

# Förmögenhet och konsumtion

Hur konsumtionen påverkas av förändringar i hushållens förmögenheter

Författare: Dag Hermansson

Handledare: Klas Fregert

## ***Abstract***

*The foundation of this study is a dynamic model, describing wealth effects on aggregate consumption in Sweden based on annual data 1980-2008. The dynamic model is conducted with reference to the life-cycle hypothesis, and results in a short-term as well as a long-term relationship between the examined variables. In general, its method is a conventional cointegration study, where the long term relationship is pictured with an error correction model. The error correction model includes variables for disposable income, net financial assets and net housing assets. In opposition to conventional cointegration studies, the general equation is estimated in one step (Banerjee et al), compared to Engle-Granger's acknowledged two step method.*

*Results obtained from this study are ambivalent and no strong conclusions are made regarding the examined relationships. Based on the method and processes used, other starting-points are exemplified for future research.*

## **Sammanfattning**

Denna ekonometriska studie ämnar beskriva förmögenhetseffekter gentemot konsumtionen. Utgångspunkten för att beskriva denna relation har varit en konsumtionsfunktion baserad på livscykelhypotesen. En dynamisk modell upprättas där ett kortsiktssamband beskrivs med ett antal olika variabler och ett långsiktssamband med hjälp av en felkorrigeringsmodell. Felkorrigeringsmodellen inkluderar variabler för hushållens inkomster och förmögenheter, konsekvent med vad som åberopas från livscykelhypotesteorin. De data som använts är årsdata för perioden 1980-2008.

Studiens resultat är otydliga och inga starka slutsatser dras angående de förhållanden som undersökts. Utifrån den metod och process som använts föreslås att andra utgångspunkter bör tas för framtida forskning.

# Innehåll

1. Introduktion.....	5
2. Bakgrund och tidigare forskning.....	6
3. Teori .....	9
3.1. Huvudteorier.....	9
3.1.1. Permanent inkomst.....	9
3.1.2. Livscykelhypotesen.....	9
3.2. Andra teorier .....	10
3.2.1. Random walk-teorin om konsumtion.....	10
4. Modell .....	12
4.1.1. Konsumtionsfunktionen .....	12
5. Data .....	15
5.1.1. Konsumtionsstudier och data .....	15
5.1.2. Konsumtion .....	15
5.1.3. Disponibel inkomst .....	16
5.1.4. Finansiell nettoförmögenhet.....	17
5.1.5. Nettohusförmögenhet .....	17
5.1.6. Relativ bostadsprisförändring .....	18
5.1.7. Arbetslöshet.....	19
5.1.8. Dummy-variabel.....	19
5.1.9. Relativ prisförändring av finansiella tillgångar.....	20
6. Ekonometrisk metod .....	21
6.1. Ekonometriska begrepp.....	21
6.1.1. Stationära och icke-stationära variabler .....	21
6.1.2. Kointegration.....	21
6.2. Enhetsrottest.....	22
6.3. Ekonometrisk modell .....	24
6.3.1. Långsiktsförhållande och restriktion.....	24
6.3.2. Beräkning av långsiktsförhållandet.....	25
6.3.3. Den generella modellen.....	26
7. Resultat.....	27
7.1. Skattningsresultat och utvidgning av den generella modellen .....	27
7.2. Kointegrationstest och långsiktsresultat.....	29
8. Diskussion .....	31
8.1. Kort sikt.....	31
8.2. Lång sikt.....	32

8.3. Urvalsundersökningar .....	34
9. Slutsats .....	35
10. Framtida forskning .....	36
11. Källor.....	37

# 1. Introduktion

Individens konsumtionsbenägenhet bestäms, med en enkel beskrivning, av deras möjligheter att konsumera. Dessa möjligheter att konsumera utgörs av inkomster idag eller i framtiden. Hur individer väljer att disponera sina inkomster åt konsumtion över tiden i Sverige är vad denna uppsats skall försöka beskriva.

Utgångspunkten för individers konsumtion över tiden har varit livscykelhypotesen, som förklarar hur individer inkorporerar sitt livs konsumtion som en funktion av sitt livs inkomster. I tidig ålder lånar man till konsumtion. I livets mittskede når man ett överskott, som man använder till att återbetala lånen och lägga ett sparande. Detta sparande används sedan till konsumtion under äldre dagar.<sup>1</sup>

Livscykelhypotesen får antas vara representativ för den aggregerade befolkningen i Sverige, även om många av de intertemporala transfereringarna sker genom statliga instanser, såsom studiemedelsnämnden, pensionsmyndigheten med mera. I det långsiktiga samband som livscykelhypotesen förklarar spenderar också den aggregerade befolkningen hela sin inkomst under sin livstid. Därför är det möjligt att redan nu dra slutsatsen att på riktigt lång sikt kommer konsumtionen att vara lika med den disponibla inkomsten. Men vad händer på vägen mot detta långsiktiga samband? Vilka faktorer påverkar konsumtionens riktning på kort- och medellång<sup>2</sup> sikt?

Uppsatsens mål har varit att undersöka hur förändringar i hushållens förmögenheter påverkar konsumtionen under dessa tidsperspektiv. Hushållens förmögenheter påverkas i konsumtionsfunktionen dels endogent, genom till exempel sparande, men också exogent genom värdeförändringar. Prisfluktuationer på värdepappers- och bostadsmarknaden bör därför också orsaka effekter för hushållens konsumtion. Effekternas dynamik ägnas särskild uppmärksamhet och variabler kategoriseras för att bäst beskriva relevant tidsperspektiv. Studien ämnar också bidra med en utvärdering av redan existerande forskning och ge en tydligare översikt om skillnader samt eventuella frågetecken. Forskningen som presenterats tidigare ger mycket skilda resultat, men använder även mycket olika metoder. Denna studie utgår från en ekonometrisk metod där sambanden utvärderas på aggregerad nivå, med ett kortsiktssamband och ett långsiktssamband. Detta långsiktssamband kan sägas representera jämvikten på medellång sikt, som beskrevs i föregående stycke. Med andra ord uppmäts på lång sikt ett kointegrationssamband mellan den beroende och de förklarande variablerna. Studien granskar därmed grundligt denna metod och dess tidigare resultat, men tar även hänsyn till forskning där andra metoder har använts. Den konkreta metodik som används är att en utvald studie replikeras. Studien är därefter tänkt att ligga till grund för den fortsatta analys som krävs för att nå uppsatsens mål.

Till att börja med presenteras bakgrund och ett urval av tidigare forskning. Därefter redovisas, i avsnitt 3, de teorier som ligger till grund för studien och i avsnitt 4 ges en översiktlig bild av den modell som använts. Avsnitt 5 beskriver de data som inkluderats i modellen och avsnitt 6 förklarar i detalj den ekonometriska metod som använts för att specificera samt testa en konkret modell. Studiens resultat redovisas i avsnitt 7, diskuteras i avsnitt 8 och dras slutsatser kring avsnitt 9. Till sist ges förslag på framtida forskning, i avsnitt 10.

---

<sup>1</sup> M. Burda & C. Wyplosz (2005), *Macroeconomics – A European Text*, Oxford University Press, s 127-137.

<sup>2</sup> Medellång sikt är i detta avseende det tidsperspektiv som i resterande del av denna studie, i kointegrationssamband, kommer att benämnas som långsiktssamband, eftersom detta är konsistent med allmänt erkända begrepp inom kointegrationsstudier.

## 2. Bakgrund och tidigare forskning

Det finns sedan tidigare många studier om konsumtionsbeteendet hos individer. Under den senaste tioårsperioden har åtminstone två omfattande konsumtionsstudier av den svenska befolkningen gjorts. Dessa är Johnsson och Kaplans studie från 1999 och Jie Chens studie från 2006. Den förstnämnda har som ansats att beskriva konsumtionen i det hela, medan den andra har fokuserat på befolkningens husförmögenheter. Det är tydligt att Jie Chen har influerats av Johnsson och Kaplans studie, då variabelmått och metodrelaterade slutsatser är väldigt lika. Dessa två studier, samt ytterligare två studier som använder helt andra metoder, presenteras först sammanfattande i *Tabell 1*, för att därefter beskrivas i mer detalj.

**Tabell 1: Tidigare forskning**

Titel	Författare	År	Länder	Period	Metod	Elasticitet, inkomst	Elasticitet, finansiell förmögenhet	Elasticitet, husförmögenhet
<b>An Econometric Study of Private Consumption Expenditure in Sweden</b>	H. Johnsson & P. Kaplan	1999	Sverige	1970-1998, årlig data	Kointegrationsstudie	0,8	0,14	0,04
<b>How large is the housing wealth effect? A new approach</b>	C. D. Carroll, M. Otsuka & J. Slacalek	2006	USA	1960-2004, kvartalsdata	MPC	-	0,04-0,06	0,09-0,15
<b>Wealth Effects out of Financial and Housing Wealth: Cross Country and Age Group Comparisons</b>	E. Sierminska & Y. Takhtamanova	2007	Kanada, Finland och Italien	Frågeformulär för olika åldersgrupper och länder	OLS	-	0, 0,02 och 0,06	0,12, 0,10 och 0,13
<b>Housing Wealth and Aggregate Consumption in Sweden</b>	J. Chen	2006	Sverige	1980-2004, kvartalsdata	Kointegrationsstudie	-	-	0,06

Helena Johnsson och Peter Kaplans studie är en ekonometrisk studie av konsumtionsfunktionen baserad på livscykelhypotesen med årlig data från 1970-1998. Den försöker att hitta ett kointegrationssamband mellan relevanta förklarande variabler och konsumtion. Hendry's "general to specific" (utgå från en generell modell med många förklarande variabler, för att sedan banta ner modellen) tillämpas tillsammans med en felkorrigeringsmodell för att komma fram till rätt ekvation samt resultat. För att konfirmera det estimerade kointegrationssambandet används Johansen-proceduren.

Resultaten tas fram i elasticiteter, som beskriver hur en ökning av en krona av respektive variabel påverkar konsumtionen. På kort sikt, resulterar en 1-procents ökning av den

disponibla inkomsten i en 0,37-procents ökning av konsumtionen. För finansiella tillgångar är motsvarande 0,05 procent och för nettohusförmögenheten är denna siffra obefintlig. Mot en ej formulerad teoretisk bakgrund använder sig därför Johnsson och Kaplan istället av det relativa huspriset för att beskriva relationen mellan husförmögenhet och konsumtion på kort sikt. En 1-procentig ökning av det reala huspriset resulterar i en 0,17-procents ökning av konsumtionen. Om hushållens fastigheter stiger i värde med 10 procent, innebär detta alltså en ökning av konsumtionen med ungefär 2 procent på kort sikt. På lång sikt är relationen istället 0,80, 0,16 och 0,04. Johnsson och Kaplan kommer, med hjälp av simulering, fram till att kort sikt för deras skattade modell är de facto inom ett år, medan lång sikt är inom ett par år.

Carroll, Misuzu Otsuka och Jirka Slacaleks studie visar en alternativ metod att skatta marginell konsumtionsbenägenhet över olika tidshorisonter och beskriver problem med tidigare gjorda kointegrationsanalyser. Det är tydligt att författarna vill lyfta fram effekter från förändringar i husförmögenheten. Dessa visas också aningen större än finansiella förmögenhetseffekterna. Att dessa effekter skulle vara större än de finansiella effekterna står i motsats till de resultat som Johnsson och Kaplan kommit fram till. En bidragande faktor till de skilda resultaten kan vara de helt olika måtten som använts, samt att Carroll, Otsuka och Slacalek använder data från USA.

De intresserar sig för två olika mått, *stock wealth* och *non-stock wealth*. Det förstnämnda kan liknas med finansiell förmögenhet och det andra med nettohusförmögenhet. För *stock wealth* uppmäts ett kortsiktigt samband, det vill säga omedelbart för efterföljande kvartal, på mellan 0,008 och 0,016. På medellång sikt, som beskrivs som några år av författarna, är motsvarande värden 0,041 till 0,063. De resultat som uppmäts för *non-stock wealth* är 0,018 till 0,038, respektive 0,091 till 0,153. De intervall som angivits beskriver skillnader i mätvärden då andra förklarande variabler har inkluderats av författarna.

Eva Sierminska och Yelena Takhtamanova har gjort en omfattande komparativ studie som jämför finansiella- och husförmögenhetseffekter i Finland, Italien och Kanada samt för olika åldersgrupper. Författarna använder sig inte av en kointegrationsmetod, utan skattar elasticiteter utifrån frågeformulär upprättade av *Luxemburg Wealth Studies*<sup>3</sup>.

Resultatet av studien visar att effekter på grund av förändringar i husförmögenheter är betydligt större än för förändringar i de finansiella förmögenheterna – för alla inkluderade länder. I Kanada är effekten från förändringar av finansiella förmögenheter i stort sett negligierbar, i Finland cirka 0,02 och i Italien ungefär 0,06. Motsvarande siffror för husförmögenhetseffekter är 0,12, 0,10 och 0,13.

Jie Chens kointegrationsstudie ämnar undersöka nettohusförmögenheternas effekt på den svenska konsumtionen. Studien drar försiktiga slutsatser angående relationen mellan konsumtion och förmögenheter. Författaren förklarar att det finns ett tydligt samband, men att det kausala är svårt att dra slutsatser kring. Han förklarar att konsumtionsbeteendet snarare är slumpmässigt, det vill säga följer en *random walk*.

De konkreta resultat som presenteras är att en 1-procents ökning av husförmögenheten ger en 0,064-procents ökning av konsumtionen på kort sikt. Författaren hävdar dock att denna siffra inte skall tas i för sträng beaktning då han konkluderar att förändringar i nettohusförmögenheten på kort sikt inte nödvändigtvis är associerat med förändringar i konsumtionen. På lång sikt ser författaren dock ett samband, som rensat från

---

<sup>3</sup> Del av Luxemburg Income Studies, information finns på: <http://www.lisproject.org/>

justeringseffekter<sup>4</sup> betyder att konsumtionen ökar med 0,056 procent vid en 1-procentig ökning av nettohusförmögenheten.

---

<sup>4</sup> Författaren använder *permanent-transitory decomposition analysis* för att ta hänsyn till chocker.



## 3. Teori

### 3.1. Huvudteorier

#### 3.1.1. Permanent inkomst

Konsumenter förväntar sig generellt inte ett konstant flöde av inkomster över olika tidsperioder. Eftersom det också antas att konsumtion, precis som förmögenhet, karakteriseras av avtagande marginalnytta, strävar därför konsumenter efter att utjämna sin konsumtion över tiden. Det betyder att konsumtionen är en funktion både av dagens men också av framtidens inkomster. Teorin om permanent inkomst är nära knuten till livscykelhypotesen.<sup>5</sup>

#### 3.1.2. Livscykelhypotesen

Den teoretiska utgångspunkt som den här uppsatsen har använt, för att studera hur konsumtionen påverkas av exogena variabler, är livscykelhypotesen. Här läggs en teoretisk grund för att det finns ett samband mellan utifrån kommande effekter och individers konsumtionsbeslut. Nuvärdet av individens konsumtion stiger från en låg nivå i början av livet, för att nå sin topp vid mitten av livet och att sedan avta mot slutet av livet. Under tidiga år innebär det ett negativt nettosparande för individen, för att under livets mittskede övergå i nettosparande och avslutas med utnyttjande av det sparade kapitalet. Eftersom konsumtionskvoten på aggregerad nivå är en motsats till sparandekvoten, innebär detta också att konsumtionen relativt inkomsten är högre under livets tidiga och slutliga skeden än under livets mittperiod.

Livscykelhypotesen förklarar, precis som teorin om permanent inkomst, att konsumtionen idag är en funktion av summan av individens förväntade framtida inkomster. Dessa framtida inkomster kan utgöras av inkomst från arbete, men också från inkomster av kapital. Den aggregerade konsumtionen vid en viss tidpunkt kan därmed uttryckas som:

$$c_t = k(NV_t) \quad (1)$$

där  $c$  är konsumtionen,  $NV$  nuvärdet av befolkningens summerade inkomster från idag och i framtiden,  $k$  en koefficient som bestämmer hur stor andel av befolkningens nuvärde som används till konsumtion vid en given tidpunkt, som i sin tur benämns  $t$ .

Nuvärdet av befolkningens summerade inkomster i nuvarande period kan beskrivas som:

$$NV_0 = \sum_0^T \frac{I_{Lt}}{(1+r)^t} + \sum_0^T \frac{I_{At}}{(1+r)^t} \quad (2)$$

där tid 0 är den nuvarande perioden och  $t$  sträcker sig från 0 till befolkningens återstående livstid,  $T$ .  $I_{Lt}$  är befolkningens inkomster från arbete vid en given tidpunkt,  $I_{At}$  befolkningens inkomster från kapital vid en given tidpunkt och  $r$  befolkningens diskonteringsränta. Inkomsten av arbete är känd i period 0, men okänd för resterande perioder. Det samma gäller

---

<sup>5</sup> M. Burda & C. Wyplosz (2005), *Macroeconomics – A European Text*, Oxford University Press, s 129.

för inkomsterna av kapital. För att komma runt detta och uppnå en statistisk mätbar ekvation krävs vissa antaganden.

Om finansmarknaderna är någorlunda effektiva, bör värdet av tillgångarna i period 0 representera nuvärdet av framtidens inkomster från dessa tillgångar, det vill säga:

$$\sum_0^T \frac{I_{At}}{(1+r)^t} = F_0 \quad (3)$$

där  $F_0$  alltså är nuvärdet av befolkningens tillgångar.

Den okända inkomsttermen, det vill säga de framtida inkomsterna måste också bestämmas enligt ett antagande. Ando och Modigliani gjorde, i sin utveckling av livscykelhypotesen, tester för att komma fram till ett sådant antagande. Till att börja med antar de att det finns en genomsnittlig förväntad förvärvsinkomst. Jag betecknar den  $I_{Et}$ .

$$I_{Et} = \frac{1}{T-1} \sum_1^T \frac{I_{Lt}}{(1+r)^t} \quad (4)$$

där termen  $1/(T-1)$  ger genomsnittet av nuvärdet av de framtida förvärvsinkomsterna över  $T-1$  år. Genom att arrangera om ekvation (4) samt nyttja tidigare antagandet om befolkningens tillgångar (3), kan vi skriva om nuvärdesekvationen (2) enligt följande:

$$NV_0 = I_{L0} + (T-1)I_{Et} + F_0 \quad (5)$$

De framtida inkomsterna från arbete antas därefter endast vara en funktion av dagens inkomster, med andra ord:

$$I_{E0} = \beta I_{L0} \quad (6)$$

där  $\beta$  är den koefficient som länkar förväntade förvärvsinkomster till dagens förvärvsinkomster. Genom att kombinera ekvation (5) och (6) med ekvation (1), får vi fram en statistiskt mätbar konsumtionsfunktion:<sup>6</sup>

$$c_0 = k[1 + \beta(T-1)]I_{L0} + kF_0 \quad (7)$$

## 3.2. Andra teorier

### 3.2.1. Random walk-teorin om konsumtion

Teorin om *Random walk*-konsumtion förklarar att konsumtionen inte kan beskrivas utifrån exogena variabler, såsom inkomst eller förmögenhet. Konsumtionen följer alltså inget förutsägbart mönster som kan definieras utifrån externa faktorer, utan skall istället beskrivas uteslutande genom föregående perioders konsumtion, där alla förklarande variabler redan är inkorporerade. Med andra ord kan individers framtida nytta från konsumtion endast beskrivas som en funktion av individens aktuella konsumtionsnivå. Detta beror på att konsumtionen

<sup>6</sup> W. H Branson (1989), *Macroeconomic Theory and Policy*, Princeton University, s 253-258.

antas följa nuvärdet av individens inkomst. Implicit innebär det också att individen antas ha rationella förväntningar om dess framtida inkomster. Om dessa förväntningar är rationella måste alla skift av individens konsumtionsutgifter bero på helt slumpmässiga förändringar av de framtida inkomstförväntningarna. Konsumtionen följer därmed nödvändigtvis ett helt slumpmässigt mönster. Givet att denna teori stämmer är det alltså inte möjligt att under denna uppsats ramar finna starkare samband mellan konsumtion och andra variabler, än mellan konsumtionen idag och konsumtionen i tidigare perioder.<sup>7</sup>

---

<sup>7</sup> E. Hall (1978), "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and evidence", *Journal of Political Economy*, vol. 86 no. 6, s 971-987.

## 4. Modell

Den redan utarbetade forskning, som tidigare beskrivits i sammanfattad form, visar tydligt att det finns stora osäkerheter kring konsumtionsstudiernas resultat. Den forskning som är publicerad under de senaste fem åren tenderar att uttrycka mindre säkerhet rörande estimat och slutsatser än den tidigare. Den senare forskningen beskriver att konsumtionen i stor utsträckning sannolikt inte är associerad med till exempelvis förmögenheter. Även när resultat är signifikant uppmätta, beskrivs ofta underliggande faktorer, som anses i större omfattning påverkat konsumtionen än just den aktuella variabeln.

De resultat som trots allt är publicerade, ger naturligt, en ganska splittrad bild. Det som verkar vara en gemensam slutsats för de flesta konsumtionsstudier, är att förändringar i de förmögenheter som är relaterade till bostaden har större effekter på konsumtionen än förändringar av till exempel finansiella förmögenheter.

Johnsson och Kaplans studie från 1999 skiljer sig väsentligt från denna mall med ovan nämnda generaliseringar. De resultat som publiceras har uppmätt hög statistisk kraft och indikerar en betydligt större konsumtionseffekt av förändringar i de finansiella förmögenheterna än de som är relaterade till bostäder. En anledning kan vara att strukturerna för finansiering ser olika ut i de länder som observerats och att svenska hushåll inte har samma möjlighet att belåna sina bostäder. Oavsett om så är fallet, är denna studie ändå av speciellt intresse. I den här uppsatsen replikeras och utvärderas därför Johnsson och Kaplans ekonometriska modell. Resultaten och vägen till resultaten jämförs för att finna skillnader samt eventuella problemställningar.

### 4.1.1. Konsumtionsfunktionen

Under teori beskrevs livscykelhypotesen, där följande ekvation (7) avslutade avsnittet:

$$c_0 = k[1 + \beta(T - 1)]I_{L0} + kF_0 \quad (7)$$

och kan förenklas till;

$$c_t = k_I I_{Lt} + k_F F_t \quad (8)$$

Med andra ord innebär detta att befolkningens konsumtionsutgifter idag, bestäms av dess inkomster från arbete idag samt värdet av deras samlade tillgångar idag. Detta är sammanfallande med uppsatsens utgångspunkt, att definiera konsumtionen utifrån inkomster och förmögenheter vid en given tidpunkt. För att besvara uppsatsens frågeställning skall de underliggande faktorer som påverkar konsumtionen brytas ned och anpassas till en konsumtionsfunktion, som är relevant i detta avseende. Denna konsumtionsfunktion används sedan för att skatta konsumtionseffekter av förmögenhetsförändringar för hushållen.

De underliggande faktorer som används i denna uppsats för att beskriva konsumtionen är de disponibla inkomsterna, de finansiella nettoförmögenheterna, nettohusförmögenheterna, den relativa huspriserförändringen och arbetslösheten. Dessa faktorer liknar de Johnsson och Kaplans använt för sin studie, men med en del större skillnader. Till exempel används en annan fördelning av hushållens skulder mellan de olika förmögenhetsslagen. De inkluderar också kort ränta som en proxyvariabel för befolkningens diskonteringsränta. Att hitta en

proxyvariabel som beskriver befolkningens diskonteringsränta samt visar statistiskt signifikanta resultat har visat sig väldigt svårt. Dessutom är de förväntade ekonomisk teoretiska resultaten ambivalenta. En högre ränta till exempel, påverkar konsumtionen åt olika riktningar på samma gång. Den framtida konsumtionen blir till att börja med dyrare relativt den nuvarande. Samtidigt ger en högre ränta ett lägre konsumtionsutrymme idag, för de individer som har en nettoskuld. För den aggregerade befolkningen bör dock detta inte bidra med några större komplikationer, men bidrar sannolikt inte heller för någon utvecklad ekonomisk förståelse rörande konsumtionen. På grund av detta och med beaktande av tidigare forskningsresultat är därför försök att avbilda diskonteringsräntan helt uteslutna från denna studie.<sup>8</sup>

De tre förstnämnda variablerna har en naturlig plats i den konsumtionsrelation som är beskriven utifrån livscykelhypotesen. De två sistnämnda kan dock behöva ytterligare förklaring. Arbetslösheten är tänkt att fånga upp förväntningar om framtida inkomster. En högre arbetslöshet bör kunna sänka hushållens förväntningar om framtida inkomster samt skapa osäkerhet angående dagens inkomster, vilket genom ett högre sparande skulle ge lägre konsumtion i dagsläget. När det gäller relativ husprisförändring, förklaras inte inkludandet av denna variabel, i Johnsson och Kaplans studie i någon större utsträckning. Intuitionen bör dock vara att konsumtionen på kort sikt endast påverkas av prisförändringar för bostäder och inte till exempel bostadsbyggande, som måste vara en del av nettohusförmögenheten. Dessutom kan eventuellt den relativa prisförändringen i form av ett offentligt publicerat index verka som en förväntansbild av framtida värdeökningar av husförmögenhetsstocken, vilket i sådana fall skulle kunna påverka konsumtionen positivt.

De data som representerar ovan nämnda variabler beskrivs mer detaljerat i nästa avsnitt och beskriver även en del ändringar i hur data är framtaget, med förhoppning att bättre förklara verkliga förhållanden. En ytterligare variabel inkluderas också för att testa om relativ husprisförändring har en motsvarighet kopplad till finansiell förmögenhet. Med andra ord tas en proxyvariabel fram för att beskriva förändringar i finansiella förmögenheter på kort sikt. Legitimering av huruvida detta är statistiskt relevant att inkludera relativa prisförändringar istället för verklig förändring av nettoförmögenheterna, både när det gäller bostads- och finansiella tillgångar, redovisas i avsnitt 6.3 *Definierad ekonometrisk modell*.

Den generella konsumtionsfunktion som används för uppsatsen kan därmed kort beskrivas som:

$$RKONS = f(RDINK, RFNF, RBBV, RRPFB, RABTL, \varepsilon) \quad (9)$$

eller om den sistnämnda variabeln inkluderas;

$$RKONS = f(RDINK, RFNF, RBBV, RRPFB, RABTL, ROMXSPI, \varepsilon) \quad (10)$$

där variablerna ämnar beskriva följande:

<i>RKONS</i> ;	hushållens reala konsumtionsutgifter
<i>RDINK</i> ;	hushållens reala disponibla inkomster
<i>RFNF</i> ;	hushållens reala finansiella nettoförmögenheter
<i>RBBV</i> ;	hushållens reala nettohusförmögenheter

<sup>8</sup> H. Johnsson & P. Kaplan (1999), "An Econometric Study of Private Consumption Expenditure in Sweden", *Konjunkturinstitutet*.

RRPFB; den reala relativa prisförändringen för hushållens bostäder  
RABTL; det relativa arbetslöshetstalet  
ROMXSPI; den reala relativa prisförändringen av hushållens finansiella tillgångar

## 5. Data

### 5.1.1. Konsumtionsstudier och data

De tidigare konsumtionsstudier som gjorts visar på vitt skilda resultat och metoder. De variabler som använts för att förklara konsumtionen är dock generellt förhållandevis lika. Detta innebär däremot inte att data för de olika variablerna är lika, då stor andel av data i flertalet studier tvingats beskrivas med proxydata, det vill säga data som antas mäta given variabel, men inte förväntas representera given data exakt. Därmed uppstår ett glapp mellan den ekonomisk teori som lägger grunden för modellkonstruktionen och de data som faktiskt finns tillgängliga eller är möjliga att använda. Skilda resultat mellan olika studier kan därför utöver skillnader i ekonometrisk modell, underliggande variabler och urval också vara ett resultat av olika tolkningar av data för att beskriva de underliggande variablerna. De data som använts i denna konsumtionsstudie kommer därför att noggrant beskrivas, för att förståelsen för sambanden skall bli extra tydliga.

De förhållanden jag har försökt att beskriva baseras på ett set av data, för perioden 1980-2008, i fast fasta priser, med index 1980. Ursprungsdata är i löpande priser, som därefter deflaterats med KPI<sup>9</sup>, för att få reala värden, det vill säga fasta priser. All data är sammanställd och analyserad utifrån årliga värden.

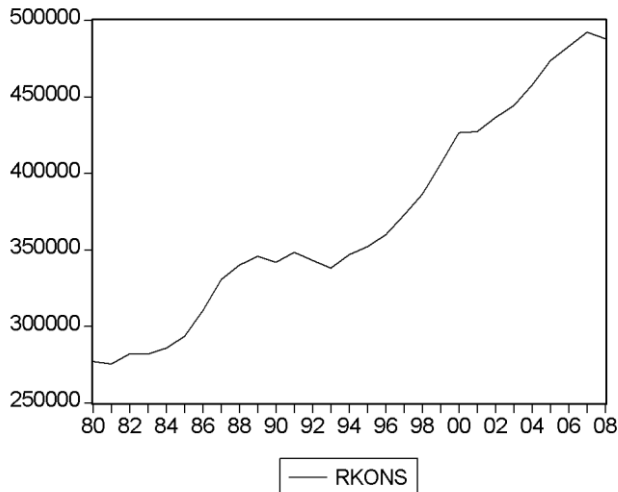
### 5.1.2. Konsumtion

De data som har använts till konsumtionsvariabeln är hushållens totala konsumtionsutgifter. I dessa innefattas allt från varaktiga till all dagliga konsumtionsvaror, där även tjänster från både offentlig och privat regi inkluderas. Flertalet tidigare studier väljer att skilja mellan olika delar av konsumtion, till exempel genom att lägga fokus på de mest känsliga varorna det vill säga de varaktiga. Poängen med att fokusera på de mer känsliga konsumtionsvarorna är att de generellt sett är de som i större utsträckning påverkar konjunkturcykler i konsumentled. En sådan studie kan därmed eventuellt ge en bättre förståelse för konsumtionsrelaterade skeden i en konjunkturcykel.

I denna studie används som sagt hushållens totala konsumtionsutgifter, vilket kan göra att effekter som påverkar konsumtionen blir aningen mer utslätade. Uppsatsens mål är dock att i första hand ge en helhetsbild över konsumtionen och dess påverkan från förändring i hushållens förmögenheter. Därmed är det motiverat att använda hela konsumtionsomfånget i genomförandet av denna studie.

---

<sup>9</sup> SCB, Priser och konsumtion, KPI, [http://www.scb.se/Pages/Product\\_\\_\\_\\_33769.aspx](http://www.scb.se/Pages/Product____33769.aspx)

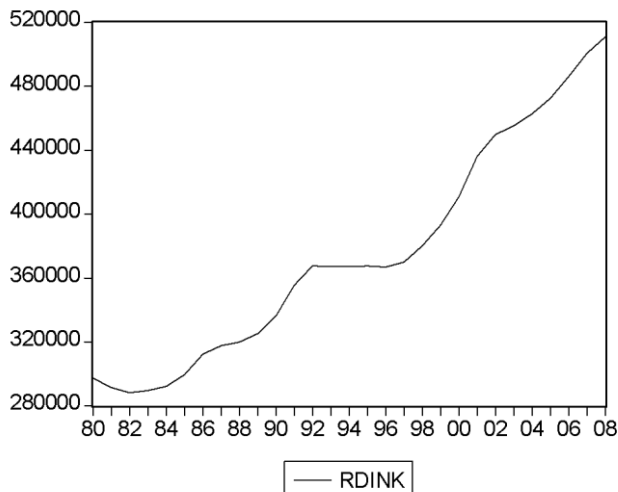


**Figur 1: Konsumtion**

(Källa: SCB; Statistikdatabasen – ”Nationalräkenskaper”)

### 5.1.3. Disponibel inkomst

Hushållens disponibla inkomster inkluderar alla dess nutida inkomster. Det kan röra sig om förvärvsinkomster, aktieutdelningar eller pensionsutbetalningar. De mätningar av disponibel inkomst som finns tillgängliga, över den period jag valt, varierar kraftigt i sina mätmetoder. Klas Göran Warginger på Konjunkturinstitutet har bistått med en generaliserad tidsserie över det svenska folkets disponibla inkomster, som skall vara jämförbar över tiden. Beräkningarna är dock ännu ej godkända eller upptagna i Konjunkturinstitutets databaser.



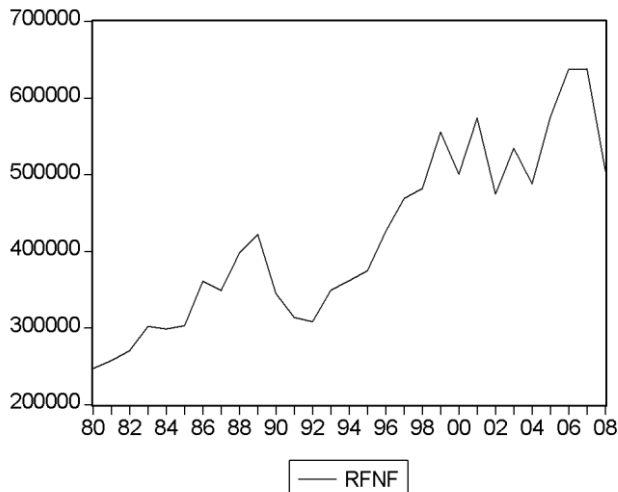
**Figur 2: Disponibel inkomst**

(Källa: Konjunkturinstitutet; ”Disponibelinkomster” från Klas Göran Warginger)



### 5.1.4. Finansiell nettoförmögenhet

Den finansiella nettoförmögenheten består av data över hushållens totala finansiella förmögenheter samt 15 procent av hushållens totala finansiella skulder. Resterande 85 procent av skulderna är hänförliga till hushållens bostadstillgångar. Dessa andelar är tagna från Riksbankens rapport om finansiell stabilitet i Sverige, där man skriver att denna fördelning varit förhållandevis jämn över tiden.<sup>10</sup>



**Figur 3: Finansiell nettoförmögenhet**

(Källa: SCB; Statistikdatabasen – ”Finansmarknad” – ”Sparbarometern”)

### 5.1.5. Nettohusförmögenhet

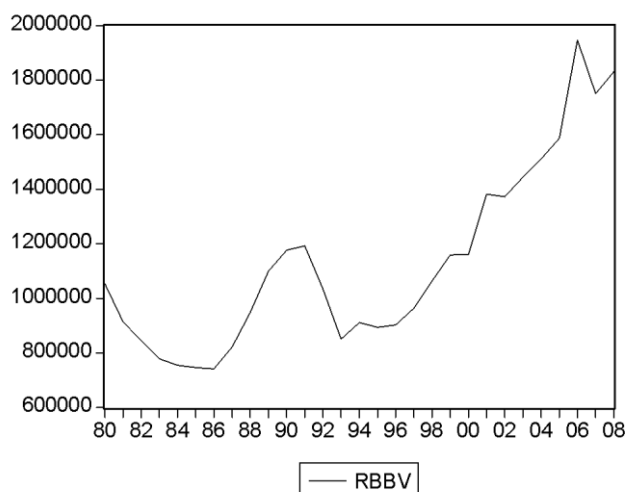
Nettohusförmögenheten, som söker att beskriva hushållens bostadstillgångar, har inte lika självklar statistisk historik som den finansiella nettoförmögenheten. En real förmögenhetssammanställning hade varit det mest önskade alternativet, där man kunde få en tydlig bild av hur nettohusförmögenheterna förhåller sig till de finansiella på ett konsekvent sätt. Detta finns tillgängligt, men tyvärr bara för åren 1999 till 2007. Därför var det nödvändigt att hitta andra mätningar för att beskriva denna variabel.

Både Johnsson och Kaplan samt Jie Chen<sup>11</sup> använder sig av bostadsbeståndets värde för att förklara nettohusförmögenheten. Därför beräknade jag den reala nettoförmögenheten genom att summera det totala bostadsbeståndet och sedan värdera detta med hjälp av ett vägt fastighetsprisindex för att nå fram till rätt aggregerad prisnivå för hela bostadsbeståndet. Med vägt fastighetsprisindex menas att hänsyn är taget till hur bostadsbeståndet är fördelat mellan olika bostadstyper. Fastighetspriserna har utvecklats olika beroende av bostadstyp och nybyggnationsfrekvensen av de olika bostadstyperna har också förändrats över tiden. När

<sup>10</sup> Riksbanken (2009), ”Finansiell stabilitet 2009:2”, s. 42

<sup>11</sup> Jie Chen (2006), ”Housing Wealth and Aggregate Consumption in Sweden”, *Uppsala university's Department of Economics*, s. 38.

värdet av det totala bostadsbeståndet är uträknat belastas denna totalsumma med 85 procent av hushållens totala finansiella skulder efter Riksbankens riktlinjer.<sup>12</sup>



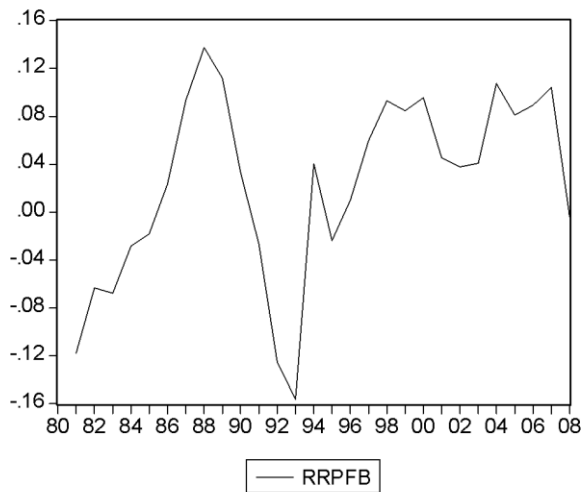
**Figur 4: Nettohusförmögenhet**

(Källa: SCB; Statistikdatabasen – ”Boende, byggande och bebyggelse” samt ”Finansmarknad” – ”Sparbarometern”)

### 5.1.6. Relativ bostadsprisförändring

Johnsson och Kaplan har utöver bostadsbeståndets värde också tagit de relativa huspriserna i beaktning. De relativa huspriserna används på kort sikt istället för bostadsbeståndets värde. Författarna är dock otydliga i sin förklaring till varför denna variabel används. Intuitionen bör emellertid vara att konsumtionen på kort sikt påverkas av prisförändringar på bostadsmarknaden och inte av det totala bostadsbeståndets värde, som också inkluderar mer långsiktiga förändringar, som till exempel byggande etcetera. Även jag valde att undersöka dessa data för jämförelser med föregående variabel. Den relativa prisförändringen är vägd på samma sätt som determinanten av värdet på bostadsbeståndet.

<sup>12</sup> Riksbanken (2009), ”Finansiell stabilitet 2009:2”, s. 42

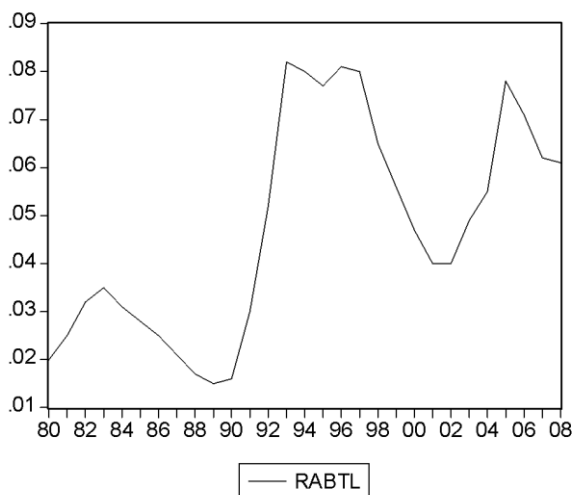


**Figur 5: Relativ bostadspriserförändring**

(Källa: SCB; Statistikdatabasen – ”Boende, byggande och bebyggelse”)

### 5.1.7. Arbetslöshet

Data för arbetslöshet är det årliga genomsnittliga arbetslöshetsstalet och är tänkt att förklara kortsiktiga inkomstförväntningar. En högre arbetslöshet bör på aggregerad nivå bidra till en högre inkomstsäkerhet och därmed också en lägre förväntad framtida inkomst.



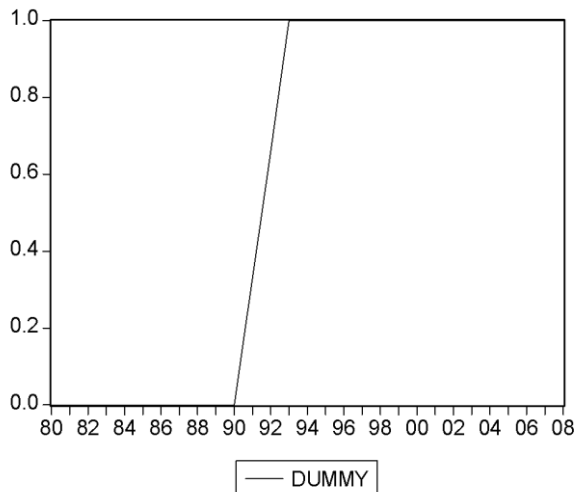
**Figur 6: Arbetslöshet**

(Källa: SCB; Statistikdatabasen – ”Arbetsmarknad” – ”Arbetskraftsundersökningar”)

### 5.1.8. Dummy-variabel

I den tidsserie som tagits fram för arbetslösheten finns ett kraftigt strukturellt brott mellan 1989 och 1992. För att ta hänsyn till detta har jag tagit fram en dummyvariabel. Den antar

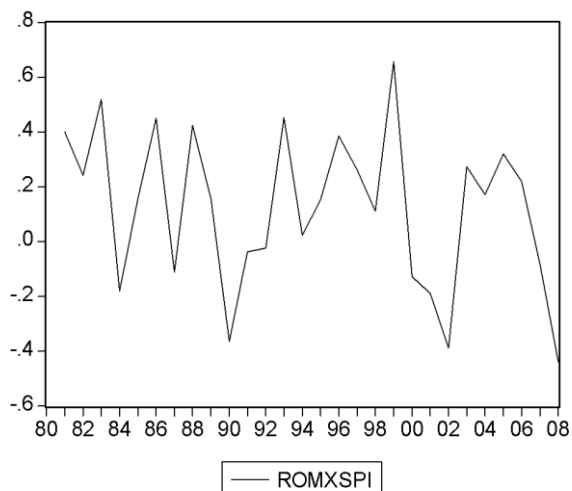
värdet 0 mellan 1980-1989, 0.33 1990, 0.66 1991 samt 1 1992 och framåt. Dummyvariabeln är ekvivalent med den dummyvariabel som Johnsson och Kaplan använder i sin studie. Dummyvariabeln är tänkt att återskapa formen av det strukturella brottet i arbetslösheten. Om denna variabel är signifikant, men inte arbetslösheten, kan slutsatsen dras att kortsiktiga fluktuationer i arbetslösheten endast har modesta effekter på hushållens konsumtion och att effekter endast kan härledas till det strukturella brottet.



**Figur 7: Dummy-variabel**

### 5.1.9. Relativ prisförändring av finansiella tillgångar

För att vara konsekvent undersöks en proxy för relativ prisförändring av finansiella tillgångar, för att kunna sättas i relation till den relativa bostadsprisförändringen. Tanken är att studera om liknande konsumtionseffekter uppmäts för denna variabel, som för den relativa bostadsprisförändringen på kort sikt. Proxy-variabeln är den relativa aktieprisförändringen och är uppmätt utifrån prisförändringarna i det breda aktieprisindexet OMXSPI och är alltså tänkt att förklara konsumtionseffekter av förändringar i finansiella tillgångar på kort sikt.



**Figur 8: Relativ aktieprisförändring**

(Källa: OMX Nordic; Index – Historiska kurser – ”OMX Stockholm\_PI”)

## 6. Ekonometrisk metod

I modellavsnittet, tidigare i uppsatsen, gavs en översiktlig bild av hur modellen för uppsatsens konsumtionsstudie utformats. Detta avsnitt, om den ekonometriska metoden, beskriver detaljerat hur en specifik modell tagits fram. Innan proceduren beskrivs, förklaras ett antal ekonometriska begrepp som det krävs förståelse om för att följa med i metoden. En väsentlig notationsanvisning bör också göras. I de fall då variabler skrivs med små bokstäver avses den naturliga logaritmen av given variabel.

### 6.1. Ekonometriska begrepp

#### 6.1.1. Stationära och icke-stationära variabler

För att bestämma om den modell som skall estimeras bör estimeras enligt en enkel linjär regression, till exempel OLS, eller genom ett system av estimat måste de underliggande egenskaperna hos de variabler som undersöks identifieras. Modeller som innehåller icke-stationära variabler kan ofta leda till missvisande resultat, eller så kallad nonsensregression. Med nonsensregression menas att ett samband mäts som kanske visar på statistisk signifikans, på grund av en trendmässig korrelation snarare än ett verkligt kausalt förhållande.

En icke-stationär variabel är en variabel som inte tenderar att återgå till sitt medelvärde. Den följer alltså någon form av förutbestämt mönster eller trend. För att uppnå stationaritet för en icke-stationär variabel, måste denna differentieras tills dess att det inte finns några signifikanta tecken av icke-stationaritet kvar.

När en variabel differentieras förloras ett visst tolkningsvärde, vilket gör att det måste sättas upp ett system för att finna samband för längre tidsperioder. Kointegrationsmetodiken är ett exempel på ett sådant system, där de differentierade, stationära, variablerna används för att mäta ett kortsiktigt samband, samtidigt som en felkorrigeringsmodell nyttjas för att mäta ett långsiktigt samband.<sup>13</sup>

#### 6.1.2. Kointegration

Om en tidsserie måste differentieras  $d$  gånger innan den blir stationär, innehåller den  $d$  enhetsroter och sägs vara integrerad av ordning  $d$ , betecknat  $I(d)$ . Generellt är en linjär kombination av två serier som är integrerade av ordning  $d$ , också  $I(d)$ , det vill säga de skattade residualerna från de båda ekvationerna är integrerade av ordning  $d$ . Om det finns faktorer som gör att integrationsordningen är lägre för dessa residualer sägs det istället att de båda serierna är kointegrerade.<sup>14</sup>

Den ekonomiska tolkningen av kointegration är att två eller flera serier är kopplade till att forma ett jämviktsförhållande, som håller på lång sikt, även om serierna enskilt innehåller trendmässiga mönster. Två icke-stationära serier kan röra sig med varandra över tiden, men

---

<sup>13</sup> R. Harris & R. Sollis (2003), *Applied Times Series Modelling and Forecasting*, John Wiley & Sons Ltd, s. 26-34

<sup>14</sup> R. Harris & R. Sollis (2003), *Applied Times Series Modelling and Forecasting*, John Wiley & Sons Ltd, s. 34-35

fortfarande uppmäta ett relevant långsiktigt samband så länge som differensen mellan dem är konstant, det vill säga stationär. Kointegrationskonceptet visar på långsiktiga förhållanden, där residualerna från de kombinerade icke-stationära serierna kan ses som ett jämviktsfel, med andra ord avståndet till jämvikt vid en given tid. Jämviktsfelet är med andra ord residualerna från, den tidigare nämnda, felkorrigeringsmodellen.<sup>15</sup>

Traditionellt sett skattas dessa enligt Engle och Grangers tvåstegsmetod. Den långsiktiga ekvationen, eller felkorrigeringsmodellen, skattas då för sig och den kortsiktiga ekvationen med de icke-stationära variablernas differenser för sig. Banerjee med flera<sup>16</sup> beskriver dock att vid små urval bör det långsiktiga sambandet skattas tillsammans med det kortsiktiga, för att uppnå bättre statistiska egenskaper. För att sedan testa kointegrations sambandet i den modell som Banerjee med flera föreslår, testas residualerna från hela regressionsekvationen, det vill säga både den kortsiktiga termen och felkorrigeringsmodellen.<sup>17</sup>

## 6.2. Enhetsrotttest

Det första steget i processen att utforma en specifik modell är att testa i vilken ordning de aktuella tidsserierna är integrerade. För att upprätta ett tolkningsmässigt relevant system, tidigare beskrivet under kointegrationsavsnittet, måste variablernas integrationsordning vara känd samt tas hänsyn till.

Den metod och de resultat som är redovisade från Johnsson och Kaplans enhetsrottstest är otydliga. Därför utvärderas dessa med Perrons femstegsprocedur<sup>18</sup>, som testar existensen av enhetsroter i tidsserier, genom en strukturerad femstegsprocess.

Den generella ekvationen för enhetsrotttesten är:

$$\Delta y_t = \mu + \Upsilon t + \Psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t$$

Perrons femstegsprocedur:

1. Test med trend och intercept i enhetsrotekvationen

$$\Delta y_t = \mu + \Upsilon t + \Psi y_{t-1} + u_t$$

$$H_0: \Psi = 0$$

$$H_1: \Psi < 0$$

2. Test av samsignifikansen mellan  $\Psi$  och  $\Upsilon$

<sup>15</sup> R. Harris & R. Sollis (2003), *Applied Times Series Modelling and Forecasting*, John Wiley & Sons Ltd, s. 34-35 och 79-84.

<sup>16</sup> Banerjee mfl (1986), "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 48 no. 3, s. 253-277.

<sup>17</sup> R. Harris & R. Sollis (2003), *Applied Times Series Modelling and Forecasting*, John Wiley & Sons Ltd, s. 34-35 och 79-84.

<sup>18</sup> R. Harris & R. Sollis (2003), *Applied Times Series Modelling and Forecasting*, John Wiley & Sons Ltd, s. 47.

$$\Delta y_t = \mu + \Upsilon t + \Psi y_{t-1} + u_t$$

$$H_0: \Upsilon = \Psi = 0$$

$$H_1: \Upsilon \neq \Psi \neq 0$$

3. Test utan trend, men med intercept i enhetsrotsekvationen

$$\Delta y_t = \mu + \Psi y_{t-1} + u_t$$

$$H_0: \Psi = 0$$

$$H_1: \Psi < 0$$

4. Test av samsignifikansen mellan  $\Psi$  och  $\mu$

$$\Delta y_t = \mu + \Psi y_{t-1} + u_t$$

$$H_0: \mu = \Psi = 0$$

$$H_1: \mu \neq \Psi \neq 0$$

5. Test utan några deterministiska komponenter i enhetsrotekvationen

$$\Delta y_t = \Psi y_{t-1} + u_t$$

$$H_0: \Psi = 0$$

$$H_1: \Psi < 0$$

Proceduren börjar med att den odifferentierade variabeln testas för att undersöka om integrationsordningen för aktuell variabel är I(0). Om nollhypotesen inte kan avfärdas under något av stegen fortsätter proceduren med att undersöka den första differensen av variabeln. Denna process fortsätter till dess att rätt integrationsordning är funnen, det vill säga när nollhypotesen avkastas i något av stegen.<sup>19</sup>

De kritiska värden som använts är de som Perron angivit<sup>20</sup> för proceduren, med antal observationer 25 och 5 % signifikansnivå. Resultaten från dessa test används, som sagt, sedan för att bestämma en specifik ekonometrisk modell.

**Tabell 2: Enhetsrotstest och dess resultat**

H0	Steg 1	Kritiskt värde	Steg 2	Kritiskt värde	Steg 3	Kritiskt värde	Steg 4	Kritiskt värde	Steg 5	Kritiskt värde	Integrationsordning
											I(1)

<sup>19</sup> Proceduren innehåller även två ytterligare steg, 2a samt 4a. Dessa var aldrig relevanta för uppsatsens variabler då inga enhetsroter konkluderades vid steg 2 eller 4. Därför är dessa två steg uteslutna ur beskrivningen för att skapa tydligare fokus på det som anses relevant. För mer information angående dessa steg eller om Perrons femstegsprocedure, se R. Harris & R. Sollis (2003), *Applied Times Series Modelling and Forecasting*, John Wiley & Sons Ltd, s. 47-48.

<sup>20</sup> R. Harris & R. Sollis (2003), *Applied Times Series Modelling and Forecasting*, John Wiley & Sons Ltd, s. 47.

<b>rkons</b>	I(0)	-2,63	-3,60	1,57	7,24	-0,92	-3,00	0,00	5,18	2,32	-1,95	
	I(1)	-3,08	-3,60	5,43	7,24	<b>-3,24</b>	<b>-3,00</b>				-1,95	
<b>rnf</b>	I(0)	-2,73	-3,60	0,99	7,24	-1,70	-3,00	1,40	5,18	1,16	-1,95	
	I(1)	<b>-5,68</b>	<b>-3,60</b>									<b>I(1)</b>
<b>rdink</b>	I(0)	-3,42	-3,60	6,23	7,24	0,44	-3,00	1,09	5,18	3,33	-1,95	
	I(1)	<b>-4,04</b>	<b>-3,60</b>									<b>I(1)</b>
<b>rbbv</b>	I(0)	-2,51	-3,60	5,01	7,24	0,08	-3,00	0,00	5,18	1,07	-1,95	
	I(1)	<b>-4,10</b>	<b>-3,60</b>									<b>I(1)</b>
<b>rrpfb</b>	I(0)	-2,46	-3,60	0,60	7,24	-2,67	-3,00	0,35	5,18	<b>-2,42</b>	<b>-1,95</b>	<b>I(0)</b>
<b>rabtl</b>	I(0)	-2,73	-3,60	1,17	7,24	-2,16	-3,00	1,02	5,18	-0,57	-1,95	
	I(1)	-2,97	-3,60	4,61	7,24	<b>-3,03</b>	<b>-3,00</b>					<b>I(1)</b>
<b>romxspi</b>	I(0)	<b>-4,77</b>	-3,60									<b>I(0)</b>

### 6.3. Ekonometrisk modell

Eftersom denna studie inkluderar ett förhållandevis snävt urval, används Banerjee-metoden, som kort beskrevs i avsnitt 6.1.2. *Kointegration*. Den ekonometriska modellen kommer därmed att bestå av en enda ekvation, där både det kortsiktiga och långsiktiga förhållandet inkluderas. Kointegrations sambandet testas sedan med residualerna från hela ekvationen.

#### 6.3.1. Långsiktigsförhållande och restriktion

Det långsiktiga förhållandet beskrivs utifrån de variabler implicerade i livscykelhypotesekvationen (8), från avsnitt 4.1.1 *Konsumtionsfunktionen*. Dessa är nivåerna för nettohusförmögenhet, finansiell nettoförmögenhet och disponibel inkomst. Det långsiktiga förhållandet kan konkret alltså beskrivas som:

$$rkons = \delta_1 rdink + \delta_2 rfnf + \delta_3 rbbv \quad (11)$$

där  $\delta_i$  är motsvarande elasticiteter för respektive variabel som påverkar konsumtionen.

På kort sikt kan konsumtionen avvika från det långsiktiga förhållandet, eftersom det kan ta tid för hushållen att anpassa sig till förändringar i någon av bestämningsfaktorerna. Denna avvikelse försvinner på lång sikt. Skillnaden mellan kort och lång sikt representeras i den ekonometriska modellen av en felkorrigerings-term.

I de ekvationer jag senare beskriver tar denna följande uttryck:



$$EC = -\alpha_i \left[ \ln \left( \frac{RKONS_{t-1}}{RDINK_{t-1}} \right) - \beta_1 \ln \left( \frac{RFNF_{t-1}}{RDINK_{t-1}} \right) - \beta_2 \ln \left( \frac{RBBV_{t-1}}{RDINK_{t-1}} \right) \right]$$

Utvecklad blir formen alternativt;

$$EC = -\alpha_i \ln \left( \frac{RKONS_{t-1}}{RDINK_{t-1}} \right) + \alpha_i \beta_1 \ln \left( \frac{RFNF_{t-1}}{RDINK_{t-1}} \right) + \alpha_i \beta_2 \ln \left( \frac{RBBV_{t-1}}{RDINK_{t-1}} \right)$$

De skattade koefficienterna från den långsiktiga delen av modellen, motsvaras alltså av  $\alpha_i$ ,  $\alpha_i \beta_1$  och  $\alpha_i \beta_2$  (subordningen av  $\alpha$  är benämnd  $i$  då ordningen är olika beroende av vilken generell modell som använts). För att få fram de elasticiteter som beskriver förhållandet på lång sikt krävs att  $\beta_1$  och  $\beta_2$  beräknas. Dessa termer beskriver elasticitetsförhållandet mellan finansiell nettoförmögenhet respektive nettohusförmögenhet och konsumtion.

Anledningen till att felkorrigerings termen ser ut som den gör, beror på att den är konstruerad med en restriktion för att långsiktigsförhållandet skall vara anpassat till livscykelteorin. Restriktionen får innebörden att konsumtionen aldrig överstiger eller understiger de totala livsinkomsterna för det observerade urvalet. I nästa avsnitt härleds systematiken för restriktionen, för att nå fram till det mer lättöverskådliga, långsiktigsförhållande (12) som använts vid denna studie.

### 6.3.2. Beräkning av långsiktigsförhållandet

Genom att sätta felkorrigerings termen, EC, till noll, kan jämviktsförhållandet beräknas. Långsiktigsförhållandet ges, som tidigare nämnt, av ekvation (12). Härledning för att nå fram till denna ekvation presenteras nedan:

$$0 = -\alpha_i \ln \left( \frac{RKONS_{t-1}}{RDINK_{t-1}} \right) + \alpha_i \beta_1 \ln \left( \frac{RFNF_{t-1}}{RDINK_{t-1}} \right) + \alpha_i \beta_2 \ln \left( \frac{RBBV_{t-1}}{RDINK_{t-1}} \right)$$

$$\Leftrightarrow$$

$$\alpha_i \ln \left( \frac{RKONS_{t-1}}{RDINK_{t-1}} \right) = \alpha_i \beta_1 \ln \left( \frac{RFNF_{t-1}}{RDINK_{t-1}} \right) + \alpha_i \beta_2 \ln \left( \frac{RBBV_{t-1}}{RDINK_{t-1}} \right)$$

$$\Leftrightarrow$$

$$\alpha_i [\ln(RKONS_{t-1}) - \ln(RDINK_{t-1})] = \alpha_i \beta_1 [\ln(RFNF_{t-1}) - \ln(RDINK_{t-1})] + \alpha_i \beta_2 [\ln(RBBV_{t-1}) - \ln(RDINK_{t-1})]$$

$$\Leftrightarrow$$

$$\ln(RKONS_{t-1}) - \ln(RDINK_{t-1}) = \beta_1 [\ln(RFNF_{t-1}) - \ln(RDINK_{t-1})] + \beta_2 [\ln(RBBV_{t-1}) - \ln(RDINK_{t-1})]$$

$$\Leftrightarrow$$

$$\ln(RKONS_{t-1}) = \ln(RDINK_{t-1}) + \beta_1[\ln(RFNF_{t-1}) - \ln(RDINK_{t-1})] + \beta_2[\ln(RBBV_{t-1}) - \ln(RDINK_{t-1})]$$

$\Leftrightarrow$

$$\ln(RKONS_{t-1}) = \ln(RDINK_{t-1}) + \beta_1 \ln(RFNF_{t-1}) - \beta_1 \ln(RDINK_{t-1}) + \beta_2 \ln(RBBV_{t-1}) - \beta_2 \ln(RDINK_{t-1})$$

$\Leftrightarrow$

$$rkons_t = (1 - \beta_1 - \beta_2)rdink_t + \beta_1 rfnf_t + \beta_2 rbbv_t \quad (12)$$

där koefficienten  $(1 - \beta_1 - \beta_2)$  framför  $rdink_t$  är elasticiteten förknippad med disponibel inkomst,  $\beta_1$  elasticiteten för finansiell nettoförmögenhet och  $\beta_2$  elasticiteten för nettohusförmögenhet. Långsiktsförhållandets restriktion, som tidigare beskrivits, utkristalliseras tydligt. Konsumtionen måste vara lika med ett och summan av dess förklarande variabler likaså. Det är alltså ekvation (12) som precist beskriver långsiktsförhållandet i denna studie. Ekvation (11) beskriver alltså det generella långsiktsförhållande som gäller för denna modell, men utan restriktion.

### 6.3.3. Den generella modellen

Enhetsrotstesten antyder att variablerna som skall beskriva konsumtion, finansiell nettoförmögenhet, disponibel inkomst, nettohusförmögenhet och arbetslöshet är integrerade i första ordningen. För att undvika nonsensresultat i regressionsmodellen skall därför första differensen av dessa variabler inkluderas i den kortsiktiga delen av ekvationen. De variabler som beskriver den relativa hus- och aktieprisförändringen är integrerade i ordning noll och inkluderas därför i sin ursprungsform.

För att komma fram till en modell som så väl som möjligt beskriver konsumtionen estimeras en till att börja med en bred modell, med många parametrar. Därefter plockas icke signifikanta variabler successivt bort till dess att en lämplig modell hittas. Den breda modellen är följande:

$$\begin{aligned} \Delta rkons_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta rkons_{t-1} + \alpha_2 \Delta rdink_t + \alpha_3 \Delta rdink_{t-1} + \alpha_4 \Delta rfnf_t + \alpha_5 \Delta rfnf_{t-1} \\ & + \alpha_6 RRPFB_t + \alpha_7 RRPFB_{t-1} - \alpha_8 \Delta RABTL_t - \alpha_9 \Delta RABTL_{t-1} \\ & - \alpha_{10} [\ln(RKONS_{t-1}/RDINK_{t-1}) - \beta_1 \ln(RFNF_{t-1}/RDINK_{t-1}) \\ & - \beta_2 \ln(RBBV_{t-1}/RDINK_{t-1})] \quad (13) \end{aligned}$$

De tecken som är utskrivna är de som förväntas från skattningsresultaten. De första tio termerna ( $\alpha_0 - \alpha_9$ ) beskriver det kortsiktiga förhållandet. Små bokstäver symboliserar, som tidigare nämnt, den naturliga logaritmen av given variabel och delta står för första differensen. Stora bokstäver beskriver alltså nivåer för given variabel. Den sista hakparentesen är den så kallade felkorrigeringstermen, där  $\alpha_{10}$  är justeringskoefficienten. Justeringskoefficienten ger en indikation om hur lång tid anpassningen mot den långsiktiga jämvikten tar.

## 7. Resultat

### 7.1. Skattningsresultat och utvidgning av den generella modellen

Den generella modell som är specificerad i ekvation (13), skiljer sig en del från den som används i Johnsson och Kaplans studie. Jag kommer fram till att variabeln som beskriver arbetslöshet är integrerad i första ordningen, jämfört med Johnsson och Kaplan som konkluderar integration av ordning noll. Detta betyder att  $RABTL$  istället inkluderas i modellen i sin differentierade form. Det innebär också att  $DUMMY$ -variabeln, som Johnsson och Kaplan använder, inte längre representerar arbetslösheten på önskat vis. Därför utesluts då denna variabel ur modellen.

Den relativa husprisförändringen skattas också separat, i Johnsson och Kaplans studie, för kortsiktsförhållandet tillsammans med bostadsbeståndet och hushållens skulder, men ingen statistisk signifikans hittas för de två sistnämnda variablerna. För att undersöka hur denna relation förhåller sig i modellen ovan (13), skattas även värdet av nettohusförmögenheterna i den kortsiktiga delen av samma ekvation. Variabeln för nettohusförmögenhet visar då betydligt svagare statistisk signifikans än den relativa husprisförändringen och utesluts därför ur modellspecifikationen (13).

Johnsson och Kaplan ser också ett samband i att  $RRPFB_t$  och  $RRPFB_{t-1}$  påverkar konsumtionen i motsatt riktning, men i lika stor grad. De testar hypotesen om att de båda variablerna är av samma storlek, men av motsatt tecken och finner att så är fallet. Istället tas då första differensen av den relativa husprisförändringen in i modellen. Detta resultat hittas inte för de modellspecifikationer jag kommer fram till.

De skillnader, ovan beskrivna innebär sannolikt att den bästa modellen, för att beskriva förhållandet i min studie, kommer att skilja sig väsentligt jämfört med den i Johnsson och Kaplans. Nedan presenteras skattningsresultat från fyra olika modeller. Den *första modellen* är en replikering av den Johnsson och Kaplan använt, men för min studerade tidsperiod, 1980-2008. Den *andra modellen* utgår från den generella ekvation (13) jag kommit fram till och *modell 3* (14) samt *modell 4* (15) är utvidgningar med andra variabelkonstruktioner.

**Tabell 3: Skattningsresultat**

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
$c(\alpha_0)$	-	-	-	0,040 * (2,227)
$\Delta rdink_t$	0,428 * (1,890)	0,742 ** (3,849)	0,645 ** (3,585)	0,627 ** (3,780)
$\Delta RRPFB$	0,154 * (2,389)	-	-	-
$RRPFB_t$	-	0,345 ** (6,873)	0,309 ** (6,277)	0,197 ** (3,754)
$\Delta rfnf_t$	0,083 *	-	-	-

	(2,447)			
$\Delta rfnf_{t-1}$	-	0,116 **	-	-
		(3,603)		
<b>DUMMY</b>	-0,017 *	-	-	-0,021 **
	(-1,762)			(-3,495)
$\Delta RABTL_{t-1}$	-	-1,171 **	-1,075 **	-
		(-3,871)	(-3,737)	
<b>ROMXSPI<sub>t</sub></b>	-	-	-	0,028 **
				(2,854)
<b>ROMXSPI<sub>t-1</sub></b>	-	-	0,036 **	-
			(3,734)	
$\ln(RKONS_{t-1}/RDINK_{t-1})$	-0,339	-0,282 **	-0,360 **	-0,524 **
	(-1,718)	(-2,939)	(-3,902)	(-4,362)
$\ln(RFNF_{t-1}/RDINK_{t-1})$	0,123 *	-0,178 **	-0,117 **	0,066
	(2,567)	(-4,301)	(-3,535)	(1,790)
$\ln(RBBV_{t-1}/RDINK_{t-1})$	0,004	0,008	0,003	-0,037 *
	(0,611)	(1,605)	(0,598)	(-2,327)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,60	0,76	0,76	0,81
<b>Akaike Information Criterion</b>	-5,36	-5,87	-5,90	-6,03

För Johnsson och Kaplans specifikation är fyra av sju variabler statistiskt insignifikanta på fem procents nivå. Knappt två variabler är också insignifikanta på tio procents nivå, vilket tillsammans indikerar att denna modell sannolikt inte är optimal för att beskriva det studerade förhållandet under denna tidsperiod. Därför utgår jag istället från den generella modell jag beskrivit tidigare och arbetar mig ner mot en mer specifik modell. De resultat jag då uppnår, med *modell 2*, har en högre förklaringsgrad,  $R^2$ , och ett lägre AIC-värde (Akaike Information Criterion) jämfört med föregående. AIC-värdet tar hänsyn till förklaringsgraden i förhållande till hur många parametrar som används. Det har inget ekonomisk teoretiskt tolkningsvärde, men i relativ jämförelse mellan olika modellspecifikationer är ett så lågt värde som möjligt att föredra. Resultaten från denna specifikation är dock ambivalenta utifrån den ekonomisk teori som ligger till grund för studien. Den skattade koefficienten för  $\ln(RFNF_{t-1}/RDINK_{t-1})$  är negativ, vilket innebär att långsiktigsförhållandet mellan hushållens finansiella nettoförmögenheter och konsumtionsutgifter också är negativt. Dessutom bör det noteras att endast den fördröjda variabeln för finansiell nettoförmögenhet och inte den omedelbara är signifikant på kort sikt. Skattningen för beskrivningen av långsiktigsförhållandet mellan nettohusförmögenhet och konsumtion är också fortfarande insignifikant på tio procents nivå.

De första två modellerna visar alltså inga självklara resultat. Johnsson och Kaplan undersöker i sin modell som sagt effekten av prisförändringar på bostäder på kort sikt, men de använder sig inte av någon variabel som undersöker prisförändringar av finansiella tillgångar. Det finns anledning att vara konsekvent i upprättandet av den kortsiktiga dynamiken och därför läggs även en variabel för den relativa aktieprisförändringen till. Denna är tänkt att simulera

kortsiktiga förändringar i hushållens finansiella tillgångar. Vid en generell modell där de finansiella nettoförmögenheterna skattas tillsammans med de relativa aktieprisförändringarna, visar de sistnämnda betydligt starkare statistisk signifikans än de förstnämnda. Därför exkluderas de finansiella nettoförmögenheterna i den generella modell som då blir utgångspunkt, enligt samma princip som för *modell 2*. Den generella modellspecifikationen redovisas nedan för att skapa ytterligare tydlighet:

$$\begin{aligned} \Delta rkons_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta rkons_{t-1} + \alpha_2 \Delta rdink_t + \alpha_3 \Delta rdink_{t-1} + \alpha_4 ROMXSPI_t \\ & + \alpha_5 ROMXSPI_{t-1} + \alpha_6 RRPFB_t + \alpha_7 RRPFB_{t-1} \\ & - \alpha_8 \Delta RABTL_t - \alpha_9 \Delta RABTL_{t-1} \\ & - \alpha_{10} [\ln(RKONS_{t-1}/RDINK_{t-1}) - \beta_1 \ln(RFNF_{t-1}/RDINK_{t-1}) \\ & - \beta_2 \ln(RBBV_{t-1}/RDINK_{t-1})] \quad (14) \end{aligned}$$

Skattningsresultaten ger ett aningen lägre AIC-värde jämfört med tidigare två modeller, men ger även här ambivalenta resultat enligt samma mönster som *modell 2*.

Eftersom de modellspecifikationer jag hittills använt visar otydliga resultat, testas också den sistnämnda modellen men med Johnsson och Kaplans dummy-konstruktion för arbetslöshet:

$$\begin{aligned} \Delta rkons_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta rkons_{t-1} + \alpha_2 \Delta rdink_t + \alpha_3 \Delta rdink_{t-1} + \alpha_4 ROMXSPI_t \\ & + \alpha_5 ROMXSPI_{t-1} + \alpha_6 RRPFB_t + \alpha_7 RRPFB_{t-1} - \alpha_8 RABTL_t - \alpha_9 RABTL_{t-1} \\ & - \alpha_{10} DUMMY \\ & - \alpha_{11} [\ln(RKONS_{t-1}/RDINK_{t-1}) - \beta_1 \ln(RFNF_{t-1}/RDINK_{t-1}) \\ & - \beta_2 \ln(RBBV_{t-1}/RDINK_{t-1})] \quad (14) \end{aligned}$$

Skattningsresultaten för specifikationen av denna, *modell 4*, uppvisar bäst t-statistik och lägst AIC-värde, samt har en högre förklaringsgrad jämfört med de tidigare. Resultaten är dock fortfarande otydliga, exempelvis är det långsiktiga förhållandet mellan hushållens finansiella nettoförmögenheter och deras konsumtionsutgifter inte statistiskt signifikant.

## 7.2. Kointegrationstest och långsiktiga resultat

De fyra modellspecifikationerna integrationstestas också för att säkerställa att ett kointegrationssamband faktiskt existerar. Detta görs genom att residualerna från hela ekvationerna för de fyra modellerna enhetsrotstestas.<sup>21</sup> Om residualerna innehåller en enhetsrot, det vill säga att residualerna inte är stationära, finns inget signifikant kointegrationssamband. Om residualerna är stationära gäller det motsatta, att det finns ett kointegrationssamband.

Enhetsroterna testas med ADF-test, som vars resultat visar att det finns ett kointegrationssamband oavsett vilken modellspecifikation som testas. Eftersom kortsiktssdelen i de olika modellerna är konstruerad olika, har också residualerna från dessa olika karaktärstest. När de kritiska värdena tolkas ger detta en viss otydlighet eftersom det egentliga långsiktssambandet som uppmäts är det samma. De slutsatser som kan dras, från respektive testvärden är dock homogena som vid användande av konstant men utan trend i enhetsrotsekvationen är 4,65, 5,16, 5,32 och 6,35. Dessa är alla klart över motsvarande

<sup>21</sup> H. Johnsson & P. Kaplan (1999), "An Econometric Study of Private Consumption Expenditure in Sweden", *Konjunkturinstitutet*, s. 11.

kritiska värde 3,49<sup>22</sup> och nollhypotesen, som förklarar att det finns en enhetsrot i ekvationen, förkastas därmed och ett kointegrationssamband kan konkluderas.

För att nå fram till de konkreta långsiktighetsförhållanden uppsatsen ämnat undersöka görs beräkningar enligt den procedur som beskrevs i avsnitt 6.3.2 *Beräkning av långsiktighetsförhållandet*. I *Tabell 4* presenteras resultaten. I den sista raden är anpassningshastigheten infogad, eller  $\alpha_i$ , som ger en indikation om hur snabbt anpassningen till denna långsiktiga jämvikt sker. Värdet är angivet i procent och förklarar hur stor den andel av anpassningen mot jämvikt är, som sker i den första perioden.<sup>23</sup> För att mer exakt kunna beskriva anpassningsprocessen krävs att simuleringar genomförs.

**Tabell 4: Långsiktighetsförhållanden**

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
Elasticitet, disponibla inkomster	0,626	1,604	1,317	0,945
Elasticitet, finansiell nettoförmögenhet	0,363	-0,632	-0,326	0,126
Elasticitet, nettohusförmögenhet	0,012	0,028	0,008	-0,071
Anpassningshastighet (procent av förändring som sker i första perioden)	33,9%	28,2%	36,0%	52,4%

<sup>22</sup> Wojciech W. Charemza & Derek F. Deadman (1992), *New Directions in Econometric Practice*, Edward Elgar Publishing Limited, s. 327

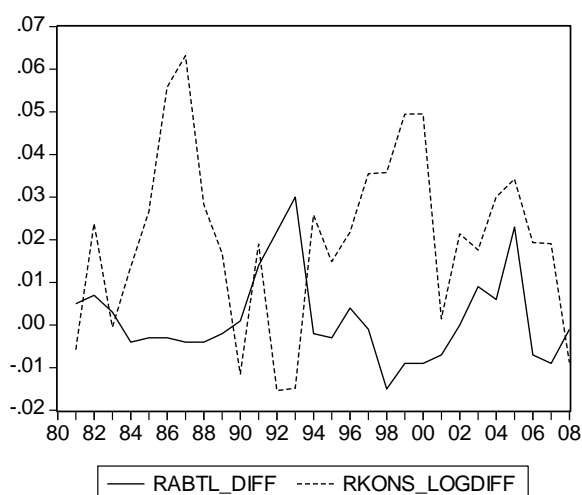
<sup>23</sup> H. Johansson & P. Kaplan (1999), "An Econometric Study of Private Consumption Expenditure in Sweden", *Konjunkturinstitutet*, s. 18.

## 8. Diskussion

### 8.1. Kort sikt

De resultat som presenterats i föregående avsnitt ger ingen tydlig bild. Studiens mål var att, genom att upprätta en dynamisk modell, undersöka kort- och långsiktighetsförhållanden samt observera justeringen mellan dem. De kortsiktiga effekterna på konsumtionen är förhållandevis robusta för de disponibla inkomsterna och den relativa husprisförändringen. De kortsiktiga effekterna visar, att en ökning av disponibla inkomster med 1 procentenhet, ökar konsumtionen mellan 0,43-0,75 procentenheter. För de relativa huspriserna är motsvarande siffra 0,20-0,35 procentenheter, det vill säga att om bostadspriserna ökar med 10 procentenheter, stiger konsumtionen med cirka 2-3,5 procentenheter på kort sikt.

Det är också uppenbart att arbetslösheten eller det strukturella skift som är förknippat med denna har en påverkan på konsumtionen. Då dummy-variabeln är inkluderad, är denna signifikant för observerade modellspecifikationer. Likaså är den fördröjda förstadiifferensen av arbetslösheten, vilket konkretiserar det kortsiktiga förhållandet. När dummy-variabeln inkluderas konstateras att de kortsiktiga effekterna av arbetslöshetsförändringar är små bortsett från det strukturella skift som sker i början av nittiotalet. Detta kan konfirmeras med nedanstående graf, *Figur 9*, som relaterar förändringen i arbetslösheten med konsumtionen. Om effekterna från kortsiktiga förändringar av arbetslösheten trots det observeras, visar resultaten att en ökning av arbetslösheten med 1 procentenhet ger en minskning av konsumtionen med ungefär 1 procentenhet.



**Figur 9: Första differensen av arbetslöshet och den naturliga logaritmen av konsumtion**

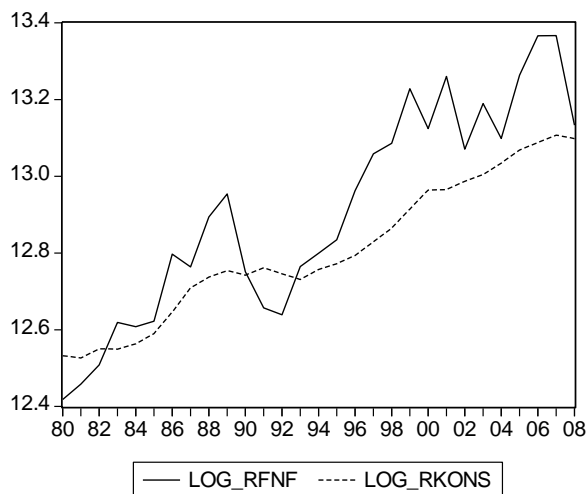
De variabler som syftar till att relatera kortsiktiga förändringar av hushållens nettoförmögenheter till konsumtionen, det vill säga relativ aktieprisförändring och finansiell nettoförmögenhet, är aningen mer otydliga. Inkonsekvens råder över när effekterna äger rum för alla modeller, om de i första hand inträffar inom ett par år, eller om de inträffar inom ett år. Sannolikt finns det en dynamik i hur effekterna ser ut, som inte kan observeras i denna modell, då den använder årsdata. Effekterna hade troligtvis blivit tydligare vid dataserier med mätningar från kortare tidsintervaller. Om variablerna för finansiell nettoförmögenhet och relativ aktieprisförändring inkluderas i samma modell är de förstnämnda inte statistiskt

signifikanta till skillnad från de sistnämnda. Om det antas att de båda variablerna mäter samma förhållande är dessutom resultaten relativt sett väldigt olika mellan modellspecifikationerna. En ökning av hushållens finansiella nettoförmögenheter med 1 procentenhet påverkar konsumtionen med cirka 0,03-0,12 procentenheter. Även om det relativt sett är ett stort intervall är dock effekterna förhållandevis små.

## 8.2. Lång sikt

De långsiktiga resultaten är betydligt mer ambivalenta än de kortsiktiga. Den modell, *modell 4*, som har högst förklaringsgrad och lägst AIC-värde visar att de långsiktiga konsumtionseffekterna av förändringar i hushållens nettohusförmögenheter är små, samt negativ. De tre andra modellerna konstaterar även att förhållandet är kraftigt insignifikant. Med hänsyn till dessa resultat, antyds alltså att om effekterna existerar är de sannolikt väldigt små.

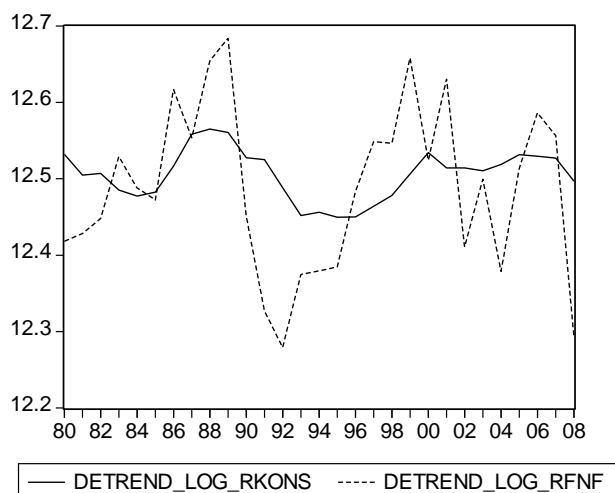
Långsiktssambandet mellan konsumtion och finansiella förmögenheter är än mer otydligt. För de modeller, *modell 2 och 3*, som ger skarpast statistisk signifikans åt sambandet, är förhållandet kraftigt negativt. I de andra två modellerna hittas positiva värden på 0,363 respektive 0,126. Genom att analysera den naturliga logaritmen av finansiell nettoförmögenhet och konsumtion i en graf, *Figur 10*, kan inte heller något tydligt förhållande utläsas. Relationen mellan de båda variablerna tycks främst vara trendmässigt.



**Figur 10: Den naturliga logaritmen av finansiell nettoförmögenhet och konsumtion**

För att grafiskt undersöka om så är fallet kan exempelvis trenden avlägsnas från serierna. Utifrån grafen nedan, *Figur 11*, kan eventuellt ett visst förhållande utskiljas med en viss fördröjning i responsen från konsumtionsvariabeln. Detta förhållande är dock, utifrån de modeller tidigare beskrivna, svårt att påvisa ekonometriskt.

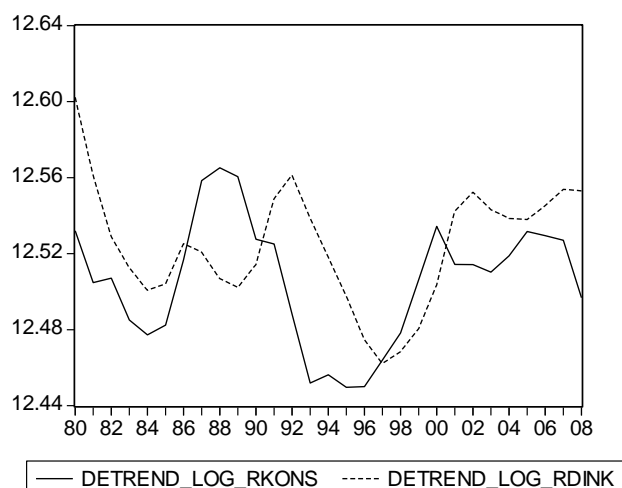




**Figur 11: Den naturliga logaritmen av konsumtion och finansiell nettoförmögenhet utan trend**

Negativa parametrar i felkorrigeringstermen, som de ovan beskrivna, påverkar också förhållandet mellan disponibla inkomster och konsumtion inom den givna modellen. Detta är en kraftig snedvridning och skall tolkas med försiktighet. Exkluderas de termer som är negativa ur felkorrigeringstermen minskar det långsiktiga förhållandet, inom ramen för modellen, mellan disponibla inkomster och konsumtion. Eftersom denna studies huvudsyfte är att undersöka förmögenhetseffekter, presenteras därför även dessa motsägande resultat i tidigare avsnitt.

För att få bättre förståelse för sambandet mellan de båda variablerna, inkomst och konsumtion, analyseras de grafiskt med trenden avlägsnad, *Figur 12*. Sambandet ser näst intill enhetsmässigt ut, men konsumtionsförändringarna ser ut att ske före förändringarna i disponibla inkomster. Det finns alltså sannolikt ett långsiktssamband, men inom ramen för denna studie diskuteras inte kausaliteten och resultaten relaterade till inkomstförändringar kommenteras inte närmare.



**Figur 12: Disponibel inkomst och konsumtion utan trend**

### 8.3. Urvalsundersökningar

Den period som hittills analyserats bygger som bekant på data från perioden 1980-2008. För att undersöka om det kan vara så att denna dataperiod är exceptionellt olämplig att beskriva de studerade förhållandena, testas modellerna under andra urval. Om urvalsperioden reduceras för mycket tenderar resultaten att bli svårtolkade på grund av låg statistisk signifikans, men att reducera perioden till exempelvis 1985-2008 ger inga kraftigt statistiskt negativa effekter för de fyra modeller jag specificerat. Anledningen till att välja just detta reducerade urval är att 1985 -2008 är den period då de svenska kreditmarknaderna varit avreglerade. Innan 1985 fanns stränga lånetak och möjligheten för hushåll att belåna exempelvis bostäder var små. Resultaten visar dock inte på några avsevärt förändrade effekter, vilket gör att denna jämförelse inte ger några ytterligare insikter.

Johnsson och Kaplans studie undersökte data för åren 1970-1998, det vill säga samma urvalsstorlek, men med tio års tidigare utgångspunkt. Tyvärr kan därför denna studie inte helt utvärdera Johnsson och Kaplans resultat, men för att jämföra testas också urvalet 1980-1998. Vid denna jämförelse uppnås aningen mer skilda resultat. De statistiska signifikansnivåerna,  $R^2$ -värdet och AIC-värdet behålls intakta eller stärks. De långsiktigt negativa konsumtionseffekterna av ökningarna i finansiella nettoförmögenheter minskar något. Förändringarna är dock inte tillräckligt stora för att kunna ligga till grund för utökade slutsatser jämfört med de tidigare presenterade resultaten.

## 9. Slutsats

Utifrån de metod som använts och de resultat som presenterats, bedömer jag att det inte är möjligt att dra starka slutsatser kring de långsiktiga förmögenhetsförhållanden studien ämnat att observera. Eventuellt kan en försiktig slutsats dras genom att konstatera att hushållens nettohusförmögenheter påverkan på konsumtionen långsiktigt är mycket liten.

Studiens resultat kan dock sannolikt påvisa kortsiktiga samband, men då inte nödvändigtvis inom ramen för aktuell frågeställning. Den relativa bostadsprisförändringen, förändringen av arbetslösheten och den relativa förändringen av aktiepriser tycks visa på ett kortsiktigt samband med konsumtionen.

Sammanfattningsvis bedömer jag att inget av uppsatsens resultat har konkret relevans då dessa är så pass ambivalenta. Dessutom är det mycket svårt att härleda kausaliteten mellan olika variabler i en studie som denna. Det mest uppenbara exemplet är det konsekvent starkt uppmätta sambandet mellan konsumtion och disponibla inkomster, men med risk för en omvänd kausalitet. Jag uppfattar studiens metod och processer som otillräckliga för att beskriva de ämnade sambanden.

## 10. Framtida forskning

Det finns uppenbara problem med att undersöka denna typ av förhållanden över längre tidsperioder och på aggregerad nivå. Sambanden mellan variabler kan vara mycket tvetydiga och ge ambivalenta effekter. Exempelvis ger sparande per automatik en negativ konsumtionseffekt men en positiv förmögenhetseffekt. En ökad skuld ger en negativ förmögenhetseffekt men skulle kunna ge utrymme för större konsumtion. Kausaliteten mellan variabler är dessutom också svår att härleda.

Kanske är en makroekonomisk utgångspunkt med aggregerade data fel för att beskriva denna typ av förhållanden. Det kan vara så att ett mikroekonomiskt förhållningssätt är mer relevant, likt det som Eva Sierminska & Yelena Takhtamanova<sup>24</sup> använt i sin tidigare forskning. Datainsamling bör möjligtvis alltså istället ske på individnivå, för avgränsade populationer eller under omständigheter som gör att tvetydiga effekter kan kontrolleras.

---

<sup>24</sup> Se avsnitt: tidigare forskning

## 11. Källor

M. Burda & C. Wyplosz (2005), *Macroeconomics – A European Text*, Oxford University

W. H Branson (1998), *Macroeconomic Theory and Policy*, Princeton University

R. Harris & R. Sollis (2003), *Applied Times Series Modelling and Forecasting*, John Wiley & Sons Ltd

Wojciech W. Charemza & Derek F. Deadman (1992), *New Directions in Econometric Practice*, Edward Elgar Publishing Limited

H. Johnsson & P. Kaplan (1999), “An Econometric Study of Private Consumption Expenditure in Sweden”, *Konjunkturinstitutet*

Christopher D. Carroll, Misuzu Otsuka & Jirka Slacalek (2006), “How large is the housing wealth effect? A new approach”, *The Johns Hopkins University’s Department of Economics*

Eva Sierminska & Yelena Takhtamanova (2007), “Wealth Effects out of Financial and Housing Wealth: Cross Country and Age Group Comparisons”, *Federal Reserve Bank of San Francisco*

Jie Chen (2006), “Housing Wealth and Aggregate Consumption in Sweden”, *Uppsala university’s Department of Economics*

E. Hall (1978), “Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and evidence”, *Journal of Political Economy*, vol. 86 no. 6, s 971-987

Riksbanken (2009), “Finansiell stabilitet 2009:2”

Anindya Banerjee, Juan J. Dolado, David F. Hendry & Gregor W. Smith (1986), “Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 48 no. 3, s. 253-277