fra finansindustrien selv, og Miyazawa lot det derfor falle. Paradoksalt nok var det ved å følge Miyazawas råd at statsminister Koizumi fikk bankene endelig på fote over ti år senere.

¹⁹ Cargill et al. (1997), s.91.

²⁰ Cargill et al. (1997), s.2.

Veksten i japansk økonomi sank fra 3,4 prosent i 1991 til 1 prosent i 1992. Regjeringen førte en ekspansiv finanspolitikk både ved å øke statsutgiftene, senke skattene og ta opp store statslån. Det ble investert enorme summer i offentlige infrastrukturprosjekter. En stund så denne politikken ut til å virke. Veksten gikk opp fra 0,2 prosent i 1993 til 3,4 prosent i 1996²¹.

For å redusere budsjettunderskuddene og den raske veksten i den japanske statsgjelden, økte statsminister Ryutaro Hashimoto inntektsskatten og hevet i april 1997 den nasjonale omsetningsskatten fra tre til fem prosent. I juli samme år brøt den såkalte Asia-krisen ut. Japan ble i liten grad direkte rammet. Men japansk økonomi var i resesjon allerede før Asia-krisen brøt ut og den økonomiske nedgangen i mange asiatiske land rammet den japanske eksporten. Fra siste kvartal 1997 og ut 1998 hadde Japan negativ vekst i BNP²². Tre store japanske finansinstitusjoner gikk konkurs: *Sanyo Securities* i 1997, *Long-Term Credit Bank of Japan* og *Nippon Credit Bank* i 1998. Dette utløste panikk i finanssektoren.

I april 1998 trådte den lenge planlagte såkalte *Big Bang*-reformen i kraft. Reformen hadde som formål å gjenopprette stabilitet i finanssektoren blant annet ved ytterligere deregulering. Sentralbanken ble formelt uavhengig av finansdepartementet. Banken benyttet sin uavhengighet til å gi uttrykk for at pengepolitikk alene ikke kunne få økonomien på fote og etterlyste ytterligere strukturelle reformer i økonomien, spesielt i banksektoren. Banken mente at dette var avgjørende for å komme ut av stagnasjon og deflasjonstrend.

I oktober 1998 ble interbankrenten, som hadde vært på 0.5 prosent siden september 1995, redusert til 0.25 prosent. Sentralbanken så etter ytterligere tiltak. Men pengepolitikken sto overfor to hovedbegrensninger. En var at den kortsiktige interbankrenten ikke kunne kuttes stort mer. Den andre var problemet med misligholdte lån i banksektoren, noe som bidro til at økt pengetilførsel ikke førte til økte utlån fra finansinstitusjonene.

Ti år etter at aksje- og eiendomsboblene sprakk var Japans økonomi fortsatt preget av stagnasjon og deflasjonstrend. Tiåret fra 1990 blir derfor ofte omtalt som det tapte tiåret (*the lost decade*).

²¹ Flath (2005), s.132.

²² Hoshi og Patrick (2000).

1.5 1999-2009: Innføringen av nullrentepolitikk²³

Fra fjerde kvartal 1998 til første kvartal 1999 sank konsumprisindeksen med omtrent en prosent. I april 1999 ble den såkalte *Zero Interest Rate Policy (ZIRP)* introdusert. ZIRP gikk i hovedsak ut på to tiltak. Det ene var å senke interbankrenten til tilnærmet null ved å øke pengemengden ytterligere. Det andre var å kunngjøre at sentralbanken ville fortsette med nullrente helt til deflasjonstendensen hadde snudd (såkalt *commitment effect* eller *policy duration effect*).

Et annet nytt moment var at sentralbanken med henblikk på smidig tilførsel av likviditet begynte å kjøpe langsiktige statsobligasjoner i tillegg til kortsiktige, selskapsobligasjoner og såkalte *asset-backed securities*, verdipapirer med tilleggssikkerhet utstedt av private institusjoner. Dessuten økte sentralbanken kjøp av såkalt *commercial paper (CP)* som er den vanligste formen for kortsiktige gjeldspapirer fra private utstedere.

Nullrentepolitikken samt økt tilførsel av likviditet til næringslivet bidro til økte investeringer og høyere privat konsum fra første kvartal 2000. Den globale IT-boblen (også kalt Dot-com-boblen) bidro også til et moderat oppsving i økonomien. Flertallet i sentralbankens hovedstyre konkluderte med at det ikke lenger var behov for ekstraordinære tiltak. ZIRP ble avsluttet i august 2000. Samme måned ble interbankrenten økt fra tilnærmet null til 0.25 prosent, selv om regjeringen i forkant hadde advart mot et slikt skritt.

Straks etter at ZIRP ble opphevet, ble de økonomiske utsiktene på nytt forverret.

Sentralbanken så seg nødt til å gjeninnføre ekstraordinære tiltak. I mars 2001 ble den såkalte *Quantitative Easing Policy (QEP)* introdusert. Det operasjonelle målet for pengepolitikken ble endret fra interbankrenten til å holde særskilt høy likviditet i banksystemet, målt i nivået på finansinstitusjonenes utestående beløp i sentralbankens foliokonto. Smidig tilførsel av likviditet ble primært oppnådd gjennom enorme kjøp av statsobligasjoner. Sentralbanken kunngjorde at QEP ville fortsette helt til konsumprisindeksen viste vedvarende stabilitet med årlig vekst på null prosent eller mer. Sammenlignet med ZIRP, kunne dette betraktes som en mer presis og sterkere såkalt *commitment effect*.

²³ Dette delkapitlet er primært basert på Ueda (2001), (2009).

Målet for bankenes utestående beløp i sentralbankens foliokontoen ble i første omgang satt til fem billioner yen. Med en stadig svakere økonomi, ble målet økt til 30-35 billioner yen i januar 2004. Kjøp av statsobligasjoner økte fra 0.4 billioner yen per måned i mars 2001 til 1.2 billioner yen per måned i mai 2004. Sentralbanken økte også kjøpet av andre verdipapirer som under ZIRP. Den enorme likviditetstilførselen under QEP førte interbankrenten ned til 0.001 prosent. Dette var enda lavere enn det som ble oppnådd under ZIRP. Veksten i konsumprisindeksen ble positiv fra november 2005, og i januar 2006 ble den målt til 0.5 prosent. På bakgrunn av dette kunngjorde sentralbanken i mars 2006 at den hadde nådd målet om en ikke-negativ vedvarende stabilitet på konsumprisindeksen. QEP ble avsluttet. Mange mente at det var for tidlig å avslutte QEP, blant annet finansdepartementet. Sentralbanken hadde imidlertid lenge ønsket å avslutte QEP. Banken var bekymret over konsekvensene av å fortsette med QEP som hadde blåst opp dens balanseregnskap og som hadde forårsaket vridninger i finanssektoren gjennom dens enorme kjøp av verdipapirer.

Det operasjonelle målet for pengepolitikken ble endret tilbake til interbankrenten. I første omgang ble målet satt til null prosent. Konsumprisindeksen økte noe mot sommeren 2006, så sentralbanken valgte å øke interbankrenten fra null til 0.25 prosent i juli 2006. Straks etter begynte konsumprisindeksen å falle. I oktober målte den kun 0.1 prosent. Selv om realøkonomien i Japan viste en viss positiv utvikling, fikk en nok en gang deflasjon i januar 2007 da konsumprisindeksen gikk ned med 0.1 prosent. Det skapte derfor oppmerksomhet da sentralbanken trosset press fra politikere og næringsliv og valgte å sette opp interbankrenten til 0.5 prosent i februar 2007. I 2008 brøt finanskrisen ut og høsten 2008 ble sentralbanken nok en gang tvunget til å redusere interbankrenten til tilnærmet null prosent. Nok en gang hadde sentralbanken mislyktes i å bryte nullrentens forbannelse.

Deflasjonstendenser og lav privat etterspørsel tross tilnærmet nullrente, tvang Japan til å føre en ekspansiv finanspolitikk i hele perioden fra 1990. En konsekvens av dette var en raskt voksende statsgjeld som i 2007 utgjorde om lag 180 prosent av BNP²⁴, det høyeste i OECD-området. Den voksende japanske statsgjelden var en kilde til uro både i og utenfor Japan, herunder i internasjonale ratingbyråer som nedgraderte Japans kredittverdighet. Siden den private sparingen forble høy, jf. fig. 1.3, kunne statsgjelden i all hovedsak finansieres ved innenlandske opplån og det ekstremt lave rentenivået gjorde det lettere å betjene den. Men det

²⁴ OECD (2008).

er i økende grad blitt en hovedprioritet for japansk økonomisk politikk å få kontroll med veksten i statsgjelden og den vil i lang tid begrense Japans økonomiske handlefrihet.

2. Teorier om likviditetsfellen

Tross en ekspansiv pengepolitikk (og ekspansiv finanspolitikk) som førte den kortsiktige renten til nær null fra midten av 1990-tallet, har Japan slitt veldig med å få ny fart på økonomien. Det er blitt fremlagt flere forklaringer på dette.

Én forklaring er at Japan har havnet i en såkalt likviditetsfelle, som i dag vanligst blir definert som en situasjon hvor den kortsiktige nominelle renten er null²⁵. I følge denne definisjonen er det ingen tvil om at Japan har vært i en likviditetsfelle. Men i tillegg til nullrente (eller veldig lav rente), stadfester den tradisjonelle keynesianske teorien, gjennom en IS-LM-modell, at likviditetsfellen er kjennetegnet ved at etterspørselen etter penger blir perfekt elastisk med hensyn på renten²⁶. I henhold til denne vil pengepolitikken være ineffektiv ved likviditetsfelle. Selv om modellen er enkel og statisk i sin natur, har slutningen fått stor oppmerksomhet.

I det følgende vil jeg søke å forklare likviditetsfellen gjennom tradisjonell keynesiansk teori. Jeg vil presentere IS-LM-modellen og redegjøre for likviditetsfellen i denne modellen. Dette vil danne grunnlaget for videre analyse. Jeg vil også kort redegjøre for hvordan likviditetsfellen påvirker så vel den tradisjonelle som den moderne AS-AD-modellen.

2.1 IS-LM-modellen

I 1937 utviklet John Hicks det vi i dag kjenner som IS-LM-modellen. Bakgrunnen for utviklingen var Hicks' bestrebelser på å formalisere tankene til J.M. Keynes' *The General Theory of Employment, Interest and Money* som ble utgitt i 1936. Alvin Hansen bidro også til utviklingen av modellen.

Siden har modellen blitt endret noe for å tilpasse den til moderne økonomi. En modifisering foreslått relativt nylig, er å gjøre renten og ikke pengemengden eksplisitt som virkemiddel i pengepolitikken²⁷. Sammendraget av IS-LM-modellen nedenfor, følger imidlertid den tradisjonelle versjonen og tar utgangspunkt i Blanchard (2003) og Holden (2004).

²⁵ Se for eksempel Eggertson (2008), Blanchard (2003) og Ueda (2001).

²⁶ Det kan for øvrig diskuteres i hvor stor grad IS-LM-modellen gjenspeilte J.M. Keynes tanker. Men denne diskusjonen utelates her.

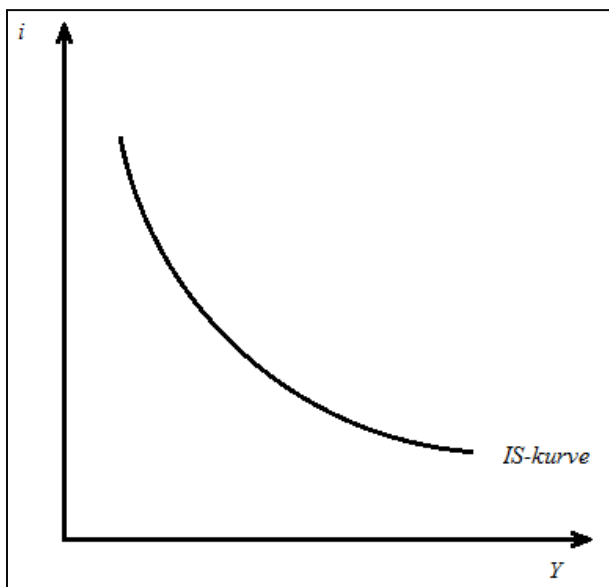
²⁷ Eksempler på den modifiserte versjonen er Romers (2000) IS-MP-modell og Holdens (2004) IS-RR-modell.

Vi ser på en lukket økonomi og antar at prisnivået er gitt (eksogen variabel). Modellens IS-relasjon kan uttrykkes ved ligningen:

$$(1) Y = C(Y - T) + I(Y, i) + G$$

der Y er BNP, C er privat konsum, T er nettoskatter, I er private realinvesteringer, i er det kortsiktige nominelle rentenivået og G er offentlige kjøp av varer og tjenester. (1) viser at samlet produksjon skal være lik den samlede etterspørselen.

I et (Y, i) -diagram blir IS-relasjonen en fallende kurve, se figur 2.1. Sammenhengen er at jo lavere rente, desto høyere investeringer. Dette vil videre gi økt BNP. Det motsatte er tilfelle når renten er høy. Denne kurven er kjent som IS-kurven og viser kombinasjoner av BNP og rentenivå som gir likevekt på varemarkedet.



Figur 2.1²⁸: IS-kurven er fallende fordi lavere rente gir høyere investeringer, noe som videre vil gi økt BNP.

For utledning av LM-relasjonen ser vi først på etterspørselen etter penger, som kan uttrykkes ved ligningen:

$$(2) \left(\frac{M}{P}\right)^E = YL(i)$$

²⁸ Alle figurer i dette kapitlet er utarbeidet i Paint.

der toppskriften E står for etterspørsel, M er nominell pengemengde og P er prisnivået. Resten av variablene er kjent fra IS-relasjonen.

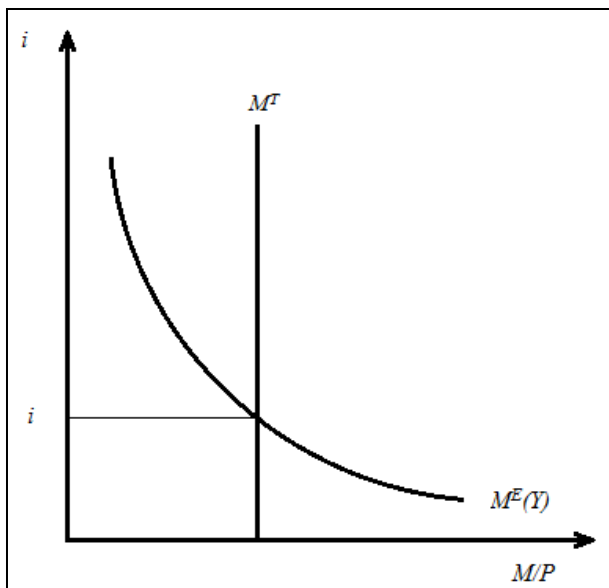
Det antas at etterspørselen etter penger i realverdi avhenger positivt av inntekt Y og negativt av rente i . Forklaringen er at private aktører etterspør mer penger til transaksjonsformål ved økt inntekt, mens høyere rentenivå vil redusere etterspørselen da det vil øke alternativkostnaden ved å holde formue som penger og ikke som rentebærende fordringer.

Tilbudet av penger bestemmes av sentralbanken²⁹. Dette kan uttrykkes ved $\left(\frac{M}{P}\right)^T$, hvor toppskriften T står for tilbud. I et $(M/P, i)$ -diagram blir dermed tilbudsfunksjonen en vertikal kurve, mens etterspørselsfunksjonen blir en fallende kurve, se figur 2.2. Likevekt i pengemarkedet innebærer at tilbudet av penger skal være lik etterspørselen:

$$(3) \quad \left(\frac{M}{P}\right)^T = \left(\frac{M}{P}\right)^E$$

I figuren illustreres dette ved skjæringspunktet mellom tilbuds- og etterspørselskurven. Likevektsrenten er gitt ved i .

²⁹ Mer presist er det størrelsen på basispengemengden som styres av sentralbanken gjennom markedsoperasjoner. Tilbudet av penger kan uttrykkes som $M^T = mH$, hvor H er basispengemengden og m er den såkalte pengemultiplikatoren som antas å være konstant.

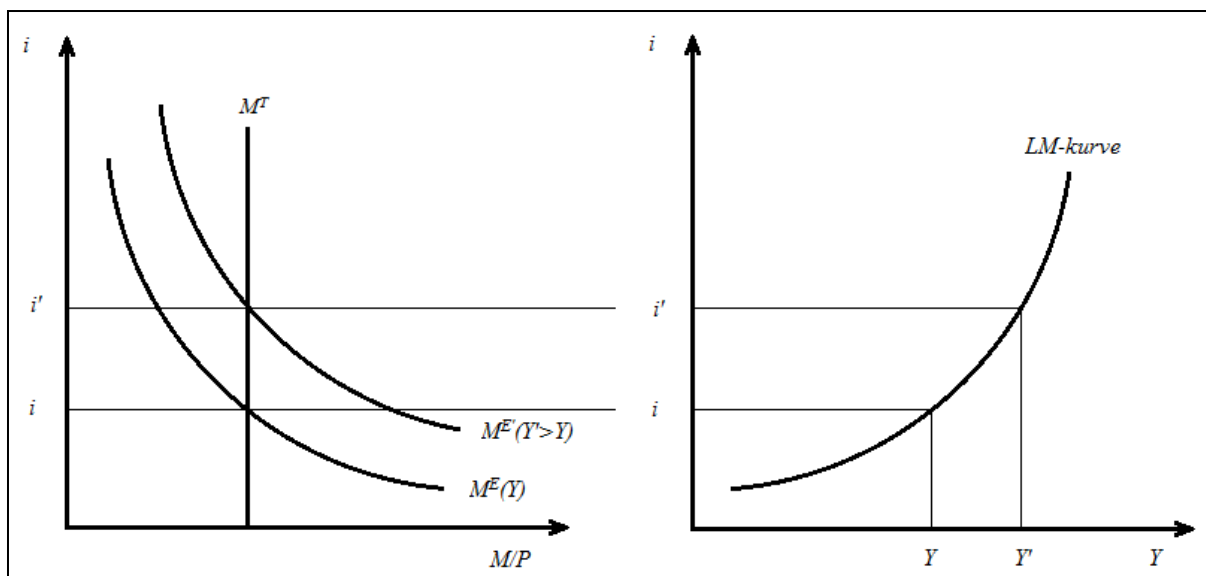


Figur 2.2: Etterspørselen etter penger gitt ved $M^E(Y)$, er en fallende funksjon, mens tilbudet av penger gitt ved M^T , er en vertikal linje. Skjæringspunktet mellom disse kurvene gir likevektsrenten i .

Vi setter inn (2) i (3) og sløyfer toppskriften T . Da får vi LM-relasjonen uttrykt ved:

$$(4) \left(\frac{M}{P}\right) = YL(i)$$

I et (Y, i) -diagram blir denne funksjonen en stigende kurve, kjent som LM-kurven. La oss utlede og forklare denne sammenhengen grafisk fra figur 2.3 (a): Anta at BNP øker fra Y til Y' . Dette vil øke etterspørselen etter penger for ethvert rentenivå, representert ved et skift i etterspørselskurven til høyre fra M^E til $M^{E'}$. Likevektsrenten endres til et høyere nivå fra i til i' . Forklaringen er at når BNP øker, vil private aktører etterspørre mer penger på grunn av økt transaksjonsbehov. For at etterspørselen fortsatt skal være lik det gitte tilbudet, må renten øke for å motvirke effekten av høyere pengeetterspørsel gjennom økt BNP. Avsetter vi rentene i og i' med tilhørende verdier for BNP, Y og Y' , i et (Y, i) -diagram (og fortsetter slik med andre verdier for BNP og tilhørende rente som gir likevekt i pengemarkedet), får vi utledet den stigende kurven i figur 2.3 (b), som nettopp er LM-kurven. Den viser altså kombinasjoner av BNP og rentenivå som gir likevekt på pengemarkedet.



Figur 2.3 (a)

(b)

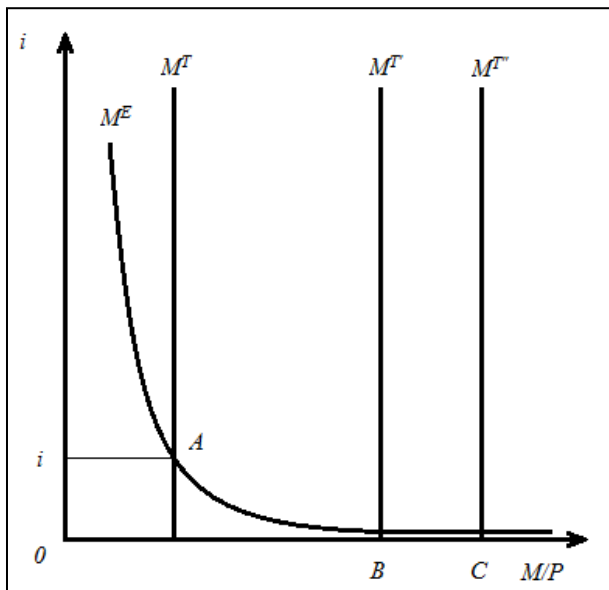
(a) viser at en økning i BNP fra Y til Y' vil skifte etterspørselen etter penger til høyre fra $M^E(Y)$ til $M^E(Y' > Y)$. Likevektsrenten endres fra i til i' .

(b) avsetter de to kombinasjonene av inntekt og rente fra figur (a) som gir likevekt på pengemarkedet. Vi får utledet en positiv sammenheng mellom rente og BNP, kjent som LM-kurven.

2.2 Likviditetsfellen i IS-LM modellen

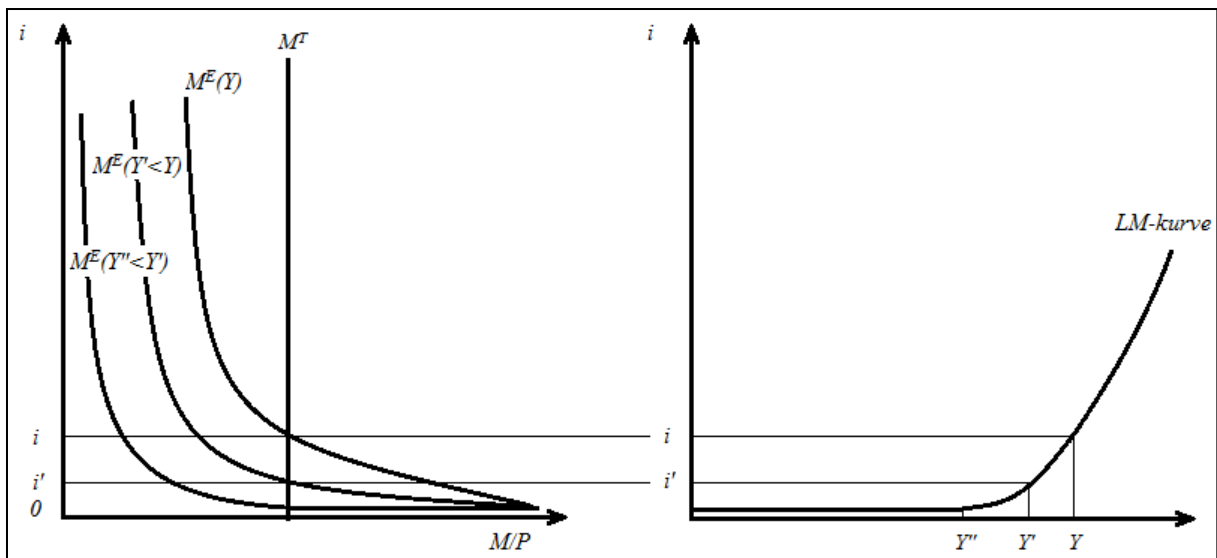
Som nevnt innledningsvis, er likviditetsfellen vanligst definert som en situasjon hvor den kortsiktige nominelle renten har nådd den nedre grensen på null. La oss se på konsekvensene av dette i modellen.

Vi har sett at jo lavere rente, jo høyere blir etterspørselen etter penger. Når renten har nådd den nedre grensen, vil avkastningen i form av renter falle bort. Etterspørselen etter penger vil bli uendelig høy ettersom folk vil bli likegyldige overfor å holde formue i form av penger eller rentebærende fordringer. Med andre ord blir etterspørselen perfekt elastisk med hensyn på renten, noe som kan illustreres ved en horisontal etterspørselskurve. Situasjonen er illustrert i figur 2.4 hvor etterspørselskurven blir horisontal fra likevektspunktet B, hvor renten har nådd den nedre grensen på null. I likviditetsfellen vil ikke en økning i pengemengden ha noen effekt på økonomien ettersom den nominelle renten ikke kan bli under null. I figuren er dette illustrert ved en økning i pengemengden fra $M^{T'}$ til $M^{T''}$. Likevektspunktet endres fra punktet B til C, men rentenivået er uendret og vil dermed heller ikke endre BNP-nivået.



Figur 2.4: Ved nullrente blir etterspørselskurven horisontal. Tilførsel av ekstra likviditet i denne situasjonen, for eksempel fra M^T til $M^{T'}$, vil ikke ha noen effekt på økonomien.

Vi kan se hvilken innvirkning dette vil ha for LM-kurven. For et gitt BNP-nivå lik Y , vil etterspørselen etter penger være gitt ved $M^E(Y)$, se figur 2.5 (a). Renten som gir likevekt i pengemarkedet er gitt ved i . Etterspørselskurver for lavere BNP enn Y er også tegnet inn i figuren (Y' og Y'' , hvor $Y'' < Y' < Y$), samt tilhørende likevektsrenter. Den gitte tilbudskurven M^T krysser den horisontale delen av etterspørselskurven når BNP er lik Y'' . Likevektsrenten er da lik null. Det samme vil være tilfelle for alle etterspørselskurver for BNP lavere enn Y'' . Likevektsrenten vil dermed være null så lenge BNP er lavere eller lik Y'' . Som følge av dette blir LM-kurven horisontal frem til Y'' , som vist i figur 2.5 (b).



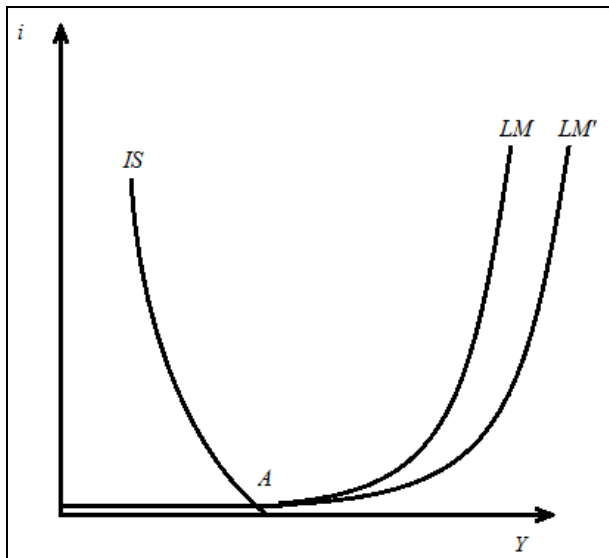
Figur 2.5 (a)

(b)

(a) viser at når BNP er lik eller lavere enn Y'' , vil den gitte tilbudskurven krysse den horisontale delen av etterspørselskurven. Likevekstrenten vil da være null.

(b) avsetter kombinasjonene av inntekt og rente fra figur (a). Da utledes en LM-kurve som er horisontal frem til Y'' .

I figur 2.6 blir IS-kurven inkludert. La oss anta at økonomien i utgangspunktet befinner seg ved likevektspunktet A. Hvis IS-kurven skjærer den horisontale delen av LM-kurven slik den gjør ved punktet A, vil en økning i pengemengden som skifter LM-kurven fra LM til LM' ikke endre likevektspunktet. Dette illustrerer at pengepolitikken vil være ineffektiv når økonomien er havnet i en likviditetsfelle. Den eneste utveien er å føre ekspansiv finanspolitikk gjennom å øke G eller redusere T , noe som vil skifte IS-kurven til høyre.



Figur 2.6: Når en økonomi er havnet i en likviditetsfelle (gitt ved likevektspunktet A), vil ikke en økning i pengemengden fra LM til LM' øke BNP.

I analysen over om likviditetsfellen, som er basert på Blanchard (2003), blir det antatt kun én konsekvens for etterspørselen etter penger ved nullrente, nemlig at etterspørselen etter penger blir perfekt elastisk med hensyn på renten. Nullrente og perfekt elastisk etterspørsel behandles dermed som synonyme i IS-LM-rammeverket til Blanchard (2003).

Det finnes imidlertid andre antakelser om etterspørselen etter penger ved nullrente i et IS-LM-rammeverk. I Laidler (1993) presenteres tre ulike antakelser: Den ene er at etterspørselen etter penger er negativt og *stabilt* forbundet med renten. Jeg tolker dette slik at etterspørselskurven ikke blir horisontal selv om rentenivået skulle være svært lavt (nær null). Den andre antakelsen er at etterspørselen er uavhengig av rentenivået. I dette tilfellet blir både etterspørselskurven og LM-kurven vertikale. Den tredje antakelsen er lik den antakelsen vi har gjort i analysen over: Etterspørselen blir større jo lavere rentenivå, og perfekt elastisk når renten er kommet ned til et visst minimumsnivå r^* hvor det ikke blir mulig å redusere rentenivået ytterligere. Mens det i Blanchard og fremstillingen ovenfor er den kortsiktige renten som betraktes og det antatte minimumsnivået er lik null ($r^*=0$), spesifiserer ikke Laidler (1993) hvilken rentetype han snakker om (han er åpen for både kortsiktig og langsiktig rente).

Laidlers (1993) definisjon av likviditetsfellen er en situasjon hvor etterspørselskurven blir perfekt elastisk med hensyn på renten. I IS-LM-rammeverket til Laidler (1993), er imidlertid

dette ikke synonymt med nullrente, ettersom nullrente teoretisk sett kan forekomme i alle de tre antakelsene nevnt over. Dessuten kan $r^* > 0$.

I empirisk analyse av likviditetsfellen, blir det ofte referert til den såkalte hypotesen om likviditetsfellen³⁰. Hypotesen stadfester at ved et lavt rentenivå blir etterspørselen etter penger perfekt elastisk med hensyn på renten. En indirekte måte å teste denne hypotesen på, er å undersøke tidsutviklingen av renteelasticiteten. Dersom hypotesen er riktig, må elasticiteten bli større jo lavere rentenivå. Dette er tema i neste kapittel.

2.3 Likviditetsfellen i den tradisjonelle AS-AD-modellen

Vi ser nå på hva slags implikasjoner likviditetsfellen har for etterspørselssiden i den tradisjonelle AS-AD-modellen, som bygger på den tradisjonelle IS-LM-modellen.

Vi har sett at IS-LM-modellen, hvor prisnivået er forutsatt konstant, er gitt ved ligningene:

$$IS: Y = C(Y - T) + I(Y, i) + G$$

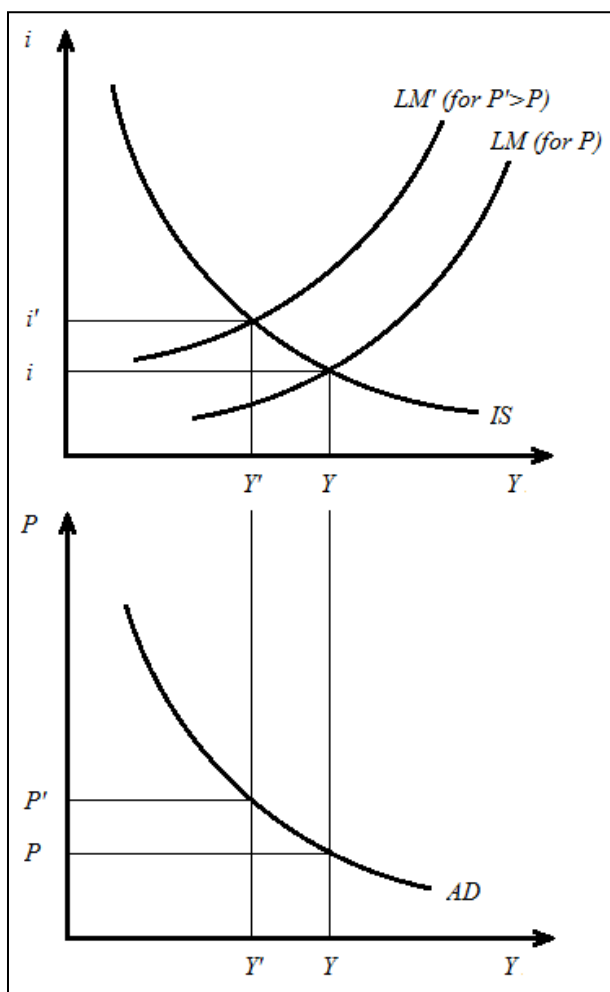
$$LM: \left(\frac{M}{P}\right) = YL(i)$$

Det lettes nå på antakelsen om konstant eksogent prisnivå. Ved hjelp av ligningene kan vi utlede grafisk en sammenheng mellom prisnivå P og samlet etterspørsel Y .

I figur 2.7, øvre panel, er IS-kurven og LM-kurven tegnet inn. For en gitt nominell pengemengde M , vil en økning i prisnivået fra P til P' redusere realpengemengden. LM-kurven vil skifte fra LM til LM'. Likevektsrenten øker fra i til i' . Som følge av rentenøkningen vil samlet etterspørsel bli redusert fra Y til Y' .

Avsetter vi nå prisnivåene P og P' med tilhørende verdier for BNP, Y og Y' i et (Y, P) -diagram (og fortsetter slik med andre verdier for P og tilhørende BNP), utledes en fallende kurve, se nedre panel, figur 2.7. Denne kurven kalles AD-kurven.

³⁰ Definisjonen er basert på Laidler (1993).



Figur 2.7: (a) øvre panel, (b) nedre panel

(a) viser at LM-kurven vil skifte fra LM til LM' når prisnivået økes fra P til P' .

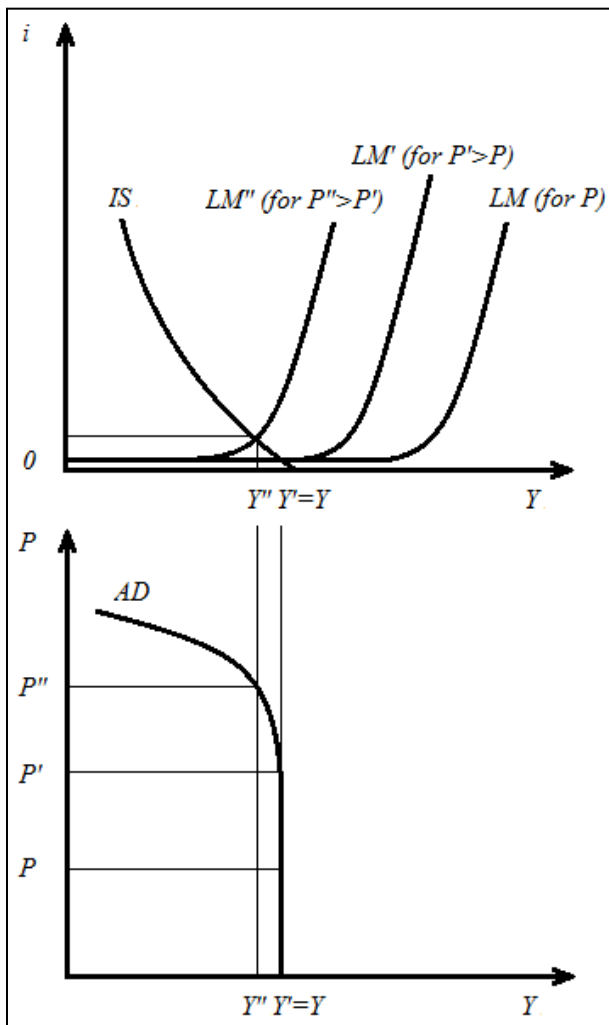
Likevektsverdiene for BNP og renten endres fra (Y, i) til (Y', i') .

(b) avsetter kombinasjonene av prisnivåene (P og P') og tilhørende BNP (Y og Y') fra figur (a) i et (Y, P) -diagram. Vi får utledet en negativ sammenheng mellom prisnivå og BNP, kjent som AD-kurven.

Vi ser nå på hvordan AD-kurven endres ved likviditetsfellen:

I figur 2.8 øvre panel, er tre LM-kurver for tre ulike prisnivåer tegnet inn, hvor $P'' > P' > P$. Når prisnivået reduseres fra P'' til P' , skjærer den gitte IS-kurven den horisontale delen av den nye LM-kurven gitt ved LM'. Likevektsrenten vil være null og likevektsverdien for BNP er gitt ved Y' . En ytterligere reduksjon i prisnivået vil ikke endre likevektsverdiene for BNP og renten (se for eksempel at tilpasningspunktet ikke endres ved prisnivå $P < P'$). Forklaringen er at en økning i realpengemengden gjennom redusert prisnivå, ikke vil kunne redusere renten

ytterligere siden den allerede er på null. Uendret rente betyr uendret BNP. AD-kurven blir dermed vertikal når prisnivået kommer ned til P' . Dette er vist i nedre panel.



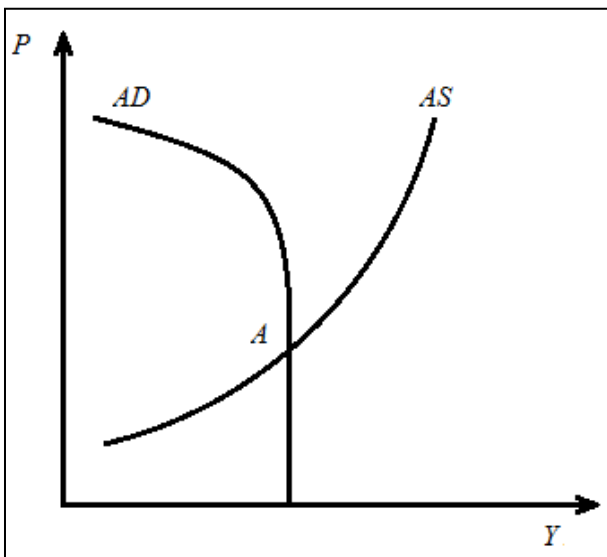
Figur 2.8: (a) øvre panel, (b) nedre panel

(a) viser tre LM-kurver for tre ulike prisnivåer ($P'' > P' > P$). Den gitte IS-kurven vil krysse den horisontale delen av LM-kurven når prisnivået er P' . Likevektsrenten blir null. En ytterligere reduksjon i prisnivået vil ikke kunne redusere renten mer, og følgelig endres ikke BNP.

(b) avsetter kombinasjonene av prisnivåene og tilhørende BNP fra figur (a). AD-kurven blir vertikal når prisnivået kommer ned til P' .

I figur 2.9 blir AS-kurven inkludert. Den viser hvordan bedrifter vil sette prisen som en funksjon av BNP. Som det fremgår av figuren, er kurven en stigende. Forklaringen er at høyere BNP øker sysselsettingen. Dette fører til høyere lønninger, noe som betyr høyere kostnader for bedriftene. Prisen blir dermed satt opp.

Likevekt i modellen er gitt ved skjæringspunktet mellom AS-kurven og AD-kurven. Dersom AS-kurven skjærer AD-kurvens vertikale del, slik den gjør i figur 2.9 ved punktet A, vil enhver økning i pengemengden føre til et skift i AD-kurven *oppover*. Tilpasningspunktet vil dermed ikke endres av en ekspansiv pengepolitikk. Den eneste måten å øke BNP på, akkurat som i IS-LM-modellen over, er å føre ekspansiv finanspolitikk som vil skifte AD-kurven til *høyre*.



Figur 2.9: Likevekt i modellen er gitt ved skjæringspunktet mellom AS- og AD-kurven, gitt ved punktet A. Tilpasningen skjer på den horisontale delen av AD-kurven. Ekspansiv pengepolitikk, som representeres ved skift oppover i AD-kurven, vil i dette tilfellet ikke endre tilpasningspunktet.

2.4 Likviditetsfellen i den moderne AS-AD-modellen

La oss se på hva slags implikasjoner likviditetsfellen har for den moderne versjonen av AS-AD-modellen³¹. Vi ser fortsatt på en lukket økonomi. For å utlede modellens AD-relasjon, ser vi på IS-relasjonen:

$$(5) \quad Y = C(Y - T, r, \varepsilon) + I(Y, r, \varepsilon) + G$$

hvor Y er BNP, C er privat konsum, T er nettoskatter, r er realrenten³², ε er en parameter som reflekterer den forventede fremtidige inntekts- og etterspørselsveksten (heretter omtalt som

³¹ Fremstillingen av den moderne AS-AD-modellen er basert på Sørensen og Whitta-Jacobsen (2005).

fremtidige forventninger), I er private realinvesteringer og G er offentlig kjøp av varer og tjenester. Det antas et balansert statsbudsjett, noe som innebærer at $T=G$ ³³.

(5) kan omskrives³⁴ slik at variablene fremkommer som avvik fra deres tilhørende langsiktige likevekts- eller trendverdier (som betegnes med strek over variablene):

$$(6) \quad y - \bar{y} = \alpha_1(g - \bar{g}) - \alpha_2(r - \bar{r}) + v$$

hvor

$$y = \ln Y, \quad \bar{y} = \ln \bar{Y}, \quad g = \ln G, \quad \bar{g} = \ln \bar{G}$$

Koeffisientene α_1 og α_2 kan betraktes som konstanter, mens v kan betraktes som en variabel som representerer tilfeldige etterspørselsjokk.

Ligningen (6) sier altså at BNPs prosentvise avvik fra trend (produksjonsgapet) kan bli tilnærmet en lineær funksjon av ε og G s prosentvise avvik og r s absolutte avvik fra deres respektive trendverdier.

For å komplettere AD-relasjonen, trenger vi en forbindelse mellom inflasjon og realrente. Denne forbindelsen avhenger av hvordan pengepolitikken blir utført. To pengepolitiske handlingsregler har fått ekstra oppmerksomhet. Den første er regelen om konstant vekst i pengemengden. Denne har sin rot i den innflytelsesrike boken *A Program for Monetary Stability* som ble utgitt i 1960 av Milton Friedman. Under denne regelen justerer sentralbanken det kortsiktige rentenivået i økonomien for å oppnå konstant vekstrate i den nominelle basispengemengden. Forutsatt en konstant pengemultiplikator, vil dette gi konstant vekstrate også i den brede pengemengden. Friedman argumenterte for at dette ville sikre jevn økonomisk vekst³⁵.

³² I utledningen av den tradisjonelle AD-kurven ble den nominelle renten betraktet i IS-relasjonen. I virkeligheten er det realrenten som påvirker investerings- og konsumbeslutningen, slik det fremgår i utledningen av den moderne AS-AD-modellen.

³³ I Appendiks A blir det vist at nettoeffekten på samlet etterspørsel av en skattefinansiert økning i G , vil være positiv.

³⁴ Den fullstendige fremgangsmåten og utregningen er gitt i Appendiks A.

³⁵ Friedmans tanker hadde innvirkning på mange sentralbanker, også den japanske. Vi husker fra kapittel 1 at den japanske sentralbanken førte en pengepolitikk som la hovedvekt på stabil pengemengdevekst i perioden 1975-1985.

Regelen kan representeres ved en ligning som sier hvordan rentenivået bør være for å oppnå konstant vekst i pengemengden. Utledningen av ligningen baseres på en etterspørselsfunksjon etter penger. En konsekvens av dette er at regelen er sårbar mot en ustabil pengeetterspørselsfunksjon.

Den andre handlingsregelen, den såkalte Taylor-regelen, har ikke denne svakheten. Denne regelen ble presentert ved en enkel ligning av John Taylor i artikkelen *Policy Rules in Practice* publisert i 1993. Sørensen og Whitta-Jacobsen (2005) betrakter en noe modifisert versjon av denne ligningen, gitt ved ³⁶:

$$(7) \quad i_t = \bar{r} + \pi_{t+1}^e + h(\pi_t - \pi^*) + b(y_t - \bar{y}), \quad h > 0, b > 0$$

hvor indeksen t angir at det er tidsperiode t som betraktes og de nye variablene (i tillegg til de kjente fra (6) over) er: den nominelle renten i_t , faktisk inflasjon π_t , inflasjonsmålet π^* , forventet inflasjon i neste periode π_{t+1}^e , samt h og b som er parametre bestemt av sentralbanken. Antakelsen om at h er større en null er viktig da den sikrer at realrenten går opp når inflasjonen øker.

Ligning (7) sier altså at den nominelle renten er en funksjon av avviket mellom faktisk inflasjon og inflasjonsmålet (inflasjonsgapet), og avviket mellom faktisk- og trend produksjon (produksjonsgapet). Intuitivt tilsier dette at renten bør settes opp når inflasjonen er høyere enn inflasjonsmålet og/eller når faktisk produksjon er høyere enn trendproduksjonen og at renten bør settes ned når det motsatte er tilfellet. Taylor-regelen har fått stor innflytelse siden den ble innført, og blir betraktet som den beste tilnærmingen til hvordan sentralbanker faktisk setter renten i nyere tid.

Før vi utleder AD-relasjonen, antar vi en *ex-ante* realrente definert ved $r_t \approx i_t - \pi_{t+1}^e$ og statiske forventninger³⁷ som innebærer at den forventede inflasjonsraten for nåværende periode er lik forrige periodes observerte inflasjonsrate, dvs. $\pi_t^e = \pi_{t-1}$ ³⁸.

³⁶ Modifiseringen består i å erstatte π_t med π_{t+1}^e .

³⁷ Dette er den enkleste formen for tilbakeskuende forventninger (*backward-looking expectations*).

³⁸ En mer realistisk antakelse når det gjelder tilbakeskuende forventninger, er såkalte adaptive forventninger som innebærer at den forventede inflasjonsraten for nåværende periode er lik et vektet gjennomsnitt av alle inflasjonsrater observert i fortiden, hvor de nyeste observasjonene tillegges større vekt. Statiske forventninger kan dermed betraktes som et spesialtilfelle av adaptive forventninger, hvor all vekt legges på forrige periodes observerte inflasjonsrate. AD-relasjonen endres imidlertid ikke om antakelsen endres til adaptive forventninger,

Med disse forutsetningene, settes Taylor-regelen (7) inn i IS-relasjonen (6). Vi får da AD-relasjonen gitt ved:

$$(8) \quad y_t - \bar{y} = \alpha(\pi^* - \pi_t) + z_t, \quad \alpha = \frac{\alpha_2 h}{1 + \alpha_2 b}, \quad z_t = \frac{v_t + \alpha_1(g_t - \bar{g})}{1 + \alpha_2 b}$$

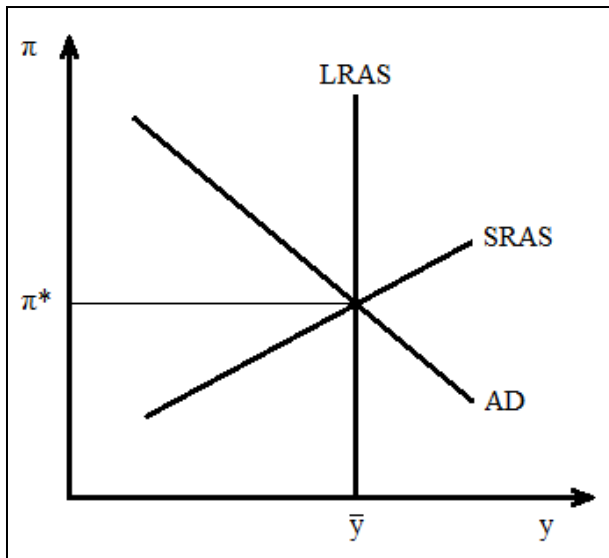
som løst med hensyn på π gir:

$$(9) \quad \pi = \pi^* + \left(\frac{1}{\alpha}\right) z - \left(\frac{1}{\alpha}\right) (y - \bar{y})$$

I et (y, π) -diagram blir (9) en fallende kurve, se figur 2.10. Dette er AD-kurven. Forklaringen er at når inflasjonen går opp, øker sentralbanken realrenten. Dette fører til redusert samlet etterspørsel.

I figuren blir den kortsiktige og langsiktige AS-kurven, henholdsvis SRAS-kurven og LRAS-kurven, også inkludert. SRAS-kurven er en økende funksjon. Forklaringen er at en økning i BNP vil øke sysselsettingen, noe som vil øke marginalkostnadene til bedriftene grunnet avtakende marginalproduktivitet. Dette gir høyere lønnskostnader, og følgelig blir prisen satt opp og inflasjonen vil øke. LRAS-kurven, representert som en vertikal linje, viser det langsiktige likevektsproduksjonsnivået hvor det ikke er noen sjokk i økonomien og hvor forventet inflasjon er lik faktisk inflasjon. Dette betyr at produksjonen er på sitt trendnivå, gitt ved \bar{y} . Figuren viser en tilpasning der økonomien er i langsiktig likevekt, noe som også innebærer at faktisk inflasjon er lik inflasjonsmålet, π^* .

fordi Taylor-regelen gitt ved (7) er spesifisert slik at uttrykket π_{t+1}^e vil kanselleres ved utledningen av AD-relasjonen. AS-kurven vil påvirkes, men siden fokuset her er på AD-delen, går vi videre med antakelsen om statiske forventninger.



Figur 2.10: Når økonomien er i langsiktig likevekt, er BNP på sitt trendnivå \bar{y} , og faktisk inflasjon er lik inflasjonsmålet, π^* .

Vi ser nå på konsekvensene av likviditetsfellen i modellen. Når den nominelle renten har nådd den nedre grensen på null, vil Taylor-regelen ikke ha noen rolle. Den utgår derfor fra modellen. Det vi da står igjen med, er IS-relasjonen og *ex-ante* realrenten gitt ved:

$$IS: y_t - \bar{y} = \alpha_1(g_t - \bar{g}) - \alpha_2(r_t - \bar{r}) + v_t$$

$$Ex\text{-ante realrente: } r_t \approx i_t - \pi_{t+1}^e$$

Ved å sette den siste ligningen inn i den første, med $i_t = 0$, får vi:

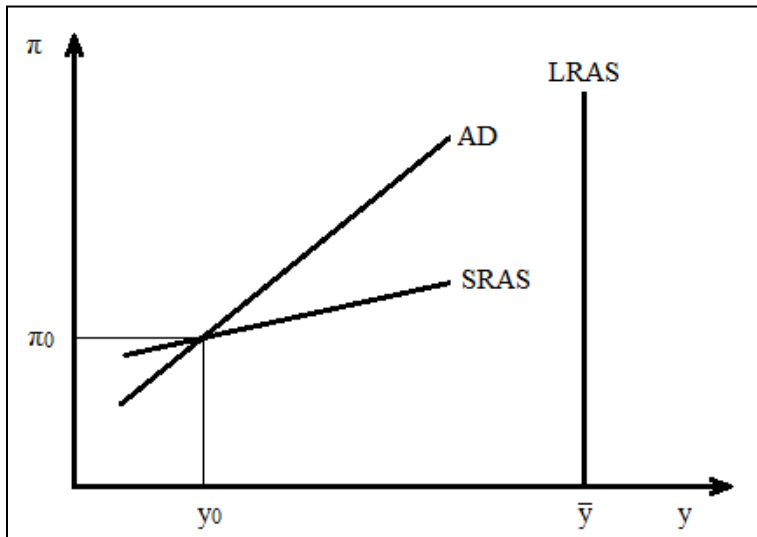
$$(11) \quad y_t - \bar{y} = \alpha_1(g_t - \bar{g}) - \alpha_2(-\pi_{t+1}^e - \bar{r}) + v_t$$

Ved å innsette $\pi_{t+1}^e = \pi_t$ (statiske forventninger) og løse med hensyn på π_t , får vi:

$$(12) \quad \pi_t = -\bar{r} + \frac{1}{\alpha_2}(y_t - \bar{y} - \alpha_1(g_t - \bar{g}) - v_t)$$

Dette er AD-relasjonen ved likviditetsfellen. Som det fremgår av ligningen, er AD-kurven *stigende* i et (y, π) -diagram (med stigningstall $\frac{1}{\alpha_2}$). Forklaringen er at når den nominelle renten er null, vil høyere inflasjon redusere realrenten. Dette vil stimulere samlet etterspørsel.

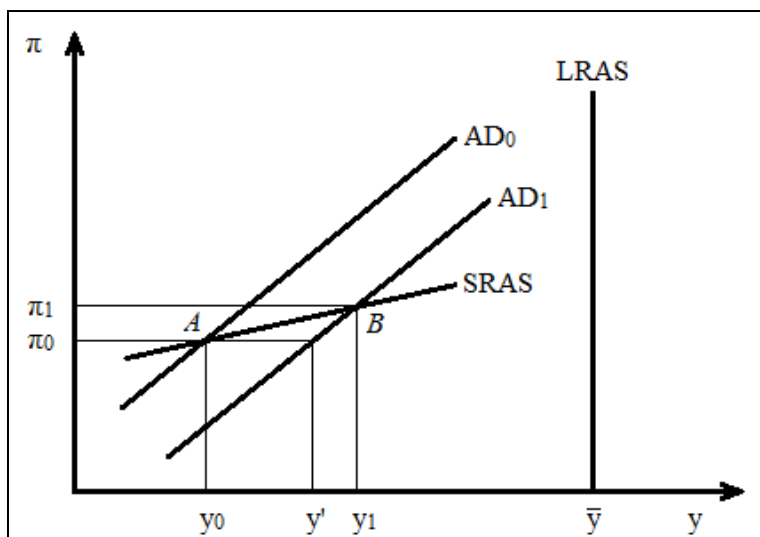
I figur 2.10 blir AD-kurven og SRAS-kurven tegnet inn. Det antas at AD-kurven er brattere enn SRAS-kurven. Likviditetsfeller er historisk sett forbundet med resesjon eller depresjon hvor både den faktiske inflasjonen og inflasjonsforventningene er lave. Vi antar derfor at økonomien har vært en stund i utgangssituasjonen gitt ved (y_0, π_0) . LRAS-kurven er tegnet lenger til høyre.



Figur 2.10: Under likviditetsfellen vil AD-kurven være stigende. Kombinasjon av likviditetsfelle og resesjon gir en tilpasning gitt ved (y_0, π_0) .

For å få økonomien ut av likviditetsfellen og resesjonen, må det føres en ekspansiv finanspolitikk gjennom økte offentlige utgifter, noe som vil skifte AD-kurven til høyre. Dette kan representeres ved et skift fra AD_0 til AD_1 i figur 2.11, hvor utgangssituasjonen er gitt ved punktet A . Isolert sett vil dette øke BNP fra y_0 til y' . Men en økning i BNP fører til at bedriftene setter en høyere pris. Inflasjonen øker. Dette vil redusere realrenten og BNP økes dermed ytterligere fra y' til y_1 . Den nye kortsiktige tilpasningen i økonomien er derfor gitt ved punktet B med verdiene (y_1, π_1) .

Høyere inflasjon vil nå bli tatt i betraktning i forventningsdannelsen til bedriftene, noe som fører til at SRAS-kurven begynner å skifte oppover. Dette vil fortsette helt til økonomien er ute av likviditetsfellen (Denne dynamikken illustreres ikke i figuren).



Figur 2.11: Økonomiens utgangssituasjon er gitt ved punktet A. Økte offentlige utgifter vil skifte i AD-kurven fra AD_0 til AD_1 . Det nye kortsiktige tilpasningspunktet er gitt ved B.

Finanspolitikken må altså spille hovedrollen for å få økonomien ut av likviditetsfellen og resesjonen. Med de antakelsene som er gjort, er det lite pengepolitikken kan gjøre.

Pengepolitikkenes ineffektivitet vil trolig ikke endres om antakelsen om statiske forventninger erstattes av den mer realistiske formen for tilbakeskuende forventninger, såkalte adaptive forventninger. Dette er fordi en økonomi som har vært i en resesjon en stund (slik det er antatt over) vil ikke kunne øke inflasjonsforventningen nevneverdig fordi tidligere observerte inflasjonsrater vil være for lave.

Men dersom vi antar at husholdninger og bedrifter har fremadskuende forventninger, i form av rasjonelle forventninger, kan pengepolitikken få en relativt større rolle i en likviditetsfelle og en resesjon. Gjennom såkalte kunngjøringseffekter (*Announcement effects*) hvor det for eksempel loves ekspansiv pengepolitikk langt frem i tid, kan sentralbanken få husholdninger og bedrifter til å justere opp sine inflasjonsforventninger. Dette kan i modelloppsettet over, føre til et skift både i AD- og SRAS-kurven.

Kapittel 3: Empirisk analyse av likviditetsfellen

I dette kapitlet testes hypotesen om likviditetsfellen ved bruk av regresjonsanalyse. Først presenteres valg av funksjonsform til etterspørselen etter penger (i statistisk form) og datasettet som brukes. Deretter redegjøres det kort for sentrale begreper ved modellering av tidsserier. I lys av dette, presenteres den dynamiske feilkorrigeringsmodellen som danner basis for den dynamiske spesifikasjonen. Deretter presenteres resultatet av estimeringen. Til slutt utledes den langsiktige likevektsløsningen for den dynamiske modellen.

3.1 Modellens funksjonsform og datasett

Vi har antatt at etterspørselen etter penger øker med BNP, men avtar med stigende rente. Med pengemengden i realverdi på den horisontale akse og renten på den lodrette akse ble etterspørselsfunksjonen illustrert som en ikke-lineær funksjon (Figur 2.2). Denne antakelsen tas med videre. Jeg velger å uttrykke etterspørselen etter penger på en såkalt log-lineær form:

$$(13) \quad m_t - p_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 i_t + e_t$$

hvor m_t , p_t , y_t , og i_t er logaritmen til henholdsvis pengemengde, prisnivå, BNP (i faste priser) og renten. e_t er et stokastisk feilledd. Fotskriften t betyr tidsperiode t .

Denne funksjonsformen velges på bakgrunn av at den passer best med observerte data³⁹. Dessuten kan koeffisientene i denne funksjonsformen tolkes som elastisiteter, noe som er en fordel i forhold til vår problemstilling. Vi husker fra kapittel 2 at det er renteelastisiteten på etterspørselen etter penger som er av interesse i hypotesen om likviditetsfellen, noe vi altså får estimert direkte ved β_2 i (13). Dersom hypotesen er riktig, må renteelastisiteten bli større i negativ verdi jo lavere rentenivå.

³⁹ Andre ikke-lineære funksjonsformer som er blitt prøvd er såkalte *reciprocal*-former.

Følgende variabler blir brukt og hentet fra *International Financial Statistics* (IFS), IMF: Sesongjustert M2⁴⁰, konsumprisindeksen (2005=100), sesongjustert BNP i faste priser (fastprisår 2005), interbankrenten (heretter referert som den kortsiktige renten), og den effektive renten på 10-års statsobligasjoner (heretter referert som den langsiktige renten). Dataene er kvartalsvise, fra første kvartal 1985 til tredje kvartal 2009 (Heretter betegnes kvartalet i parentes etter årstallet det gjelder for).

3.2 Egenskaper ved datasettet⁴¹

Det er flere sentrale begreper i økonometrisk tidsserielitteratur: stasjonære og ikke-stasjonære variabler, integrerte variabler og kointegrerte variabler. La oss kort gå innom disse begrepene, og vurdere datasettet som brukes i lys av dem.

Vi sier at en stokastisk variabel er stasjonær dersom sannsynlighetsfordelingen til vedkommende variabel ikke endrer form over tid. Dette betyr at fordelings forventning, varians og kovarians alle må være uavhengige av tiden. Dersom en eller flere av disse egenskapene er fraværende, sies variabelen å være ikke-stasjonær.

På grunn av egenskapene til ikke-stasjonære variabler, vil bruken av disse i en regresjonsanalyse gi upålitelige resultater. En kan blant annet få signifikante sammenhenger mellom variabler selv om det i virkeligheten ikke eksisterer noen. Dette kalles spuriøs regresjon⁴². Det er derfor viktig å få omgjort ikke-stasjonære variabler til stasjonære. En ofte brukt metode er differensiering, dvs. at nivåvariabler erstattes av variabler som er på endringsform. En ikke-stasjonær variabel som blir stasjonær etter én differensiering sies å være integrert av orden én. Dette betegnes ved $I(1)$. Motsvarende sies stasjonære variabler å være integrert av orden null, betegnet ved $I(0)$. De fleste makroøkonomiske variabler som er ikke-stasjonære, er integrert av orden én.

Et tidsserieplott av variablene vil kaste lys over deres egenskaper⁴³. Figur 3.1, venstre panel, plottet variablene på logaritmeform. Vi ser at M2, BNP og KPI har en noe komplisert trendkomponent: Rask vekst under bobleperioden frem til omtrent 1990, etterfulgt av stadig

⁴⁰ Den brede pengemengden M2 består av kontanter i omløp, folioinnskudd (innskudd i bank med lav eller ingen rente), kvasipenger [tidsinnskudd, innskudd av periodisert sparing (*deferred and installment savings*) og innskudd av utenlandsk valuta] og såkalte *Certificates of deposit* (CDs) som er omsettelige innskuddsbevis.

⁴¹ Denne fremstillingen bygger primært på Biørn (2008).

⁴² Stock og Watson (2007), side 559.

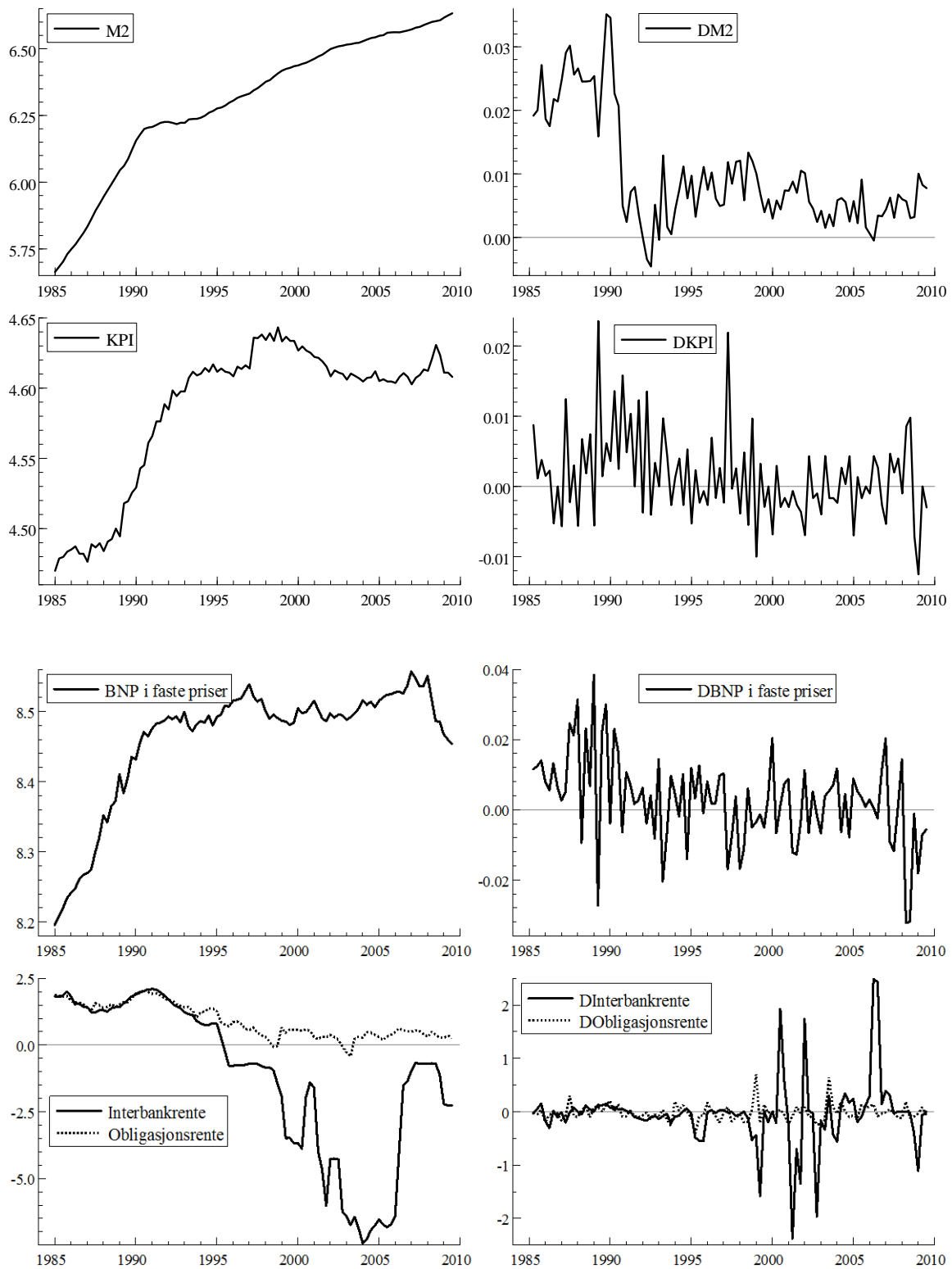
⁴³ Formelle tester av datasettets stasjonaritetsegenskaper blir ikke gjort i denne oppgaven.

lavere vekst (For KPI synes veksten å ha stoppet helt opp). Trendkomponenten gjør at disse variablene har en forventning som vokser over tid. Da er allerede en av forutsetningene for stasjonaritet brutt, og vi kan dermed regne med M2, BNP og KPI som ikke-stasjonære variabler.

Rentesatser blir ofte betraktet som stasjonære variabler. Dersom dette er stemmer, bør tidsplottet av rentesatsene vise svingninger rundt et gjennomsnitt, hvor svingningene ikke øker eller minker over tid⁴⁴. I grafen på neste side, er ikke disse egenskapene spesielt synlige for den kortsiktige renten. Men her kommer muligheten for regimeskift inn som et viktig hensyn. Ikke-stasjonaritet som skyldes regimeskift behøver ikke nødvendigvis "håndteres" med differensiering alene. Dette gjelder særlig dersom variabelen teoretisk sett er mest rimelig å betrakte som en $I(0)$ variabel, slik tilfellet er med renten. Et alternativ kan være å beholde variabelen på nivåform, og eventuelt representere regimeskiftet med en dummy variabel.

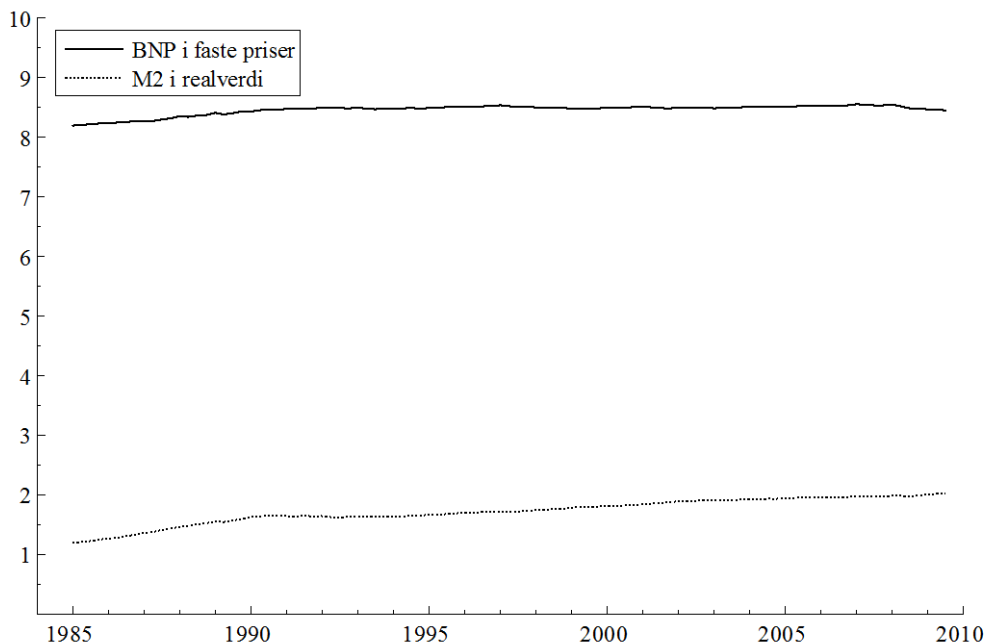
I høyre panel, er log-differansen av alle variablene plottet, for fullstendighetens skyld. Vi ser at variablene nå har et mer stasjonært preg. M2 skifter brått nedover omkring år 1990, noe som tas hensyn til i regresjonsanalysen.

⁴⁴ Bjørnland et al. (2004).



Figur 3.1: Venstre panel viser plott av variablene M2, KPI, BNP i faste priser og interbank- og obligasjonsrenten, alle på logaritmeform fra 1985(1) til 2009(3). Høyre panel viser log-differansen av variablene.

Et annet sentral begrep i økonometrisk tidsserielitteratur, er kointegrasjon. Vi sier at to ikke-stasjonære variabler er kointegrerte dersom det eksisterer en bestemt lineær kombinasjon av dem som er stasjonær. De tilhørende koeffisientene betegnes kointegrerende vektor. Intuitivt kan kointegrasjon tolkes som en langsiktig sammenheng mellom variabler, en likevektsrelasjon. Et plott av BNP (i faste priser) og M2 (i realverdi) på logaritmeform i samme graf i figur 3.2, kan tyde på en mulig kointegrerende sammenheng. Variablene ser ut til å stå i et bestemt forhold til hverandre over tid. I den økonometiske modellen vil vi også inkludere rentene på nivåform, ikke bare som differenser. Rentenivåvariablene inngår i den eventuelle kointegrerende sammenhengen, og i den forbindelse kan en si at I(1) tolkningen av rentene har den praktiske begrunnelse at alle variablene er I(1), noe som letter inferensen om nullhypotesen om fravær av kointegrasjon.



Figur 3.2: Plott av logaritmen av BNP i faste priser og M2 i realverdi.

3.3 Feilkorrigeringsmodellen⁴⁵

I de fleste økonomiske sammenhenger, inklusive fastsettelsen av etterspørselen etter penger, er det naturlig å regne med noe tilpasningstregghet. Dette bør tas høyde for i en økonomisk modell for å forbedre modellens evne til å gjenspeile data.

⁴⁵ Fremstillingen er primært basert på Neil et al. (1990) og Langørgen (1993).

Vi erstatter derfor etterspørselsfunksjonen gitt ved ligningen (13) med en dynamisk modell. Det tas utgangspunkt i en generell dynamisk spesifikasjon gitt ved en autoregressiv distribuert lag-modell (heretter referert til som ADL-modell):

$$(14) \quad (m - p)_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 i_t + \beta_4 i_{t-1} + \beta_5 (m - p)_{t-1} + e_t$$

Sett i forhold til (2), legges altså følgende laggede forklaringsvariabler til: pengemengden i realverdi, renten og BNP. Vi gjør nå en reparametrisering av (14), som er spesielt nyttig i forhold til vårt datasett:

Ved å trekke fra og legge til henholdsvis $\beta_1 y_{t-1}$ og $\beta_3 i_{t-1}$, kan lag-fordelingen til y_t og i_t uttrykkes som:

$$\beta_1 y_t + \beta_2 y_{t-1} = \beta_1 \Delta y_t + \delta y_{t-1},$$

Hvor Δ refererer til førstedifferansen til variabelen og $\delta = (\beta_1 + \beta_2)$,

$$\beta_3 i_t + \beta_4 i_{t-1} = \beta_3 \Delta i_t + \gamma i_{t-1}, \quad \text{hvor } \gamma = (\beta_3 + \beta_4)$$

Når disse settes inn i (14), får vi:

$$(15) \quad (m - p)_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \delta y_{t-1} + \beta_3 \Delta i_t + \gamma i_{t-1} + \beta_5 (m - p)_{t-1} + e_t$$

Med tilsvarende transformasjon på $(m - p)_t$ og $(m - p)_{t-1}$ får vi:

$$(16) \quad \Delta(m - p)_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \delta y_{t-1} + \beta_3 \Delta i_t + \gamma i_{t-1} + \theta (m - p)_{t-1} + e_t$$

$$\text{hvor } \theta = (\beta_5 - 1)$$

I ligning (16) kan $\delta y_{t-1} + \theta (m - p)_{t-1}$ omskrives til $\theta (m - p - y)_{t-1} + (\delta + \theta) y_{t-1}$. Dette gir:

$$(17) \quad \Delta(m - p)_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \theta (m - p - y)_{t-1} + \beta_3 \Delta i_t + \gamma i_{t-1} + \rho y_{t-1} + e_t$$

hvor $\rho = (\delta + \theta)$.

Ligning (17) [og (16)] er et eksempel på en feilkorrigeringsmodell. Den har flere fordeler i forhold til ADL-modellen gitt ved (14). Én er at feilkorrigeringsmodellen benytter førstedifferansen til variablene, noe som gjør I(1) variabler til I(0). Videre vil korrelasjonen mellom nivåvariabler og differensierte variabler som regel være liten. Dette er fordi differensierte variabler svinger rundt sin forventede verdi med høy frekvens, mens nivåvariabler har et mye glatter forløp (Langørgen, 1993). I tillegg vil autokorrelasjonen til differensierte variabler være mindre enn når de er på nivåform⁴⁶.

Ved estimering av modellen gitt ved (17), får vi også en indikasjon på om det er kointegrasjon mellom BNP og pengemengden slik vi så tegn til i forrige avsnitt. Dette tar utgangspunkt i en såkalt ECM⁴⁷-test presentert av Banerjee et al. (1998). I henhold til denne, vil kointegrasjonen avhenge av signifikansen til den estimerte koeffisienten θ . Nullhypotesen er at det ikke finnes noen kointegrerende forhold, og hypotesen forkastes dersom t-verdien til den estimerte θ er høyere enn den kritiske verdien gitt i Banerjee et al. (1998).

Ved estimeringen av (17) følges imidlertid ikke prosedyren til ECM-testen bokstavelig. I Banerjee et al. (1998) blir det vist at en bedre fundert test, statistisk sett, blir oppnådd ved å inkludere leads til regressorene. Da blir gyldigheten av testen blant annet ikke avhengig av en forutsetning om at forklaringsvariablene er strengt eksogene. I estimeringen av (17) inkluderes imidlertid ikke noen leads, slik at vi må se de kritiske verdiene til Banerjee et al. (1998) bare som veiledende i forhold til resultatene av vår analyse.

Før estimeringen legges det til noen ekstra forklaringsvariabler i (17). Prisnivået målt ved konsumprisindeksen legges til som forklaringsvariabel for å øke modellens forklaringskraft, slik at venstresidevariabelen gjøres om til nominell (og ikke reell) etterspørsel etter penger. Aksjeprisindeksen (2005=100)⁴⁸ inkluderes også som forklaringsvariabel⁴⁹. Til slutt suppleres dummyvariabler for spesielle historiske forhold som forklares nærmere i neste avsnitt.

⁴⁶ I(1) variabler er ofte kjennetegnet av høy autokorrelasjon.

⁴⁷ ECM står for Error Correction Model.

⁴⁸ Kvartalsvise data hentet fra *International Financial Statistics* (IFS), IMF.

⁴⁹ Inkludering av en forklaringsvariabel som er knyttet til aksjepriser er bygget på Yoshida (1990).

Siden sampelperioden legger begrensinger på antall lag, har jeg tatt utgangspunkt i følgende ligning som modellen uten restriksjoner:

(18)

$$\begin{aligned} \Delta m_t = & \beta_0 + \mu_1 \Delta m_{t-1} + \mu_2 \Delta m_{t-2} + \mu_3 \Delta m_{t-3} + \beta_1 \Delta y_t + \mu_4 \Delta y_{t-1} + \beta_3 \Delta sr_t + \mu_5 \Delta p_t + \\ & \mu_6 \Delta p_{t-1} + \mu_7 \Delta p_{t-2} + \mu_8 \Delta ak_t + \mu_9 \Delta ak_{t-1} + \mu_{10} \Delta ak_{t-2} + \rho y_{t-1} + \gamma sr_{t-1} + \mu_{11} lr_{t-1} + \\ & \mu_{12} ak_{t-1} + \theta(m - p - y)_{t-1} + \mu_{13} dumm1991 * \Delta sr_t + \mu_{14} dumm1999 * \Delta sr_t + \\ & \mu_{15} step1990 + \mu_{16} I: 1989(2) + \mu_{17} I: 1993(2) + e_t \end{aligned}$$

Venstresidevariabelen er altså den kvartalsvise endringen i *nominell* M2 i prosent. Tre lag av denne forklaringsvariabelen er lagt til på høyre side. Variablene sr_t og sl_t er logaritmen til henholdsvis den kortsiktige og den langsiktige renten. Den langsiktige renten er også inkludert, da den i likhet med den kortsiktige renten representerer en viktig alternativkostnad til penger⁵⁰. Variablene p_t og ak_t er logaritmen til konsumprisindeksen og aksjeprisindeksen.

I spesifikasjonen av feilkorrigeringsmodellen gitt ved (18), har vi gjort et valg i forhold til hvordan likviditetsfellehypotesen testes. Vi setter fokus på den umiddelbare effekten på etterspørselen etter penger ved endring i den kortsiktige renten⁵¹, gitt ved koeffisienten β_3 (som fortsatt er en elastisitet). For å se hvordan denne har endret seg, inndeles tidsperioden under betraktning [1985(1)-2009(3)], i tre:

Periode 1: 1985(1)-1991(1), som er karakterisert av relativt høy rente.

Periode 2: 1991(2)-1999(1), som er karakterisert av lav rente.

Periode 3: 1999(2)-2009(3), som er karakterisert av ekstremt lav rente (ZIRP og QEP)

Likviditetsfellehypotesen tilsier at renteelastisiteten β_3 er minst i negativ verdi i periode 1 og størst i periode 3. For å undersøke dette inkluderes variablene $dumm1991 * \Delta sr_t$ [hvor

⁵⁰ Studier av modeller som har fått økt forklaringskraft gjennom inkludering av flere renter (som alle representerer alternativkostnaden til penger), blir presentert i Laidler (1993).

⁵¹ Valg av M2 som pengemengde og interbankrenten som den kortsiktige renten for å undersøke hypotesen om likviditetsfellen følger Hondroyannis et. al (1999) som undersøker hypotesen om likviditetsfellen for tidsperioden 1967(1)–1997(2) i Japan, dog i et annet modelloppsett. Hondroyannis påpeker for øvrig at de fleste studier av likviditetsfellehypotesen betrakter den kortsiktige renten, noe som er forenlig med teorien presentert i kapittel 2.

$dumm_{1991}$ er en dummyvariabel fra 1991(2) til 1999(1)] og $dumm_{1999} * \Delta sr_t$ [hvor $dumm_{1999}$ er en dummyvariabel fra 1999(2) til 2009(3)] i (18)⁵².

Ved nærmere observasjon av datasettet, inkluderes ytterligere tre dummyvariabler. En stepdummy, $step_{1990}$, fra 1990(4) til 2009(3) er inkludert fordi veksten i M2 ble betydelig redusert fra 1990(4) etter sprekk i aksje- og eiendomsboblen. Dette fremgår tydelig av figur 3.1.

Videre tas en impulsdummy med for henholdsvis 1989(2) og 1993(2) [gitt ved I : 1989(2) og I : 1993(2)]. I 1993(2) var det et lite hopp i etterspurt M2, mens det motsatte var tilfellet for 1989(2). Den kortvarige reduksjonen i 1989(2), som fant sted rett før eiendoms- og aksjeboblene sprakk, sammenfaller omtrent med tidspunktet for når pengepolitikken begynte å bli kontraktiv etter å ha vært ekspansiv i en lang periode. Dette kan ha bidratt til en liten kortvarig korreksjon i forventninger for fremtiden og dermed påvirket M2. 1993(2)-hoppet kan begrunnes med ekspansiv finanspolitikk og pengepolitikk i hele 1992 som kan gitt et lite kortvarig oppløft i forventninger og dermed etterspurt M2.

3.4 Estimeringsresultater

Resultatet av den estimerte likningen (18) er gitt i Tabell 3.4.1 på neste side.

Som det fremgår av tabellen, er estimatene til en del av koeffisientene ikke-signifikante.

⁵² Periode 1 blir dermed referanseperioden.

Tabell 3.4.1: Estimeringsresultat av modellen uten restriksjoner, gitt ved ligning (18). Endogen variabel er Δm_t . Estimeringsperiode: 1986(1)-2009(3).

	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	t-prob
<i>Konstantledd</i>	0,19314	0,1525	1,27	0,2094
Δm_{t-1}	0,315173***	0,09133	3,45	0,0009
Δm_{t-2}	0,00793114	0,09524	0,0833	0,9339
Δm_{t-3}	-0,107423	0,08659	-1,24	0,2188
Δy_t	-0,0297596	0,03687	-0,807	0,4222
Δy_{t-1}	-0,0184483	0,03722	-0,496	0,6216
Δsr_t	0,0328017***	0,008653	3,79	0,0003
Δp_t	-0,0772857	0,07865	-0,983	0,3291
Δp_{t-1}	-0,0419862	0,07915	-0,53	0,5974
Δp_{t-2}	0,0303582	0,07057	0,43	0,6684
Δak_t	0,00766066*	0,004579	1,67	0,0986
Δak_{t-1}	-0,0108577**	0,004711	-2,3	0,0241
Δak_{t-2}	-0,00385671	0,004994	-0,772	0,4425
y_{t-1}	-0,0348862*	0,01821	-1,92	0,0594
sr_{t-1}	-0,000168364	0,0007365	-0,229	0,8198
lr_{t-1}	-0,00483378***	0,001417	-3,41	0,0011
ak_{t-1}	0,00805725**	0,003249	2,48	0,0155
$(m-p-y)_{t-1}$	-0,0124985***	0,004563	-2,74	0,0078
<i>dumm1991</i> * Δsr	-0,0273973***	0,008949	-3,06	0,0031
<i>dumm1999</i> * Δsr	-0,0327563***	0,008705	-3,76	0,0003
<i>step1990</i>	-0,0100725***	0,003246	-3,1	0,0027
<i>I:1989</i> (2)	-0,016382***	0,003987	-4,11	0,0001
<i>I:1993</i> (2)	0,00855455**	0,003466	2,47	0,016

Signifikansnivå: *10 prosent **5 prosent ***1 prosent

$\sigma = 0.00297228$ $R^2 = 0.909083$ Justert $R^2 = 0.881302$ Antall observasjoner: 95

Feilspesifikasjonstester:

AR 1-5 test: $F(5,67) = 1.8584 [0.1134]$
ARCH 1-4 test: $F(4,87) = 0.41711 [0.7959]$
Normalitetstest: $\text{Chi}^2(2) = 1.8458 [0.3974]$
Hetero test: $F(39,53) = 1.0392 [0.4430]$
RESET23 test: $F(2,70) = 1.0337 [0.3611]$

Før vi går videre med tolkning av resultatet, gjør vi noen forenklinger ved å pålegge nullrestriksjoner på koeffisientene til følgende variabler:

$$\Delta m_{t-2}, \Delta m_{t-3}, \Delta y_t, \Delta y_{t-1}, \Delta p_{t-2} \text{ og } \Delta ak_{t-2}$$

Vi gjennomfører altså en F-test med nullhypotesen:

$$(*) \quad H_0: \mu_2 = \mu_3 = \beta_1 = \mu_4 = \mu_7 = \mu_{10} = 0$$

Resultatet av testen er at H_0 ikke kan forkastes⁵³. Modellen forenkles derfor til:

(19): *Modellen med restriksjonen (*)*

$$\Delta m_t = \beta_0 + \mu_1 \Delta m_{t-1} + \beta_3 \Delta sr_t + \mu_5 \Delta p_t + \mu_6 \Delta p_{t-1} + \mu_8 \Delta ak_t + \mu_9 \Delta ak_{t-1} + \rho y_{t-1} + \gamma sr_{t-1} + \mu_{11} lr_{t-1} + \mu_{12} ak_{t-1} + \theta(m - p - y)_{t-1} + \mu_{13} dumm1991 * \Delta sr_t + \mu_{14} dumm1999 * \Delta sr_t + \mu_{15} step1990 + \mu_{16} I: 1989(2) + \mu_{17} I: 1993(2) + e_t$$

Estimeringsresultatet er gitt i tabell 3.4.2. Vi ser at ρ , som er koeffisienten til y_{t-1} , er estimert til -0,0250482 og er ikke signifikant, mens θ , som er koeffisienten til $(m - p - y)_{t-1}$, er estimert til -0,0113449 med 5%-signifikansnivå. Dette betyr at en inntektsøkning har en negativ effekt på pengemengden, noe som ikke er forenlig med teorien.

Vi tester derfor følgende hypoteser hver for seg:

$$(**) \quad H_0: \rho = 0$$

$$(***) \quad H_0: \rho = \theta$$

Ingen av hypotesene kan forkastes⁵⁴. Dersom H_0 i (**) er riktig, betyr det at hele inntektseffekten i modellen er ivaretatt av θ , mens dersom H_0 i (***) er riktig, betyr det at inntektselastisiteten på etterspørselen etter penger i modellen er lik null.

⁵³PcGive gir: F(6,72)=0.59565 [0.7328]

⁵⁴PcGive gir: (**) F(1,72)=3.6693 [0.0594] (***) Chi²(1)=1.2984 [0.2545]

En ny, forenklet modell med restriksjonene (*) og (**) gir:

(20): *Modellen med restriksjonene (*) og (**)*

$$\Delta m_t = \beta_0 + \mu_1 \Delta m_{t-1} + \beta_3 \Delta sr_t + \mu_5 \Delta p_t + \mu_6 \Delta p_{t-1} + \mu_8 \Delta ak_t + \mu_9 \Delta ak_{t-1} + \gamma sr_{t-1} + \mu_{11} lr_{t-1} + \mu_{12} ak_{t-1} + \theta(m - p - y)_{t-1} + \mu_{13} dumm1991 * \Delta sr_t + \mu_{14} dumm1999 * \Delta sr_t + \mu_{15} step1990 + \mu_{16} I: 1989(2) + \mu_{17} I: 1993(2) + e_t$$

Estimeringsresultatet er gitt i tabell 3.4.3. Vi ser at inntektselastisiteten nå er positiv:

Koeffisienten til $(m - p - y)_{t-1}$, er estimert til -0,0131095 med 1%-signifikansnivå.

Tabell 3.4.2: Estimeringsresultatet av modellen med restriksjoner, gitt ved ligning (19). Endogen variabel er Δm_t . Estimeringsperiode: 1985(3)-2009(3).

	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	t-prob
<i>Konstantledd</i>	0,130063	0,1319	0,986	0,3272
Δm_{t-1}	0,302676***	0,07668	3,95	0,0002
Δsr_t	0,032013***	0,007249	4,42	0,0000
Δp_t	-0,0651161	0,06473	-1,01	0,3175
Δp_{t-1}	-0,0559043	0,05981	-0,935	0,3527
Δak_t	0,00671473	0,004179	1,61	0,112
Δak_{t-1}	-0,00909277**	0,004225	-2,15	0,0344
y_{t-1}	-0,0250482	0,01555	-1,61	0,1112
sr_{t-1}	0,000424627	0,0006325	0,671	0,504
lr_{t-1}	-0,00521234***	0,001341	-3,89	0,0002
ak_{t-1}	0,00529006**	0,002532	2,09	0,0398
$(m-p-y)_{t-1}$	-0,0113449**	0,004284	-2,65	0,0098
<i>dumm1991</i> * Δsr	-0,0263926***	0,007849	-3,36	0,0012
<i>dumm1999</i> * Δsr	-0,0317227***	0,007371	-4,3	0,0000
<i>step1990</i>	-0,00980557***	0,003066	-3,2	0,002
<i>I:1989 (2)</i>	-0,0157441***	0,00362	-4,35	0,0000
<i>I:1993(2)</i>	0,0094601***	0,003223	2,94	0,0043
Signifikansnivå: *10 prosent **5 prosent ***1 prosent				

$\sigma = 0.00293862$ $R^2 = 0.906763$ Justert $R^2 = 0.888115$ Antall observasjoner: 97

Feilspesifikasjonstester:

AR 1-5 test: $F(5,67) = 1.9216 [0.1007]$
 ARCH 1-4 test: $F(4,87) = 0.48126 [0.7494]$
 Normalitetstest: $\text{Chi}^2(2) = 4.7010 [0.0953]$
 Hetero test: $F(39,53) = 1.4663 [0.1046]$
 RESET23 test: $F(2,70) = 1.4897 [0.2318]$

Tabell 3.4.3: Estimeringsresultatet av modellen med restriksjoner, gitt ved ligning (20). Endogen variabel er Δm_t . Estimeringsperiode: 1985(3)-2009(3).

	Koeffisient	Standardavvik	t-verdi	t-prob
<i>Konstantledd</i>	-0,0771088***	0,02967	-2,60	0,0111
Δm_{t-1}	0,304683***	0,07742	3,94	0,0002
Δsr_t	0,0274947***	0,006750	4,07	0,0001
Δp_t	-0,0930450	0,06297	-1,48	0,1434
Δp_{t-1}	-0,0745918	0,05924	-1,26	0,2116
Δak_t	0,00574458	0,004176	1,38	0,1727
Δak_{t-1}	-0,00613609	0,003842	-1,60	0,1142
sr_{t-1}	0,000675641	0,0006190	1,09	0,2783
lr_{t-1}	-0,00472606***	0,001319	-3,58	0,0006
ak_{t-1}	0,00235778	0,001777	1,33	0,1882
$(m-p-y)_{t-1}$	-0,0131095***	0,004183	-3,13	0,0024
<i>dumm1991</i> * Δsr	-0,0211774***	0,007220	-2,93	0,0044
<i>dumm1999</i> * Δsr	-0,0271007***	0,006856	-3,95	0,0002
<i>step1990</i>	-0,0138206***	0,001803	-7,66	0,0000
<i>I:1989</i> (2)	-0,0154748***	0,003652	-4,24	0,0001
<i>I:1993</i> (2)	0,00874435***	0,003223	2,71	0,0081
Signifikansnivå: *10 prosent **5 prosent ***1 prosent				

$\sigma = 0.00296741$ $R^2 = 0.903738$ Justert $R^2 = 0.885912$ Antall observasjoner: 97

Feilspesifikasjonstester:

AR 1-5 test: $F(5,76) = 2.4592$ [0.0404]*
 ARCH 1-4 test: $F(4,89) = 0.65335$ [0.6260]
 Normalitetstest: $\text{Chi}^2(2) = 3.7992$ [0.1496]
 Hetero test: $F(25,69) = 1.2158$ [0.2583]
 RESET23 test: $F(2,79) = 1.1347$ [0.3267]

3.5 Tolkning av resultatene

Retten under tabellene viser standardavviket til regresjonsresidualene, σ , og andelen av variasjonen i venstresidevariabelen som forklares av høyresidevariablene, R^2 og justert R^2 . Feilspesifikasjonstestene som er gitt nederst viser ulike tester for restleddsegenskapene. Den første, *AR 1-5*, tester om det er autokorrelasjon i restleddene opptil femte orden. I *ARCH 1-4 test* blir variansen til restleddet, opp til fjerde orden, testet på om den avhenger av variansen til restleddet i perioden før. *Normalitetstesten* undersøker hvorvidt restleddene er normalfordelte. *Hetero-test* sjekker for heteroskedastisitet i restleddene, det vil si om variansen til restleddene endres over tid. Til slutt har vi *RESET23-test* som er en test for om modellen er feilspesifisert⁵⁶.

Ingen av disse testene gir signifikante resultater bortsett fra *AR 1-5* i estimeringen av modellen gitt ved (20). Vi kan dermed si at modellene tilfredsstill de kravene som stilles til en velspesifisert modell.

Vi ser at koeffisientene til forklaringsvariabler som er signifikante i (18) stort sett er signifikante i (19) og (20) også, og at de estimerte koeffisientene er tilnærmet like i alle tre modellene.

Sett i lys av likviditetsfellehypotesen, er fokuset på hvordan koeffisienten til Δsr_t har endret seg gjennom periode 1 til periode 3. De estimerte koeffisientene til variablene som er av interesse i denne forbindelse, Δsr_t , *dumm1991* * Δsr_t og *dumm1999* * Δsr_t er signifikante på 1%-nivå i alle modellene. Størrelsen på estimatene også like. Tar vi utgangspunkt i tabell 3.4.2⁵⁷, finner vi følgende:

Periode 1: 1985(1)-1991(1): Koeffisienten for Δsr_t er gitt ved 0,032

Periode 2: 1991(2)-1999(1): Koeffisienten for Δsr_t er gitt ved 0,0056 (0,032013-0,0263926)

Periode 3: 1999(2)-2009(3): Koeffisienten for Δsr_t er gitt ved 0,0003 (0,032013-0,0317227)

⁵⁵ Justert R^2 er R^2 som er justert for antall frihetsgrader, noe som gjør at den ikke nødvendigvis øker ved inkludering av flere forklaringsvariabler. Justert R^2 øker kun når de inkluderte forklaringsvariablene har en t-verdi som er større enn én (Kennedy, 2003).

⁵⁶ Forklaringer av testene er hentet fra følgende PcGive-side: <http://www.pcgive.com/pcgive/index.html>

⁵⁷ Jeg velger her å ta utgangspunkt i modell (19) og tabell 3.4.2 og ikke modell (20) og tabell 3.4.3, fordi (19) følger prosedyren til ECM-testen til Banerjee et al. (1998) mer eksakt ved å ha med y_{t-1} i regresjonen. Dette gjør at jeg kan se de kritiske verdiene til Banerjee et al. (1998) relativt mer veiledende enn om jeg ikke hadde med y_{t-1} . Konklusjonen i forhold til likviditetsfellehypotesen hadde imidlertid vært den samme om jeg hadde tatt utgangspunkt i (20) eller modellen uten restriksjoner.

Vi ser at koeffisienten (renteelastisiteten), har vært *positiv* i alle tre perioder, noe som betyr at den umiddelbare virkningen av en reduksjon i den kortsiktige renten har vært en *reduksjon* i etterspurt M2 i alle perioder. I periode 1 førte altså en prosents relativ reduksjon i den kortsiktige renten til en 0,032% *reduksjon* i etterspurt M2, mens tilsvarende reduksjon i periode 2 og 3 var henholdsvis 0,0056% og 0,0003%.

Den grunnleggende antakelsen som ligger til grunn for hypotesen om likviditetsfellen, er at en rentereduksjon fører til økt etterspørsel etter penger. Resultatet overfor, som har tatt utgangspunkt i den umiddelbare effekten, viser det motsatte. Videre blir renteelastisiteten lavere *i positiv verdi* jo lavere rentenivå. På bakgrunn av disse resultatene er det ikke grunnlag for å hevde at Japan var i en keynesiansk likviditetsfelle. I siste avsnitt ser vi at langtidseffekten av renteendringen også er positiv, noe som underbygger konklusjonen.

Selv om resultatet for den kortsiktige renten ikke stemmer overens med teorien, ser vi at estimatet til koeffisienten til den langsiktige renten, lr_{t-1} , har riktig fortegn. Den er gitt ved -0,00521 med 1%-signifikansnivå.

Når vi undersøker om det er kointegrerende forhold mellom BNP og M2, finner vi at estimatet til θ er signifikant på 5%-nivå med en t-verdi på -2,65. Men i følge Banerjee et al. (1998) må t-verdien være høyere eller lik 3,27⁵⁸ i absolutt verdi (5%-nivå) for å kunne forkaste nullhypotesen om ingen kointegrasjon. Selv om nullhypotesen ikke kan forkastes ved den formelle testen, er det likevel ingen grunn til å utelukke kointegrerende forhold da en t-verdi på -2,65 er relativt høy sett i lys av at det generelt er vanskelig å påvise kointegrasjon ved statistiske tester.

3.6 Den langsiktige modellen og langtidseffekten

Med utgangspunkt i modellen gitt ved (19), utledes den langsiktige, stasjonære likevektsløsningen hvor vekstratene for alle variabler er konstante og lik 0⁵⁹. De tidsspesifikke dummyvariablene utelates og fotskrift t sløyfes. Dette gir:

⁵⁸ Banerjee et al.(1998), tabell 1.

⁵⁹ Den langsiktige likevektsløsningen for alle ADL-modeller (og dermed alle feilkorrigeringsmodeller som er en reparametrisering av ADL) kan utledes som en statisk modell, gitt at ADL-modellen er asymptotisk stabil. Vi kan dermed tolke den statiske ligningen (13) som den dynamiske modellens (14) langsiktige likevektsløsning. Men (13) kan også tolkes som faktiske sammenhenger i en økonomi hvor det ikke er tilpasningstregghet. I så fall er (13) et spesialtilfelle av ADL-ligningen (14) hvor parameterrestriksjonene $\beta_2 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ er pålagt (Nymoen, 2008).

$$0 = \beta_0 + \rho y + \gamma sr + \mu_{11}lr + \mu_{12}ak + \theta(m - p - y)$$

Setter vi inn de estimerte parametrene fra tabell 3.4.2 og omordner, får vi:

$$(21) \quad (m - p) = 11,464 - 1,208y + 0,0374sr - 0,459lr + 0,466ak$$

$$(1,777) \quad (0,0608) \quad (0,1947) \quad (0,3032)$$

Koeffisientene i ligning (21) viser langtidseffektene av en endring i forklaringsvariablene til den dynamiske modellen (19)⁶⁰. Standardavviket er gitt under hver av koeffisientene til forklaringsvariablene⁶¹.

På samme måte utledes den langsiktige likevektsløsningen for den dynamiske modellen (20). I forhold til (19) har denne altså en tilleggsrestriksjon gitt ved $\rho = 0$. Med utgangspunkt i tabell 3.4.3 får vi⁶²:

$$(22) \quad (m - p) = -5,881 + y + 0,0515sr - 0,3605lr + 0,180ak$$

$$(0,638) \quad (0,0549) \quad (0,135) \quad (0,144)$$

Langtidseffekten av en inntektsøkning på etterspørselen etter penger er negativ i (21). Dette betyr altså at en inntektsøkning fører til reduksjon i etterspurt pengemengde over tid, noe som nevnt går i mot teorien. Men i følge (22), vil én prosents økning i inntekten øke etterspørselen etter penger med én prosent over tid, dvs. at etterspørselen etter penger øker proporsjonalt med inntekten. Dette stemmer bedre med teorien.

Når det gjelder hypotesen om likviditetsfellen, gir begge langtidsmodellene samme konklusjon: Langtidseffekten på etterspørselen etter penger av en økning i den kortsiktige renten er positiv i begge modellene, noe som altså går i mot den grunnleggende antakelsen som ligger til grunn for hypotesen.

⁶⁰ Langtidskoeffisientene er altså lik kointegrasjonsparametrene dersom de underliggende forutsetningene for kointegrasjon mellom variablene holder.

⁶¹ Beregning av standardavvikene er gitt i Appendiks B.

⁶² Fremgangsmåten for beregningene av standardavvikene følger Appendiks B.

Konklusjoner

Jeg har i denne oppgaven testet hypotesen om den keynesianske likviditetsfellen i Japan. Hypotesen sier at renteelastisiteten på etterspørselen etter penger blir større i negativ verdi jo lavere rentenivå, og perfekt elastisk ved nullrente. Jeg har valgt å se på sammenhengen mellom den brede pengemengden M2 og den kortsiktige renten gitt ved interbankrenten. Undersøkt tidsintervall er 1985(1)-2009(3).

Det undersøkte tidsintervallet ble inndelt i tre, hvor renteelastisiteten i hver periode ble undersøkt gjennom en feilkorrigeringsmodell. Det ble satt fokus på den umiddelbare effekten av en renteendring. Den første perioden [1985(1) til 1991(1)] var karakterisert av relativt høy rente, mens den andre perioden [1991(2) til 1999(1)] var karakterisert av relativt lav rente. I den siste perioden [1999(2) til 2009(3)] var renten tilnærmet null. Likviditetshypotesen tilsier at renteelastisiteten er minst i negativ verdi i første periode og størst i den tredje.

Resultatet av estimeringen viser at renteelastisiteten har vært positiv i alle tre perioder, noe som betyr at den umiddelbare effekten av en rentereduksjon har vært en *reduksjon* i etterspurt pengemengde. Dette går i mot den grunnleggende antakelsen som ligger til grunn for hypotesen om likviditetsfellen. Videre viser resultatet at renteelastisiteten er størst i første periode og minst i den siste. Langtidseffekten av renteendringen ble også undersøkt for hele tidsintervallet. Denne var også positiv. På bakgrunn av disse resultatene er det dermed ikke grunnlag for å hevde at Japan var i en keynesiansk likviditetsfelle.

Én direkte implikasjon av resultatet er at det ikke er empirisk grunnlag å illustrere Japans stagnasjonsperiode ved en horisontal pengeetterspørselskurve som danner utgangspunkt for en horisontal LM-kurve og vertikal AD-kurve (i den tradisjonelle modellen⁶³), slik mange lærebøker gjør⁶⁴. Dette har for øvrig blitt påpekt tidligere. For eksempel understreker Yoshino og Sakakibara (2002) at en vertikal IS-kurve (som også gjør pengepolitikken ineffektiv) er bedre egnet til å illustrere Japans stagnasjonsperiode, gitt et IS-LM-rammeverk. Dette er imidlertid ikke undersøkt i denne oppgaven.

⁶³ Som vi har sett, bygger ikke den moderne AS-AD-modellen (med Taylor-regelen) på en pengeetterspørselsfunksjon.

⁶⁴ Deriblant Blanchard (2003).

Det kan være flere årsaker til at vi får et resultat som går i mot teorien om at en rentereduksjon fører til økt etterspørsel etter penger.

Hele den betraktede tidsperioden i Japan har på alle måter vært en ekstraordinær periode. Som vi så i kapittel 1, var starten på denne perioden karakterisert av en veldig oppsvulming av aksje- og eiendomsbobler. En viktig forklaringsfaktor var slepphendt utlånspolitikk fra en nylig deregulert finanssektor med liten erfaring i å vurdere risiko. Den japanske finansindustrien hadde vært preget av betydelig offentlig kontroll og *administrative guidance* i nesten hele etterkrigsperioden. Omslaget til kontraktiv pengepolitikk kom for sent til å dempe utlåns- og investeringsiveren.

Etter at boblene sprakk, tok det mange år før det enorme omfanget av misligholdte lån ble kartlagt. Finansinstitusjonene hadde mer enn nok med å begrense sine tap på eksisterende utlån. En ekspansiv penge- og finanspolitikk var ikke tilstrekkelig til få bankene til å drive en aktiv utlånspolitikk. Først da flere store finansinstitusjoner gikk konkurs i siste halvdel av 1990-tallet, kom det klart frem hvor enorme de boblerrelaterte utlånstapene hadde vært. Et annet viktig element i dette bildet er at eiendomsprisene fortsatte å falle kraftig på hele 90-tallet og dermed forsterket finansinstitusjonenes problemer ytterligere.

Like etter at sentralbanken fikk styrket sin uavhengighet i 1998, ga den uttrykk for at pengepolitikken alene ikke kunne få økonomien på fote. Sentralbanken etterlyste strukturelle reformer i økonomien, spesielt i banksektoren. Selv om en haltende finanssektor utvilsomt bidro til å forlenge stagnasjonsperioden, er det samtidig liten tvil om at pengepolitikken langt fra var optimal. Nullrentepolitikken kom i først i 1999. I ettertid er det lett å se at den burde kommet lenge før. Dessuten tyder mye på at sentralbankens altfor tydelige utålmodighet etter å avslutte den ekstraordinære ekspansive pengepolitikken påvirket forventningene i uheldig retning for økonomien.

Slike spesielle forhold byr på store utfordringer for en tilnærming som er basert på generelle teoretiske betraktninger. Følgelig bør estimeringsresultatene tolkes med forsiktighet. Likevel bidrar resultatene til å svekke likviditetsfellehypotesen som en hovedforklaring på pengepolitikkenes ineffektivitet i Japan i angjeldende periode.

Referanseliste

Aschehoug og Gyldendals Store Norske Leksikon (1997), 3. utgave, Kunnskapsforlaget, bind 8, side 103-105.

Banerjee, A., J. J. Dolado og R. Mestre (1998): "Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework", *Journal of Time Series Analysis* 19 (3), side 267-283.

Biørn, Erik (2008): *Økonometriske emner, en videreføring*. Unipub AS 2008.

Bjørnland H.C., L. Brubakk og A. S. Jore (2004): "Produksjonsgapet i Norge – en sammenlikning av beregningsmetoder", *Penger og Kreditt* Nr.4/2004, Norges Bank.

Blanchard, Olivier (2003): *Macroeconomics*, 3rd ed. Prentice Hall.

Bårdsen, Gunnar (1989): "Estimation of long-run coefficients in error correction models", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51(3), side 345–50.

Cargill, T., M. Hutchison og T. Ito (1997): *The Political Economy of Japanese Monetary Policy*, The MIT Press.

Eggertsson, Gauti B. (2008): "Liquidity trap", *The New Palgrave Dictionary of Economics Online*, Palgrave Macmillan,
http://www.dictionaryofeconomics.com/article?id=pde2008_L000237&q=liquidity%20trap&topicid=&result_number=1, lastet ned 1/3-2010

Eggertsson, G.B. og M. Woodford (2003): "The Zero Bound On Interest Rates And Optimal Monetary Policy," *Brookings Papers on Economic Activity*, v2003(1), side 139-233.

Flath, David (2005): *The Japanese Economy*, Oxford University Press.

Fontana G. og M. Setterfield (2009): *Macroeconomic Theory and Macroeconomic Pedagogy*, Palgrave Macmillan.

Holden, Steinar (2004): "IS-RR-modellen: IS-LM med rente som virkemiddel i pengepolitikken" og "AS-AD-modellen", forelesningsnotater i ECON2310, <http://folk.uio.no/sholden/ECON2310-H03-sh.htm>, lastet ned 1/3-2010.

Hondroyannis G., P.A.V.B. Swamy og G. S. Tavlas (2000): "Is the Japanese economy in a liquidity trap?", *Economics Letters* 66 (2000) side 17–23.

Hoshi, Takeo og Hugh T. Patrick (2000): *Crisis and change in the Japanese financial system*, Kluwer Academic Publishers.

Hutchison, M. og F. Westermann (2006): *Japan's Great Stagnation: Financial and Monetary Policy Lessons for Advanced Economics*, The MIT Press.

Kalland, Arne (2003): USAs okkupasjon av Japan var ikke bare vellykket, kronikk i *Aftenposten* 28.04.03., <http://www.aftenposten.no/meninger/kronikker/article535371.ece>, lastet ned 1/2-2010.

Kennedy, P. (2003): *A Guide to Econometrics*, Blackwell Publishing.

Kuroda, Haruhiko (2004): "The "Nixon Shock" and the "Plaza Agreement": Lessons from Two Seemingly Failed Cases of Japan's Exchange Rate Policy", *China & World Economy*/3-10, Vol. 12, No. 1.

Laidler, David E.W. (1993): *The Demand for Money*, 4th ed., HarperCollins College Publishers.

Langørgen, Audun (1993): "En økonometrisk analyse av lønnsdannelsen i Norge", http://www.ssb.no/histstat/rapp/rapp_199305.pdf, lastet ned 1/4-2010.

Neil R. E., J. Campos og H. Tran (1990): "PC-give and David Hendry's econometric methodology," *Revista de Econometria*, V. X, no 1, side 7-117

Nymoene, R. (2008): "Introductory Dynamic Macroeconomics",
http://folk.uio.no/rnymoen/ECON3410_IDM10aug08.pdf, lastet ned 1/3-2010.

OECD (2008): "Economic survey of Japan 2008: Executive summary",
http://www.oecd.org/document/24/0,3343,en_2649_33733_40361432_1_1_1_1,00.html,
lastet ned 1/3-2010.

Romer, David (2000): "Keynesian Macroeconomics without the LM Curve", *Journal of Economic Perspectives*, Volume 14, No. 2.

Stock, J.H., and Watson M.W. (2007): *Introduction to Econometrics*, 2nd ed. Pearson Education, Inc.

Sørensen, P.B., og H.J. Whitta-Jacobsen (2005): *Introducing Advanced Macroeconomics: Growth & Business Cycles*, McGraw-Hill Education.

Ueda, Kazuo (2001): "Japan's Liquidity Trap and Monetary Policy",
<http://www.boj.or.jp/en/type/press/koen/ko0112a.htm>, lastet ned 1/2-2010.

Ueda, Kazuo (2009): "Non-Traditional Monetary Policies: G7 Central Banks during 2007-2009 and the Bank of Japan during 1998-2006", <http://www.e.u-tokyo.ac.jp/cirje/research/dp/2009/2009cf692.pdf>, lastet ned 1/2-2010.

Yoshida, Tomoo (1990): "On the Stability of the Japanese Money Demand Function: Estimation Results Using the Error Correction Model", *BOJ monetary and economic studies*, vol.8, No.1.

Yoshino, Naoyuki og E. Sakakibara (2002): "The Current State of the Japanese Economy and Remedies", *Asian Economic Papers* 1:110-26.

Appendiks A: Log-linearisering av IS-relasjonen

Vi har IS-relasjonen som stadfester at samlet produksjon er lik samlet etterspørsel:

$$(A1) \quad Y = C(Y - T, r, \varepsilon) + I(Y, r, \varepsilon) + G$$

hvor det antas at:

$$(A2) \quad I = I(Y, r, \varepsilon), \quad I_Y = \frac{\partial I}{\partial Y} > 0, \quad I_r = \frac{\partial I}{\partial r} < 0, \quad I_\varepsilon = \frac{\partial I}{\partial \varepsilon} > 0,$$

Private realinvesteringer øker altså med BNP og fremtidige forventninger, men avtar ved økt realrente. Videre antas:

$$(A3) \quad C = C(Y - T, r, \varepsilon), \quad 0 < C_Y = \frac{\partial C}{\partial (Y-T)} < 1, \quad C_r = \frac{\partial C}{\partial r} \leq 0, \quad C_\varepsilon = \frac{\partial C}{\partial \varepsilon} > 0,$$

Den marginale konsumtilbøyeligheten er positiv og antas å være mellom 0 og 1. En økning i realrenten har ubestemt effekt på privat konsum: substitusjonseffekten tilsier mindre konsum da økt rente gjør konsum i dag dyrere, mens inntektseffekten tilsier det motsatte fordi konsumentene får bedre råd i fremtiden gjennom høyere avkastning på sparing, og kan dermed ta seg råd til økt forbruk i dag. Privat konsum øker med fremtidige forventninger.

Total privat etterspørsel betegnes med $D=C+I$. Med et balansert statsbudsjett, noe som innebærer at $T=G$, kan (A1) uttrykkes ved:

$$(A4) \quad Y = D(Y, G, r, \varepsilon) + G$$

hvor det antas at:

$$(A5) \quad 0 < D_Y = \frac{\partial D}{\partial Y} = C_Y + I_Y < 1, \quad D_r = \frac{\partial D}{\partial r} = C_r + I_r < 0$$

Antakelsen om at D_Y er mindre enn en, sikrer at den keynesianske multiplikatoren $\tilde{m} = \frac{1}{1-D_Y}$ er positiv.

Videre får vi fra (A2), (A3) og antakelsen om $T=G$ at:

$$(A6) \quad D_G = \frac{\partial D}{\partial G} = -\frac{\partial C}{\partial(Y-T)} = -C_Y < 0, \quad D_\varepsilon = \frac{\partial D}{\partial \varepsilon} = C_\varepsilon + I_\varepsilon > 0$$

Gitt at $C_Y < 1$, vil dette bety at nettoeffekten på samlet etterspørsel av en skattefinansiert økning i G vil være positiv. For å oppsummere: total privat etterspørsel er en positiv funksjon av BNP og fremtidige forventninger, men en avtakende funksjon av realrenten og offentlige utgifter.

Vi omskriver nå (A4) slik at BNP, offentlige utgifter og parameteren for fremtidige forventninger kommer til uttrykk som deres prosentvise avvik fra trend og realrenten som dens absolutte avvik fra trend.

Økonomien antas å være i likevekt i utgangspunktet. Likevekts- eller trendverdier betegnes med strek over variablene (og parameteren). Vi betrakter så en situasjon med et lite avvik fra trend. En lineær approksimasjon av (A4) gir:

$$(A7) \quad Y - \bar{Y} = D_Y(Y - \bar{Y}) - C_Y(G - \bar{G}) + D_r(r - \bar{r}) + D_\varepsilon(\varepsilon - \bar{\varepsilon}) + G - \bar{G} \Leftrightarrow$$

$$Y - \bar{Y} = \tilde{m}(1 - C_Y)(G - \bar{G}) + \tilde{m}D_r(r - \bar{r}) + \tilde{m}D_\varepsilon(\varepsilon - \bar{\varepsilon})$$

For å få den relative endringen deler vi (A7) med likevektsverdien for BNP:

$$\frac{Y - \bar{Y}}{\bar{Y}} = \tilde{m}(1 - C_Y) \left(\frac{\bar{G}}{\bar{Y}}\right) \left(\frac{G - \bar{G}}{\bar{G}}\right) + \tilde{m} \left(\frac{D_r}{\bar{Y}}\right) (r - \bar{r}) + \tilde{m} \left(\frac{\bar{\varepsilon} D_\varepsilon}{\bar{Y}}\right) \left(\frac{\varepsilon - \bar{\varepsilon}}{\bar{\varepsilon}}\right)$$

Ved å utnytte at en endring i logaritmen av en variabel er tilnærmet lik den relative endring i vedkommende variabel, får vi:

$$(A8) \quad y - \bar{y} = \alpha_1(g - \bar{g}) - \alpha_2(r - \bar{r}) + v$$

hvor

$$y = \ln Y, \quad \bar{y} = \ln \bar{Y}, \quad g = \ln G, \quad \bar{g} = \ln \bar{G}$$

$$\alpha_1 = \tilde{m}(1 - C_Y) \left(\frac{\bar{G}}{\bar{Y}} \right), \quad \alpha_2 = -\tilde{m} \left(\frac{D_r}{\bar{Y}} \right), \quad v = \tilde{m} \left(\frac{\bar{\varepsilon} D_\varepsilon}{\bar{Y}} \right) (\ln \varepsilon - \ln \bar{\varepsilon})$$

Appendiks B:

Beregning av standardavvikene til langtidsparemetrene i (21)

Vi tar utgangspunkt i en følgende ADL-modell:

$$(A1) \quad y_t = \beta_1 + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 x_t + \beta_4 x_{t-1} + e_t$$

Denne kan reparametriseres til:

$$(A2) \quad \Delta y_t = \beta_1 + (\beta_2 - 1)y_{t-1} + \beta_3 \Delta x_t + (\beta_3 + \beta_4)x_{t-1} + e_t \\ = \beta_1 + \alpha y_{t-1} + \beta_3 \Delta x_t + \gamma x_{t-1} + e_t \quad \text{hvor } \alpha = (\beta_2 - 1) \text{ og } \gamma = (\beta_3 + \beta_4)$$

Langtidseffekten av endring i forklaringsvariabelen er gitt ved:

$$(A3) \quad B_1 = \frac{\beta_3 + \beta_4}{1 - \beta_2} = \frac{\gamma}{-\alpha}$$

For å finne standardavviket til B_1 , brukes formelen i Bårdsen (1989) gitt ved:

$$(A4) \quad \widehat{Var}[B_1] \approx \left(\frac{1}{-\hat{\alpha}}\right)^2 \widehat{Var}(\hat{\gamma}) + \left(\frac{\hat{\gamma}}{(-\hat{\alpha})^2}\right)^2 \widehat{Var}(\hat{\alpha}) + 2\left(\frac{1}{-\hat{\alpha}}\right)\left(\frac{\hat{\gamma}}{(-\hat{\alpha})^2}\right) \widehat{Cov}(\hat{\gamma}, \hat{\alpha})$$

I oppgaven er langtidskoeffisienten til y gitt ved $\frac{\hat{\rho} - \hat{\theta}}{-\hat{\theta}}$. Variansen til denne kan en nå finne ved å bruke formelen gitt ved (A4):

$$\widehat{Var}[B_1] \approx \left(\frac{1}{-\hat{\theta}}\right)^2 \widehat{Var}(\hat{\rho} - \hat{\theta}) + \left(\frac{\hat{\rho} - \hat{\theta}}{(-\hat{\theta})^2}\right)^2 \widehat{Var}(\hat{\theta}) + 2\left(\frac{1}{-\hat{\theta}}\right)\left(\frac{\hat{\rho} - \hat{\theta}}{(-\hat{\theta})^2}\right) \widehat{Cov}(\hat{\rho} - \hat{\theta}, \hat{\theta})$$

hvor vi husker at:

$$var(\hat{\rho} - \hat{\theta}) = var(\hat{\rho}) - 2cov(\hat{\rho}, \hat{\theta}) + var(\hat{\theta})$$

$$cov(\hat{\rho} - \hat{\theta}, \hat{\theta}) = cov(\hat{\rho}, \hat{\theta}) - cov(\hat{\theta}, \hat{\theta}) = cov(\hat{\rho}, \hat{\theta}) - var(\hat{\theta})$$

Kovariansmatrisen til de estimerte koeffisientene er gitt i Appendiks C.

Dette gir:

$$\left(\frac{1}{0,0113449}\right)^2 * [0,01555^2 - 2 * (-0,000017033) + 0,004284^2] + \left(\frac{-0,0250482 - (-0,0113449)}{0,0113449^2}\right)^2 \\ * (0,004284)^2 + 2 * \left(\frac{1}{0,0113449}\right) * \left(\frac{-0,0250482 - (-0,0113449)}{0,0113449^2}\right) \\ * (-0,000017033 - 0,004284^2) = 3,15819228$$

Standardavviket er da: $\sqrt{3,15819228} = 1,77713035$

Langtidskoeffisienten til sr er gitt ved $\frac{\gamma}{-\theta}$. Variansen og standardavviket er gitt ved:

$$\begin{aligned} & \left(\frac{1}{0,0113449}\right)^2 * 0,0006325^2 + \left(\frac{0,000424627}{0,0113449^2}\right)^2 * 0,004284^2 + 2 * \left(\frac{1}{0,0113449}\right) * \left(\frac{0,000424627}{0,0113449^2}\right) \\ & * 0,00000066601 = 0,0036954 \\ & \sqrt{0,0036954} = 0,0607898 \end{aligned}$$

Langtidskoeffisienten til lr er gitt ved $\frac{\mu_{11}}{-\theta}$. Variansen og standardavviket er gitt ved:

$$\begin{aligned} & \left(\frac{1}{0,0113449}\right)^2 * 0,001341^2 + \left(\frac{-0,00521234}{0,0113449^2}\right)^2 * 0,004284^2 + 2 * \left(\frac{1}{0,0113449}\right) * \left(\frac{-0,00521234}{0,0113449^2}\right) \\ & * 0,00000086474 = 0,03789788 \\ & \sqrt{0,03789788} = 0,19467378 \end{aligned}$$

Langtidskoeffisienten til ak er gitt ved $\frac{\mu_{12}}{-\theta}$. Variansen og standardavviket er gitt ved:

$$\begin{aligned} & \left(\frac{1}{0,0113449}\right)^2 * 0,002532^2 + \left(\frac{0,00529006}{0,0113449^2}\right)^2 * 0,004284^2 + 2 * \left(\frac{1}{0,0113449}\right) * \left(\frac{0,00529006}{0,0113449^2}\right) \\ & * 0,0000015345 = 0,09193381 \\ & \sqrt{0,09193381} = 0,30320588 \end{aligned}$$

Appendiks C:

Kovariansmatrise av de estimerte koeffisientene i (19)⁶⁵

	Dm2_1	Constant	Dp	Dp_1	Dak
Dm2_1	0.0058804	3.2685e-005	-0.00077841	0.00044325	3.2676e-005
Constant	3.2685e-005	0.017404	0.0022282	0.0015357	8.1835e-005
Dp	-0.00077841	0.0022282	0.0041898	0.0014105	2.0636e-006
Dp_1	0.00044325	0.0015357	0.0014105	0.0035767	4.5963e-005
Dak	3.2676e-005	8.1835e-005	2.0636e-006	4.5963e-005	1.7463e-005
Dak_1	-3.2946e-006	-0.00021423	-4.0063e-005	-4.7915e-005	-7.0625e-006
Dsr	-4.0716e-005	0.00035276	2.0410e-005	3.0228e-006	1.7760e-006
y_1	1.9368e-005	-0.0019999	-0.00026960	-0.00018039	-9.3650e-006
ak_1	-2.5078e-005	0.00021710	1.7917e-005	5.7633e-006	2.7359e-006
dumm1991*Dsr	4.9094e-005	-0.00041653	-3.6142e-005	-1.4976e-005	-1.4173e-006
dumm1999*Dsr	5.4214e-005	-0.00035807	-3.0480e-005	-7.6072e-006	-3.7464e-006
sr_1	-4.6686e-007	-1.2933e-005	-6.1174e-006	-6.1401e-006	-1.0829e-007
lr_1	1.5619e-005	-3.1261e-005	-1.6089e-005	-7.7323e-006	1.9960e-007
m2p-y_1	3.4740e-005	0.00025759	4.9847e-006	1.0311e-005	2.7475e-006
step1990	0.00010705	0.00031670	1.9961e-005	3.3989e-005	3.1105e-006
I:1989 (2)	3.3293e-005	-1.7287e-005	-6.3248e-005	1.7818e-005	4.6508e-007
I:1993 (2)	3.2607e-005	6.0915e-005	-1.8252e-005	2.1265e-006	-2.7130e-006
	Dak_1	Dsr	y_1	ak_1	dumm1991*Dsr
Dm2_1	-3.2946e-006	-4.0716e-005	1.9368e-005	-2.5078e-005	4.9094e-005
Constant	-0.00021423	0.00035276	-0.0019999	0.00021710	-0.00041653
Dp	-4.0063e-005	2.0410e-005	-0.00026960	1.7917e-005	-3.6142e-005
Dp_1	-4.7915e-005	3.0228e-006	-0.00018039	5.7633e-006	-1.4976e-005
Dak	-7.0625e-006	1.7760e-006	-9.3650e-006	2.7359e-006	-1.4173e-006
Dak_1	1.7847e-005	-2.7740e-006	2.8541e-005	-5.0855e-006	3.0007e-006
Dsr	-2.7740e-006	5.2552e-005	-4.3616e-005	5.9907e-007	-5.1942e-005
y_1	2.8541e-005	-4.3616e-005	0.00024179	-2.8306e-005	5.0343e-005
ak_1	-5.0855e-006	5.9907e-007	-2.8306e-005	6.4096e-006	-1.9926e-006
dumm1991*Dsr	3.0007e-006	-5.1942e-005	5.0343e-005	-1.9926e-006	6.1607e-005
dumm1999*Dsr	3.7500e-006	-5.2227e-005	4.4616e-005	-1.2586e-006	5.1749e-005
sr_1	8.6022e-007	-1.6044e-007	2.4231e-006	-4.7503e-007	3.7314e-007
lr_1	2.5171e-007	-6.5510e-007	4.6942e-006	-9.1031e-007	1.1487e-006
m2p-y_1	-5.2878e-008	-1.3871e-006	-1.7033e-005	1.5345e-006	-5.6808e-007
step1990	-4.4082e-006	6.5531e-006	-3.8757e-005	4.2896e-006	-6.4426e-006
I:1989 (2)	-7.3274e-007	-1.0429e-005	2.5999e-006	1.3356e-007	1.0496e-005
I:1993 (2)	-2.6239e-007	-3.9136e-007	-6.9093e-006	1.0534e-006	-9.0918e-007
	dumm1999*Dsr	sr_1	lr_1	m2p-y_1	step1990
Dm2_1	5.4214e-005	-4.6686e-007	1.5619e-005	3.4740e-005	0.00010705
Constant	-0.00035807	-1.2933e-005	-3.1261e-005	0.00025759	0.00031670
Dp	-3.0480e-005	-6.1174e-006	-1.6089e-005	4.9847e-006	1.9961e-005
Dp_1	-7.6072e-006	-6.1401e-006	-7.7323e-006	1.0311e-005	3.3989e-005
Dak	-3.7464e-006	-1.0829e-007	1.9960e-007	2.7475e-006	3.1105e-006
Dak_1	3.7500e-006	8.6022e-007	2.5171e-007	-5.2878e-008	-4.4082e-006
Dsr	-5.2227e-005	-1.6044e-007	-6.5510e-007	-1.3871e-006	6.5531e-006
y_1	4.4616e-005	2.4231e-006	4.6942e-006	-1.7033e-005	-3.8757e-005
ak_1	-1.2586e-006	-4.7503e-007	-9.1031e-007	1.5345e-006	4.2896e-006
dumm1991*Dsr	5.1749e-005	3.7314e-007	1.1487e-006	-5.6808e-007	-6.4426e-006
dumm1999*Dsr	5.4333e-005	4.3068e-007	2.5202e-007	1.3415e-006	-6.5747e-006
sr_1	4.3068e-007	4.0010e-007	-4.6371e-007	6.6601e-007	-3.6961e-007
lr_1	2.5202e-007	-4.6371e-007	1.7980e-006	8.6474e-007	-2.2144e-007
m2p-y_1	1.3415e-006	6.6601e-007	8.6474e-007	1.8356e-005	2.5800e-006
step1990	-6.5747e-006	-3.6961e-007	-2.2144e-007	2.5800e-006	9.4008e-006
I:1989 (2)	1.0572e-005	3.8928e-008	2.8351e-007	9.7316e-007	7.3825e-007
I:1993 (2)	7.6957e-007	-1.5227e-007	-2.3130e-007	1.2669e-006	1.0758e-006
	I:1989 (2)	I:1993 (2)			
Dm2_1	3.3293e-005	3.2607e-005			

⁶⁵ Beregnet i PcGive.

Constant	-1.7287e-005	6.0915e-005
Dp	-6.3248e-005	-1.8252e-005
Dp_1	1.7818e-005	2.1265e-006
Dak	4.6508e-007	-2.7130e-006
Dak_1	-7.3274e-007	-2.6239e-007
Dsr	-1.0429e-005	-3.9136e-007
y_1	2.5999e-006	-6.9093e-006
ak_1	1.3356e-007	1.0534e-006
dumm1991*Dsr	1.0496e-005	-9.0918e-007
dumm1999*Dsr	1.0572e-005	7.6957e-007
sr_1	3.8928e-008	-1.5227e-007
lr_1	2.8351e-007	-2.3130e-007
m2p-y_1	9.7316e-007	1.2669e-006
step1990	7.3825e-007	1.0758e-006
I:1989 (2)	1.3107e-005	6.2974e-007
I:1993 (2)	6.2974e-007	1.0385e-005