

4 Sysselsättning och kapitalavkastning

I detta kapitel behandlas två viktiga bestämningsfaktorer för balanstalet och därmed för fördelningssystemets finansiella utveckling, nämligen sysselsättningen och avkastningen på kapital i buffertfonden. Kapitlet ger en principiell och empirisk grund för UTÖ-modellen, den simuleringsmodell som utredningen använder för att undersöka effekter av en automatiskt verkande regel för utdelning av överskott i fördelningssystemet.

I kapitlet redovisas dels de antaganden som gjorts om sysselsättning och kapitalavkastning på lång sikt, dels de modellsamband som konstruerats för att avbilda kortsiktiga variationer i dessa bestämningsfaktorer. Delvis är framställningen ganska teknisk och en del innehåll har förlagts till fotnoter. Dessa torde kunna hoppas över utan att förståelsen i sina huvuddrag äventyras nämnvärt.

4.1 Utgångspunkter

Viktiga komponenter i en modell som skall avbilda ett pensionsystems framtida tillgångar och skulder är de befolkningsmässiga och ekonomiska förutsättningarna. Hur många kommer att vara förvärvsaktiva och därmed tjäna in pensionsrätt, samtidigt som de betalar in pensionsavgifter? Hur många kommer att vara pensionärer och hur länge? Hur stor avkastning kommer buffertfondens placeringar i obligationer och aktier att ge?

De demografiska förutsättningarna i UTÖ-modellen har hämtats från den framskrivningsmodell som utvecklats av Riksförsäkringsverket, och som bl.a. bygger på SCB:s befolkningsprognos. Valet av ekonomiska förutsättningar som ingår i UTÖ-modellen styrs bl.a. av det reformerade fördelningssystemets konstruktion. Detta utvecklas närmare nedan.

Sysselsättning och kapitalavkastning

Med pensionsreformen har det blivit möjligt att följa systemets finansiella ställning i termer av tillgångar och skulder. Systemet har två slags tillgångar som tillsammans skall säkra möjligheterna att i framtiden betala ut pensioner och därmed uppfylla sitt åtagande. Det ena tillgångsslaget är den s.k. *avgiftstillgången*, som består av den lagstadgade skyldigheten för arbetsgivare, arbetstagare och i vissa avseenden staten att betala in pensionsavgifter. Det andra är *buffertfonden*, som består av aktier, obligationer och andra värdepapper.

Pensionsskulden byggs upp successivt i takt med att de försäkrades pensionsbehållningar ökar med dels årliga tillskott av pensionsrätt baserade på inbetalda avgifter, dels en årlig förräntning i takt med den genomsnittliga inkomstutvecklingen (inkomstindex). Samtidigt reduceras skulden löpande när ålderspension betalas ut.

Buffertfondens utveckling beror dels på avgiftsnettot, dels på kapitalavkastningen. Om avgiftsnettot är noll, dvs. om årets inbetalningar är lika stora som årets utbetalningar, är det kapitalavkastningen som ensam står för fondens tillväxt.

Avgiftstillgången är mer abstrakt än buffertfonden, eftersom den inte motsvaras av värdepapper. Men även den kan sägas ha en avkastning. Denna bestäms främst av tillväxten i ekonomins lönesumma, vilken utgör pensionssystemets huvudsakliga avgiftsunderlag. Tillväxten i lönesumman bestäms av dels förändringen i antalet förvärvsarbetande, dels förändringen i den genomsnittliga förvärvsinkomsten per förvärvsarbetande, ”snittinkomsten”.

Snittinkomsten har emellertid underordnad betydelse för utvecklingen av systemets finansiella balans. Detta beror på att snittinkomstens utveckling återspeglas i systemets inkomstindex, vilket används till att årligen justera de pensionsbehållningar som utgör systemets skulder. Härigenom kommer en förändring i snittinkomsten att påverka skulderna lika mycket som den påverkar avgiftstillgången. I en hypotetisk situation där buffertfondens avkastning är lika stor som tillväxten i snittinkomsten, skulle fördelningssystemets balanstal inte alls påverkas av förändringar i snittinkomsten.¹

¹ Balanstalet definieras som summan av avgiftstillgång och buffertfond, dividerad med systemets totala skulder till de försäkrade. När systemet är i balans – dvs. när tillgångar och skulder är lika stora – är balanstalet lika med 1,00.

Av denna systemkonstruktion följer att förändringar i snittinkomsten (och därmed i inkomstindex) kan hanteras på samma sätt i modellen som inflationen.² Det innebär att resultatet av en framskrivning av det reformerade fördelningssystemet är neutralt för vilket antagande som görs om tillväxten i de genomsnittliga förvärvsinkomsterna.³ Utvecklingen av antalet förvärvsarbete blir det avgörande.

En reservation måste dock göras för tilläggs pensionen, dvs. de pensioner som övergångsvis betalas enligt äldre regler. När det gäller intjänandet av rätt till sådan pension finns nämligen ingen följsamhet till inkomstindex inbyggd i systemet.⁴

Slutsatsen blir att en modell för det reformerade fördelningssystemets finansiella utveckling behöver förses med förutsättningar om dels sysselsättningens förändringar, dels buffertfondens avkastning i relation till genomsnittsinkomstens procentuella ökningstakt.

Kort sikt – på lång sikt

Ekonomiska antaganden brukar i modeller för långsiktiga framskrivningar formuleras som *genomsnittliga* förändrings- och avkastningstal per år under flera decennier. Osäkerheten är naturligtvis stor i sådana antaganden. En metod för att beakta detta är alternativa uppsättningar av antaganden, scenarier, vilka möjliggör känslighetsanalyser. Exempelvis använder Riksförsäkringsverket vanligen scenarieteknik när man redovisar sina långsiktiga framskrivningar av det allmänna pensionssystemet. Som utvecklas i kapitel 5, har utredningen också valt detta tillvägagångssätt, i form av ett bas-scenario och två alternativscenarier.

I många sammanhang går det bra att i långsiktiga framskrivningar bortse från *kortsiktiga variationer* i de ekonomiska variablerna. För den fråga som denna utredning har att analysera innebär emellertid den automatiska underskottsbalansering som redan finns

² Lika gärna som man talar om beräkningar som är reducerade till en *fast prisnivå* – vilket är vedertaget – kan man här tala om beräkningar som är reducerade till en *fast inkomstnivå*.

³ I strikt mening: förutsatt att buffertfondens nominella avkastning har en given marginal till summan av inflation och real tillväxt i snittinkomsten, dvs. till snittinkomstens nominella tillväxt.

⁴ Det allra sista året när en försäkrad kan förändra sin rätt till tilläggs pension är 2017, det år då de yngsta årskullarna i den s.k. mellangenerationen, dvs. personer födda 1953 fyller 64 år. Eftersom andelen tilläggs pension för de yngre årskullarna i mellangenerationen är så låga, blir konsekvenserna av denna komplikation relativt snabbt marginella.

i pensionssystemet en komplikation. Ett visst scenario kan se problemfritt ut i meningen att ingen underskottsbalansering utlöses under den analyserade tidsrymden. Med en viss antagen avkastning i buffertfonden byggs kanske ett betydande överskott upp, som ter sig utdelningsbart utan att balanstalet någonsin skulle sjunka under den kritiska nivån 1,00.

Men med en modell som antar konstanta förändrings- och avkastningstal under framskrivningsperioden bortser man från att kortsiktiga negativa variationer (av konjunkturell eller slumpmässig natur) uppstår även i ett på lång sikt gynnsamt scenario. Modellen skriver fram tidsförloppen som om de långsiktiga förändrings- och avkastningstalen skulle gälla *varje år* under framskrivningsperioden. I verkligheten kan kortsiktiga variationer i sysselsättning eller fondavkastning leda till en eller flera underskottsbalanseringar även i ett ekonomiskt gynnsamt scenario, utan att underskotten visar sig i modellkalkylen. Följden blir att modellen kommer att överskatta pensionsutbetalningarna och därmed att underskatta systemets finansiella styrka. Det finns en kort sikt även på lång sikt, vilket behöver beaktas.

Det är svårt att vid en viss tidpunkt avgöra om en inträffad förändring i t.ex. sysselsättningen är tillfällig eller bestående. Dessa problem har vuxit med tiden, eftersom ekonomins konjunkturvariationer har ökat i styrka under de senaste decennierna. Konjunkturcyklernas längd har också blivit mer oregelbunden. Under 1950-, 60- och 70-talen kunde man räkna med ett avstånd på drygt fyra år mellan konjunktrens toppar respektive botten. Senare har konjunkturförloppen varit mer otydliga.

Stokastiska simuleringar

Som framgått i kapitel 3 har utredningen stannat för att undersöka effekterna av överskottsutdelning med utgångspunkt från att överskottsutdelning inte skall ske förrän balanstalet överstiger en viss lägsta nivå. Underlag för att rekommendera en sådan nivå skall utgöras av ett stort antal framskrivningar av framtida förlopp med hjälp av UTÖ-modellen. En viktig aspekt är att visa hur valet av lägsta nivå för utdelning påverkar sannolikheten för att underskottsbalansering skall utlösas i ett senare skede.

Simuleringarnas uppläggning är i grova drag följande. Med utgångspunkt i långsiktiga antaganden om tre centrala faktorer –

syssestättning, obligationsavkastning och aktieavkastning – görs ett stort antal simuleringar. Varje simulering omfattar en tidsperiod på 75 år, och den innehåller en unik serie av kortsiktiga variationer i de tre faktorerna. De kortsiktiga variationerna skapas med hjälp av särskilda modellsamband, en för varje faktor, och av en slumpgenerator. Varje simulering ger upphov till en serie balansstal, och i varje simulering prövas vad som händer om överskottsutdelning införs vid olika lägsta balansstalsnivåer för utdelning. Med hjälp av de samlade simuleringresultaten kan man beräkna bl.a. hur mycket större sannolikheten för en senare underskottsbalansering blir på grund av en viss regel för överskottsutdelning och hur mycket pensionsutbetalningarna från systemet påverkas.

De kortsiktiga fluktuationer som man observerar i praktiken kan ytterst sägas bero på informationsbrister på olika marknader – inom branscher, inom ett land eller på världsmarknaden. Förväntningar kan slå fel, det kan ske plötsliga förändringar i efterfrågan eller utbud av vissa produkter, det kan vidtas politiska åtgärder som påverkar konjunkturerna, naturkatastrofer kan inträffa, m.m. I strikt mening är det oriktigt att kalla de kortsiktiga variationerna slumpmässiga. Men det har visat sig att statistiska modeller som innehåller slumpmässiga komponenter kan generera ekonomiska förlopp som mycket liknar verklighetens. Sådana modeller kallas på fackspråk *stokastiska*.

I avsnitten 4.2–4.4 analyseras både de lång- och kortsiktiga förändringarna i syssestättningen, obligationsavkastningen och aktieavkastningen, samt redovisas de stokastiska modeller som utnyttjats i UTÖ-modellen för att avbilda kortsiktiga fluktuationer i dessa ekonomiska nyckelfaktorer.

4.2 Syssestättningen

Utvecklingen av antalet syssestatta, dvs. förvärvsaktiva personer som ett visst år tjänar in pensionsrätt för inkomstpension, är en viktig bestämningsfaktor för både den årliga förändringen i systemets pensionsskuld och för förändringen i systemets avgiftsunderlag och därmed för avgiftstillgången.

En viktig del i UTÖ-modellen är därför de antaganden som gjorts om långsiktiga och kortsiktiga förändringar i antalet syssestatta, något som bestämmer på vilket sätt modellen skall skriva fram förlopp under en 75 år lång framskrivningsperiod.

Nedan ges först en sammanfattning av de centrala antagandena och modellsambanden i 4.2.1. Därefter utvecklas i 4.2.2 motiven för de val som gjorts i modellen, samtidigt som det empiriska underlaget redovisas.

4.2.1 Antaganden om sysselsättningen i UTÖ-modellen

Antalet sysselsatta antas i modellen stiga i takt med befolkningen i de förvärvsaktiva åldrarna enligt Statistiska Centralbyråns befolkningsprognos från 2003. Detta innebär en genomsnittlig ökning i sysselsättningen på ungefär 0,2 procent per år.

Antagandet kan, i ljuset av de senaste decenniernas utveckling, betecknas som relativt optimistiskt. Sysselsättningsgraden i den svenska befolkningen har historiskt sett minskat som en följd av att studietiderna förlängts och att människor lämnat arbetslivet i allt lägre ålder. Den sistnämnda trenden har under de senaste åren visserligen upphört. Medelåldern för utträdet från arbetslivet har t.o.m. ökat något, men det osäkert om detta är en bestående företeelse. Tendensen till allt längre utbildningstider fortsätter, något som i sig skulle kunna ha motiverat ett lägre antagande om sysselsättningsutvecklingen.

För att i modellen återge sysselsättningens ”kortsiktiga variationer på lång sikt” har ett dynamiskt samband skattats i form av en stokastisk s.k. autoregressiv modell. I denna beror sysselsättningens avvikelser från den långsiktiga trenden ett visst år på avvikelserna under de två närmast föregående åren och en slumpterm:

$$q_t = 1,51 \cdot q_{t-1} - 0,66 \cdot q_{t-2} + e_t$$

där q_t är sysselsättningens avvikelse i procent av den antagna långtidsnivån under år t och e_t är en normalfördelad slumpterm med en standardavvikelse på 1,13 procentenheter.

De tidsförskjutna avvikelserna fångar upp förhållandet att en konjunkturrellt betingad sysselsättningsavvikelse inte fullbordas på ett år utan normalt är en mer utdragen process. Om det uppkommer en avvikelse från trenden på 1 procent ett visst år, förstärks den i modellen till 1,51 procent nästa år. Året därpå påbörjas emellertid en återgångsprocess genom den negativa koefficienten - 0,66. Efter ytterligare ca 5 år har den ursprungliga avvikelsen i princip ebbat ut (samtidigt som nya avvikelser naturligtvis tillkommit). Modellen får således sysselsättningen att återgå till trenden efter att

en avvikelse uppstått, som ett resultat av att summan av inflytandet från de tidsförskjutna avvikelserna är mindre än ett. Detta innebär att modellsambandet skapar vad som brukar kallas ”mean reversion”.

4.2.2 Analys och empirisk bakgrund

Underliggande förändringar i sysselsättningen⁵ bestäms av utvecklingen av befolkningen i de förvärvsaktiva åldrarna och långsiktiga trender i befolkningens sysselsättningsgrad. Kortsiktiga förändringar, på något eller några års sikt, orsakas av konjunktursvängningar och variationer av mer slumpmässig art.

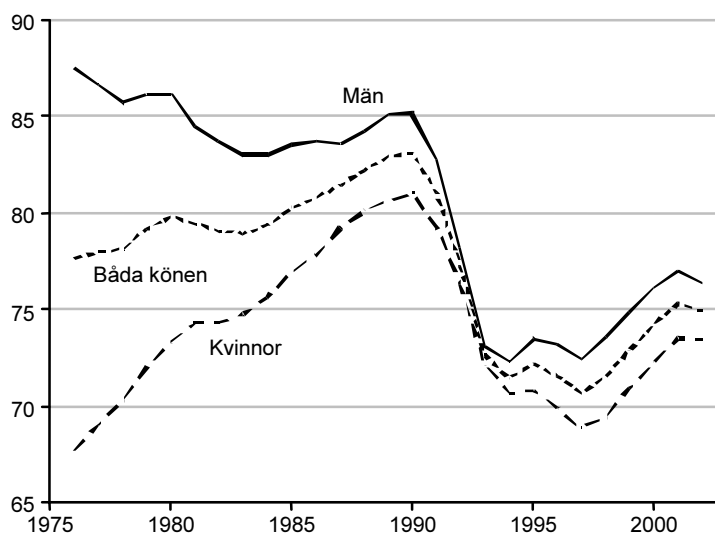
Den underliggande sysselsättningsutvecklingen

Andelen sysselsatta av befolkningen i åldern 16–64 år ökade under efterkrigstiden och nådde en topp omkring år 1990. Bakom denna ökning låg kvinnornas successiva inträde på arbetsmarknaden. Bland männen föll sysselsättningsgraden däremot, sakta men säkert. Efter 1990 har de långsiktiga trenderna skymts av de dramatiska konjunktursvängningarna (diagram 4.1). Det kan diskuteras om sysselsättningsgraden nu strax efter sekelskiftet nått upp i en ”jämviktsnivå” eller om det finns en möjlig återhämtning kvar att göra. Tendensen under åren 2002, 2003 och även 2004 är visserligen återigen nedåtriktad (för båda könen), men detta är i bästa fall bara tillfälligt.

Kvinnorna hade vid 1990-talets början hämtat in större delen av det tidigare avståndet till männens sysselsättningsgrad. Av männen i åldern 16–64 år var ca 85 procent sysselsatta år 1990, av kvinnorna 81 procent. Skillnaden har sedan dess legat ganska stabilt vid 3–4 procentenheter. Detta är kanske vad som är att räkna med i ett långt framtidsperspektiv. Någon stor reserv av hemarbetande kvinnor finns i varje fall inte kvar, den reserv som fram till år 1990 möjliggjorde en stigande andel förvärvsarbetande i befolkningen som helhet.

⁵ Begreppet sysselsatta används här synonymt med förvärvsarbetande. Sysselsatta (omfattande anställda och egenföretagare) är också det begrepp som används i SCB:s arbeidskraftsundersökningar och i nationalräkenskaperna. Även personer som är frånvarande från arbetet på grund av sjukdom m.m. räknas som sysselsatta. I personalstatistiska sammanhang används begreppet sysselsatta ibland synonymt med ”personer i arbete”, dvs. exklusive de anställda som är frånvarande.

Diagram 4.1. Andel sysselsatta i befolkningen 16–64 år 1976–2002
 Procent.



Källa: SCB:s arbetskraftsundersökningar (AKU).

Man kan kanske räkna med att de framtida förändringarna i mäns och kvinnors sysselsättningsgrad blir relativt parallella, som de varit sedan 1990. En central fråga är då om mäns och kvinnors sysselsättningsgrad fortsättningsvis kommer att sjunka ungefär enligt den trend som hittills gällt för männen.

Den långsiktigt fallande trenden är delvis uttryck för en fortgående arbetstidsförkortning sett i ett livsperspektiv. Sysselsättningsgraden för *de äldre* (55 år och äldre) speglar detta – genomsnittsåldern då man lämnar arbetsmarknaden har sjunkit. En uppbromsning i denna utveckling har dock ägt rum. Sedan 1990-talets mitt har sysselsättningsgraden bland de äldre stigit igen, mer än i arbetsmarknadens "kärntrupp" av medelålders människor. Bakom denna positiva sysselsättningsutveckling bland äldre kan ligga den förändrade utbildnings- och yrkesstrukturen. I åldersgruppen över 55 år återfinns nu den stora 40-talistgenerationen, som är betydligt mer välutbildad och har mer kvalificerade arbeten än den 10–15 år äldre generationen. Personer med hög utbildningsnivå har alltid brukat lämna arbetslivet jämförelsevis sent. I framtiden kan det också tänkas att sysselsättningsgraden i de äldre grupperna hålls uppe av det reformerade pensionssystemet, vilket jämfört med ATP-

systemet gör det lönsammare från pensionssynpunkt med fler arbetsår.

Mycket markant är den långsiktiga nedgången i *de yngre* gruppernas sysselsättningsgrad, vilket naturligtvis speglar de allt längre utbildningstiderna. Ända upp i 30-årsåldern är det numera många som heltidsstuderar. En ganska betydande uppgång i sysselsättningsgraden bland de yngre har visserligen skett i samband med de senaste årens konjunkturförbättring, men detta beror delvis på en ökad tillgång på extra- och feriearbeten parallellt med studierna. Många bedömare räknar med ännu mer utdragna utbildningstider, med högre andelar högskoleutbildade, och med återkommande utbildningsperioder senare i livet ("det livslånga lärandet").

Sysselsättningsgraden för *de medelålders* har stigit ganska litet under konjunkturuppgången sedan 1990-talets mitt. Detta gäller både män och kvinnor. Oroväckande nog är det i dessa åldrar som antalet förtidspensionärer ökat under senare år – inte bland de äldre grupperna.

Som ett relativt optimistiskt beräkningsscenario har utredningen antagit att den långsiktiga, underliggande, sysselsättningsförändringen överensstämmer med den långsiktiga trenden i befolkningen i de förvärvsaktiva åldrarna. SCB:s senaste befolkningsprognos utmynnar i en svagt stigande befolkning i den förvärvsaktiva åldern, en ökning på i genomsnitt 0,2 procent per år fram till år 2050. Scenariot kan alltså beskrivas så att sysselsättningsgraden är oförändrad och att antalet sysselsatta långsiktigt stiger med 0,2 procent per år.

Ett mindre positivt scenario skulle kunna motiveras med utgångspunkt i den utveckling av männens sysselsättningsgrad som redovisades i diagram 4.1, med en fortsatt ökning av den tid som individerna utbildar sig och en viss fortsatt sänkning av den genomsnittsålder då man lämnar arbetslivet. Om ett sådant mer negativt sysselsättningsscenario förverkligas, skulle underskottsbalansering i fördelningssystemet bli vanligt förekommande, såvida inte behovet av detta eliminerades genom hög avkastning på buffertfonden. Ett sådant scenario vore därmed av begränsat intresse för en analys av hur utdelningsbara överskott skall hanteras.

Kortsiktiga sysselsättningsvariationer

Antalet sysselsatta varierar betydligt mer år från år än vad som kan förklaras av befolkningsutvecklingen och av förändringarna i befolkningens ålderssammansättning. Som framgår av diagram 4.2 har de kortsiktiga sysselsättningsförändringarna under perioden 1960–2002 inte haft något urskiljbart samband med befolkningsfaktorerna. Staplarna i diagrammet anger hur sysselsättningen skulle ha förändrats om förändringarna enbart hade haft demografiska orsaker. Dessa orsakers betydelse, att bilda den långsiktiga ramen för sysselsättningsutvecklingen, framträder först när man betraktar perioder som sträcker sig över flera decennier.

Sysselsättningen har i genomsnitt ökat med 0,5 procent per år sedan 1960. Fram till slutet av 1980-talet låg de årliga förändringarna nästan helt i intervallet 0 till 2 procent. I samband med den kraftiga lågkonjunkturen vid 1990-talets början sjönk sysselsättningen med omkring 5 procent under vardera året 1992 och 1993. På senare år har sysselsättningen återigen i genomsnitt ökat något.

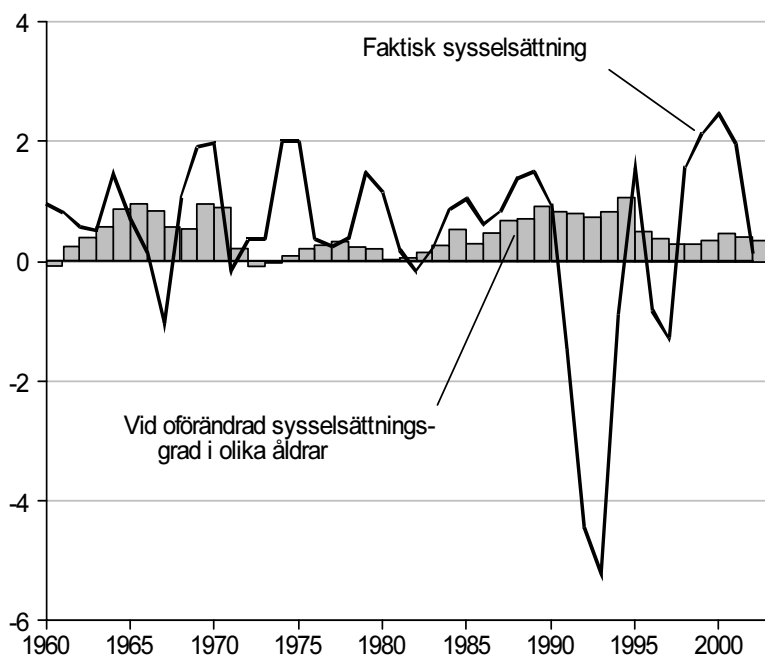
Den långsiktiga ökningstakten för sysselsättningen i modellsimuleringarna har enligt det ovan redovisade resonemanget antagits vara ca 0,2 procent per år. Det återstår att konstruera ett stokastiskt modellsamband för de kortsiktiga variationerna. Kraven på ett sådant samband är å ena sidan att det skall vara någorlunda enkelt att tillämpa, å andra sidan att det uppfyller rimliga krav på realism.

Det oftast använda måttet på en variabels spridning kring sitt medelvärde är *standardavvikelsen*. Standardavvikelsen för sysselsättningsförändringarna i diagram 4.2 är 1,54 procentenheter. Standardavvikelsen brukar användas för uttalanden om sannolikheten för en avvikelse från medelvärdet av en viss storlek. Man antar att avvikelserna är slumpmässigt fördelade kring medelvärdet och att frekvensen avvikelser av olika storlek följer en teoretisk sannolikhetsfördelning, vanligen normalfördelningen.⁶

⁶ I en normalfördelning är små avvikelser från medelvärdet vanligast. Större avvikelser blir alltmer osannolika, ju större de är. Normalfördelningen har visat sig vara en god approximation av verkligheten i naturvetenskapliga sammanhang och för industriella processer. När det gäller ekonomiska sammanhang är ett antagande om normalfördelning ofta en inte fullt lika bra approximation, men används ändå ofta i brist på bättre och lättillgängliga alternativ.

Diagram 4.2. Förändringar i antal sysselsatta 1960–2002

Procent per år.



Källor: SCB:s befolkningsstatistik, nationalräkenskaper och arbetskraftsundersökningar (AKU.)

I en modell där den långsiktiga sysselsättningsförändringen för enkelhets sätts till noll, skulle en tänkbar modellform kunna vara:

$$(4.1) \quad \dot{Q}_t = e_t$$

där \dot{Q}_t är den procentuella förändringen⁷ i sysselsättningen år t räknat från föregående år, och e_t är en normalfördelad slumpterm med medelvärdet noll och med standardavvikelsen 1,54 procentenheter (se ovan).

Av flera skäl är dock denna form alltför enkel. Viktigast är att den inte uppfyller kravet att sysselsättningens förväntade nivå skall överensstämma med utgångsläget (eftersom vi i exemplet antagit noll procent tillväxt på lång sikt).⁸ Om sysselsättningen i exemplet

⁷ Pricken ovanför Q anger att det är fråga om procentuell förändring:

$\dot{Q}_t = 100 \cdot (Q_t - Q_{t-1}) / Q_{t-1}$, där Q_t är antalet sysselsatta år t .

⁸ Mer generellt, om man antagit a procent tillväxt, skall den förväntade sysselsättningen under ett framtida år T vara $Q_T^* = Q_0 \cdot (1 + a/100)^T$, där Q_0 är sysselsättningens nivå år 0 när processen startar.

är 100 i utgångsläget, skall även den förväntade nivån vid en framtida tidpunkt vara 100. Det är den också när en simulering startar, eftersom det förväntade värdet på \hat{Q}_t är lika med noll. Om sysselsättningen under simuleringens första år ökar med t.ex. 2 procent till 102, blir emellertid den förväntade framtida nivån därefter 102, eftersom det förväntade värdet på \hat{Q}_t fortfarande är lika med noll.⁹ På detta sätt kan den förväntade framtida nivån successivt ganska kraftigt fjärma sig från den åsyftade.

Ett villkor som bör ställas är alltså att sysselsättningen efterhand återgår till den förväntade nivån efter en avvikelse uppåt eller nedåt – en vanlig engelsk term för denna egenskap är ”mean reversion”.¹⁰

Man kan också säga att sysselsättningens *nivå* skall vara stationär. Modellen (4.1) är i stället en ”random walk”-modell, där den *procentuella förändringen* är stationär. Det saknas en mekanism som säkerställer att nivåns variationer sker runt den långsiktiga trendnivån.

Betydelsen av ”mean reversion” hänger samman med de uppenbara restriktioner som finns för sysselsättningens variationer, både uppåt och nedåt. Befolkningstillgången anger en övre gräns, inbegripet möjligheterna till invandring. Stora nedgångar i sysselsättningen dämpas antingen av arbetsmarknadspolitiska åtgärder som tillgrips vid hög arbetslöshet, eller av att lönerna pressas tillbaka så att efterfrågan på arbetskraft stiger.

Ett bättre alternativ än (4.1) är därför en form, där sysselsättningens procentuella avvikelse, q_t , från den förväntade nivån¹¹ är stokastisk:

$$(4.2) \quad q_t = e_t$$

där e_t är en normalfördelad slumpterm med medelvärdet noll. Med denna modell blir den förväntade sysselsättningsnivån i överensstämmelse med den antagna underliggande trenden. Den förväntade avvikelsen är noll vid varje framtida tidpunkt, oavsett hur utgångsläget ser ut. Det föreligger alltså ”mean reversion”.

För att skatta standardavvikelsen för e_t behövs en uppsättning historiska värden på de procentuella avvikelserna q_t . Detta kräver i sin tur historiska värden på den underliggande långsiktiga trenden.

⁹ Formellt: antag att formeln i not 8 gäller, och att sysselsättningen år 1 ökar med ett procenttal Q_1 som skiljer sig från a . Visserligen blir den *fortsatta* sysselsättningsstillväxten a procent, men den förväntade sysselsättningen år T blir $Q_T^* = Q_0 \cdot (1 + \hat{Q}_1/100) \cdot (1 + a/100)^{T-1}$, som inte är lika med Q_T^* i not 8.

¹⁰ På svenska skulle termen kunna vara ”medelvärdes-återgång”.

¹¹ Avvikelsen är $q_t = 100 \cdot (Q_t - \hat{Q}_t^*) / \hat{Q}_t^*$, med tidigare använda beteckningar.

I diagram 4.3 visas en skattad långsiktig trend för sysselsättningen¹² och den faktiska sysselsättningens procentuella avvikelser från denna trend. Standardavvikelsen för de redovisade trendavvikelse-erna är 3,1 procentenheter.

De avvikelser som framgår av diagram 4.3 skapar dock tvivel om lämpligheten även av modellsambandet (4.2). Avvikelse-erna är kraftigt korrelerade tidsmässigt. En positiv (eller negativ) avvikelse ett år tenderar att följas av en ny positiv (eller negativ) avvikelse nästa år. Detta är inte förvånande – det ekonomiska skeende som utlöser en sysselsättningsförändring fullbordas normalt inte inom ett år. Om man använder modell (4.2), skulle det vara mycket osannolikt att ett förlopp som påminner om avvikelserna i diagram 4.3 skulle genereras.

Den tekniska lösningen på detta problem är att med hjälp av statistisk regressionsanalys skatta ett s.k. *autoregressivt* samband för avvikelserna q_t . För perioden 1960–2003 blev resultatet:¹³

$$(4.3) \quad q_t = 1,51 \cdot q_{t-1} - 0,66 \cdot q_{t-2} + e_t$$

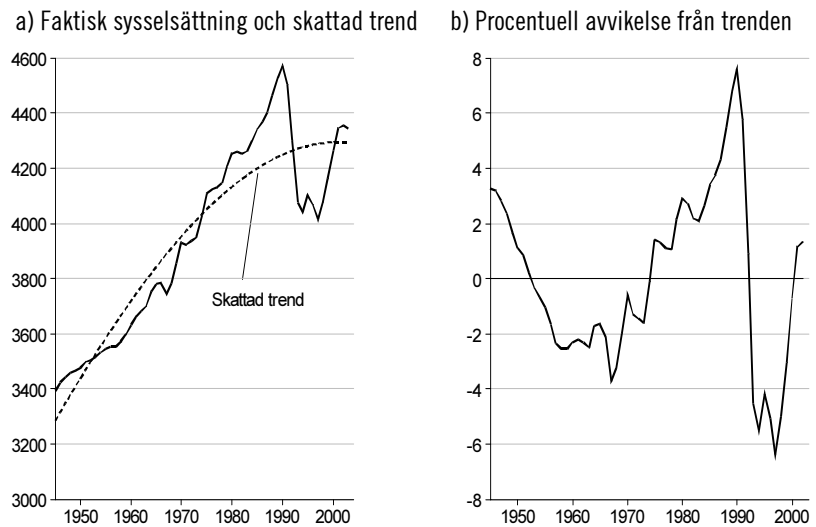
där $t-1$ betecknar året före t , och $t-2$ två år före t .

Standardavvikelsen för slump termen e_t är 1,13 procentenheter. Det slumpmässiga inflytandet är således kraftigt reducerat i jämförelse med (4.2), där standardavvikelsen, som nämnts, blev 3,1 procentenheter.

¹² Trenden är av formen $\log Q_t^* = \log b_0 + b_1 t + b_2 t^2$. Skälet till att andragradstermen t^2 tagits med är att den mer konventionella ekvationen $\log Q_t^* = \log b_0 + b_1 t$ passar illa. Den ger stora negativa avvikelser för 1960-talet, stora positiva avvikelser för 1980-talet samt stora negativa avvikelser för 1990-talet och även för 2000-2003, trots den betydande återhämtning som skett i sysselsättningen. Det bör påpekas att modellen endast används för att generera avvikelser för att göra ytterligare skattningar (se det följande). Scenariot för den *framtida* underliggande sysselsättningen har utformats på annat sätt, såsom tidigare redogjorts för.

¹³ Ett skäl till att perioden 1945–1959 utelämnats är att sysselsättningsdata bedömts osäkrare än för senare år. Resultatet blir dock nästan detsamma om perioden medtas; den viktigaste skillnaden är att standardavvikelsen blir 0,98 i stället för 1,33. Koefficienterna 1,51 och $-0,66$ är statistiskt starkt signifikanta; deras t-testvärden är 12,9 respektive 5,7. Tillägg av fler tidsförskjutna värden på q_t gav inget väsentligt tillskott till ekvationens förklaringsvärde. Ekvationens frihetsgradskorrigerade R^2 är 0,90.

Diagram 4.3. Faktisk och underliggande sysselsättning 1945–2003
1000-tal personer.



Källa: SCB:s nationalräkenskaper och föregångare.

Innebörden av sambandet (4.3) är följande. Om en avvikelse på 1 procent från den underliggande trenden uppstår år t , förstärks den till 1,51 procent under det påföljande året (år $t+1$), om inga nya avvikelser tillkommer. Nästa år (år $t+2$) stiger avvikelsen ytterligare något, till 1,62 procent. Detta är resultatet av 1,51 gånger 1,51 procent, minus 0,66 gånger 1 procent. Under de därpå följande åren börjar avvikelsen ebba ut, men det dröjer till år $t+7$ innan den är uttraderad och ”glömd” av modellen. Det är i sammanhanget av största betydelse att summan av koefficienterna är mindre än ett (i denna skattning 0,85). Skulle summan vara större än ett, skulle avvikelsen växa kontinuerligt.¹⁴

¹⁴ Man kan fråga om metoden med tidsförskjutna värden vore ett sätt att ge ”mean-reversion”-egenskap även till modellen (4.1), den som bygger på procentuella förändringar. Då skulle man slippa skatta den något arbiträra trendfunktionen i diagram 4.3. Det skulle gälla att (med tidigare använda beteckningar) finna en modell av typen;
 $Q_t = a_1 \cdot Q_{t-1} + a_2 \cdot Q_{t-2} + \dots + a_n \cdot Q_{t-n} + e_t$, som har egenskapen $Q_t^* = Q_0$ om man antar långsiktig nolltillväxt i sysselsättningen. Anta nu att första simuleringsåret ger ett $Q_1 = e_1$, som inte är noll. Detta ger då $Q_1 = Q_0 \cdot (1 + Q_1/100)$. För att den förväntade sysselsättningen (om alla e fortsättningsvis vore noll) vid en framtida tidpunkt skall vara Q_0 krävs approximativt att $a_1 \cdot Q_1 + a_2 \cdot Q_1 + \dots + a_n \cdot Q_1 = -Q_1$, dvs. att summan av a-koefficienterna är -1. Praktiska regressionskattningar ger dock långt ifrån detta resultat, koefficientsummorna hamnar i trakten av +0,5.

Förloppet när en avvikelse på 1 procent som uppstår år t ebbar ut, ser ut på följande sätt:

t	1,00
$t + 1$	1,51
$t + 2$	1,62
$t + 3$	1,45
$t + 4$	1,12
$t + 5$	0,73
$t + 6$	0,36
$t + 7$	0,06

Tack vare den stationaritet som byggts in i modellsambandet uppkommer mycket stora avvikelser från den antagna långsiktiga sysselsättningstrenden inte särskilt ofta. För att utröna *hur* ofta har 1 000 simuleringar gjorts med sambandet (4.3) med 100 år i varje simulering – sammanlagt alltså 100 000 år. Avvikelser på minst 5 procent uppåt och nedåt uppkommer vardera under 8 procent av åren, dvs. sammanlagt 16 procent, vilket i genomsnitt betyder drygt vart 6:e år. Avvikelser på minst 8 procent uppåt och nedåt uppkommer vardera under 1,3 procent av åren, sammanlagt 2,6 procent, eller vart 38:e år. Men stora avvikelser uppkommer inte enstaka år, utan pågår under flera år när de väl kommer. Episoder med stora sysselsättningsavvikelser inträffar alltså mer sällan än de angivna genomsnitten säger. Detta är i linje med bilden av de historiska avvikelserna i diagram 4.3 och med den modellskattning som bygger på dessa.

Ökad styrka i sysselsättningsvariationerna

Modellsambandet (4.3) har skattats i syfte att användas i UTÖ-modellen. En förutsättning är dock att den ekonomiska politikens inriktning och den svenska ekonomins internationella konjunkturkänslighet i framtiden någorlunda kommer att överensstämja med vad som gällt under perioden 1960–2003. Det är självklart att strukturella ekonomiska och institutionella förhållanden kan ändras och det har också skett stora förändringar historiskt.

För att belysa sambandets känslighet för bakomliggande strukturella omständigheter har modellsambandet skattats separat för två delperioder, 1960–1981 och 1982–2003. Då uppkom inte alltför

uppseendeväckande skillnader i fråga om koefficienterna, speciellt inte deras summa. Däremot skilde sig standardavvikelsen betydligt. Räknat på hela perioden 1960–2003 erhålls som ovan redovisats en standardavvikelse på 1,13 procentenheter. För åren 1960–1981 var standardavvikelsen bara 0,79 medan åren 1982–2003 hade en högre standardavvikelse, 1,39 procentenheter. Se tabell 4.1.

Sysselsättningens variabilitet synes alltså ha ökat kraftigt om man jämför de två delperioderna. Skillnaden är statistiskt sett starkt signifikant.

Sysselsättningsvariationer i ett internationellt perspektiv

Modellsamband av samma typ har skattats av utredningen för 18 andra länder under perioden 1960–2000. Resultaten redovisas i tabell 4.1. Samtliga skattade koefficienter är statistiskt signifikanta. Koefficienten a_1 avseende q_{t-1} varierar mellan 0,94 (USA) och 1,66 (Spanien). Koefficienten a_2 avseende q_{t-2} varierar mellan $-0,82$ (för Spanien) och $-0,42$ (Danmark). Summan av koefficienterna varierar mellan 0,41 (USA) och 0,90 (Irland). Resultaten för Sverige ligger ganska nära genomsnittet för de redovisade länderna.

Den skattade standardavvikelsen för slump termen varierar kraftigt mellan länderna, från 0,61 för Frankrike till 1,78 för Irland. Andra länder med låg standardavvikelse är Belgien, Nederländerna och Japan; andra länder med hög är Finland, Kanada och Nya Zeeland. Även när det gäller standardavvikelsen ligger Sverige nära genomsnittet. Det förtjänar att påpekas att flertalet av de redovisade länderna, i likhet med Sverige, hade en större variabilitet i sysselsättningen under den senaste 20-årsperioden än under 20-årsperioden 1960–1980.

Val av standardavvikelse

Som framgår både av skattningarna för de två svenska delperioderna och av länderjämförelsen synes sysselsättningsvariabiliteten inte ha varit stabil under perioden sedan 1960. För att undersöka betydelsen av att välja nivå på standardavvikelsen, har modellsambandet (4.3) jämförts med ett samband där denna i stället för 1,13 procentenheter är 1,43 – den standardavvikelse som skattats för 1982–2003. Det visar sig att då skulle avvikelser på 8 procent

uppåt eller nedåt uppkomma vart 13:e år i stället för vart 38:e år. Om man i stället räknar med den låga standardavvikelse på 0,79 procentenheter, som skattades för perioden 1960–1981, skulle så stora avvikelser nästan aldrig uppträda – ungefär vart 100:e år.

Tabell 4.1. Skattningar av sysselsättningens avvikelser från den under liggande trenden i olika länder 1960–2000

Modell: $q_t = a_1 \cdot q_{t-1} + a_2 \cdot q_{t-2} + e_t$

	a1	a2	summa	R2	D/W	std
Belgien	1,33	-0,51	0,82	0,79	1,94	0,77
Danmark	1,04	-0,42	0,62	0,60	2,20	1,17
Finland	1,48	-0,73	0,75	0,85	1,81	1,77
Frankrike	1,57	-0,77	0,80	0,80	1,70	0,61
Irland	1,53	-0,63	0,90	0,89	2,18	1,78
Italien	1,27	-0,55	0,72	0,75	1,75	0,95
Nederländerna	1,45	-0,62	0,83	0,81	1,81	0,81
Norge	1,51	-0,74	0,77	0,88	1,87	0,95
Spanien	1,66	-0,82	0,84	0,91	1,91	1,35
Tyskland	1,28	-0,68	0,60	0,76	1,82	0,94
Österrike	1,47	-0,74	0,73	0,87	2,05	0,54
Schweiz	1,47	-0,66	0,81	0,87	1,91	1,26
Storbritannien	1,29	-0,69	0,60	0,78	1,68	1,05
USA	0,94	-0,53	0,41	0,53	2,09	0,96
Kanada	1,09	-0,58	0,51	0,60	2,17	1,46
Australien	1,23	-0,56	0,67	0,72	1,71	1,25
Nya Zeeland	1,32	-0,51	0,81	0,80	2,02	1,69
Japan	1,31	-0,50	0,81	0,77	2,10	0,71
Sverige 1960-2003	1,50	-0,66	0,84	0,89	1,46	1,13
1960-1981	1,22	-0,29	0,93	0,84	1,72	0,79
1982-2003	1,54	-0,72	0,82	0,90	1,36	1,43
Ovägt genomsnitt av ovanstående länder	1,35	-0,63	0,74	0,78	1,91	1,11

Samtliga skattade koefficienter a_1 och a_2 är statistiskt signifikanta på 1 % nivå i enkelsidigt test. R^2 är den (frihetsgradskorrigerade) determinationskoefficienten, som anger hur stor del av avvikelserna som modellen förklarar. D/W är test för autokorrelation i slump termen (skall idealt vara 2) och std är den skattade standardavvikelsen för ekvationens residual.

Utredningen har övervägt att i modellsimuleringarna använda det högsta av de tre ovannämnda värdena, alltså den standardavvikelse på 1,43 procentenheter som skattats för perioden 1982–2003. En återgång till den stabilitet som rådde på den svenska arbetsmarknaden under de ekonomiska ”rekordåren” på 1960-talet och i början av 1970-talet är kanske inte sannolik.

Det finns emellertid en omständighet av helt annat slag som talar för en lägre variabilitet i modellsambandet. I den statistik för sysselsatta som skattningarna här grundas på ingår bl.a. sjukfrånvarande, föräldralediga, personer i beredskapsarbete, m.fl. Men pensionsavgifter betalas också in till fördelningssystemet för andra kategorier, däribland för arbetslösa med arbetslöshetsersättning och personer med aktivitets- eller sjukersättning (”förtidspensionärer”). Den totala kretsen av pensionsförsäkrade personer har därmed en årlig variabilitet som betydligt understiger vad som gäller enbart sysselsatta. Tyvärr saknas det tillräckligt långa tidsserier för denna större krets av pensionsförsäkrade för att tillförlitliga skattningar av dess variabilitet skall kunna göras.¹⁵

Mot bakgrund av ovanstående har utredningen som en kompromisslösning valt att i UTÖ-modellens basscenario hålla fast vid den standardavvikelse på 1,13 som skattats med hjälp av den längre perioden 1960–2003 och som avser sysselsatta personer. Som kommer att redovisas i kapitel 5, har därtill i ett alternativscenari simulerats förlopp där standardavvikelsen är hälften så stor.

4.3 Avkastningen på statsobligationer

I UTÖ-modellen behövs ett samband som avbildar avkastningen på den del av buffertfonden som är placerad i obligationer. Eftersom det finns marknader för obligationer, kan man basera modellantagandena på empirisk kunskap om tendenser och konstaterade mönster på sådana marknader.

På samma sätt som i föregående avsnitt om sysselsättning, sammanfattas först de antaganden utredningen valt, inklusive de grundläggande motiveringarna. Därefter utvecklas motiven för modellantaganden mer i detalj, tillsammans med tillgängligt empiriskt underlag.

¹⁵ Med hjälp av mycket grova antaganden har en motsvarighet till modell (4.3) skattats för en större krets försäkrade vad gäller perioden 1960–2003. Resultatet blev en standardavvikelsen på 0,75 procentenheter i stället för 1,13.

4.3.1 Antaganden om obligationsavkastningen i UTÖ-modellen

Obligationsplacera­rens krav på real långsiktig avkastning antas vara lika med den långsiktiga reala tillväxten i BNP per arbetad timme, den samhällsekon­omiska produktiviteten. Antagandet är en modifierad variant av ett vanligt allmänt antagande att kap­italavkastningen i ekonomin på lång sikt överensstämmer med BNP-tillväxten. Tillväxten i BNP per timme, och därmed också det reala avkastningskravet, förutsätts uppgå till 2,3 procent per år.

Med fria internationella kap­italmarknader har den svenska tillväxten fått mindre relevans för avkastningskravet på obligationer. Under 85-årsperioden 1918–2003 – som sett både fria och reglerade obligationsmarknader – överensstämde dock den reala avkastningen på statsobligationer tämligen exakt med tillväxten i BNP per timme, drygt 3 procent per år.

På kortare sikt – men även 10 år och längre – kan den faktisk­ta realavkastningen på obligationer avvika starkt från det ställda avkastningskravet. Detta beror på osäkerhet i förväntningarna om inflationen. Under tioårsperioden 1993–2003 var den realiserade avkastningen på statsobligationer 8 procent per år, vilket var långt mer än vad som rimligen kan ha förväntats. Orsaken var att inflationen dessa år avtog mycket snabbare än väntat. För att i modellen skriva fram avkastningen på obligationer behövs därför också en mekanism som simulerar olika inflationsförlopp.

Utredningen har skattat ett samband där inflationen under ett år beror på inflationen föregående år och en normalfördelad slump­term:

$$I_t = 2,0 + 0,7360 \cdot (I_{t-1} - 2,0) + e_t$$

där I_t är inflationen i procent under år t och e_t är en normalfördelad slump­term med standardavvikelsen 0,871 procentenheter. Talet 2,0 motsvarar Riksbankens inflationsmål, som i modellen antas vara den långsiktigt förväntade inflationen. Standardavvikelsen 0,871 innebär att det inflationsintervall på 1–3 procent, som Riksbanken också har som mål, sprängs relativt ofta i modellen.

4.3.2 Analys och empirisk bakgrund

En obligation har en i förhand känd *nominell* ränta fram till tidpunkten för inlösen. Denna ränta bestäms av marknadsläget vid den tidpunkt när obligationen köps. Det är en säker nominell ränta, om man bortser från kreditrisken, dvs. risken att emittenten går i konkurs och inte kan betala tillbaka lånet. För svenska statsobligationer kan kreditrisken anses obefintlig.

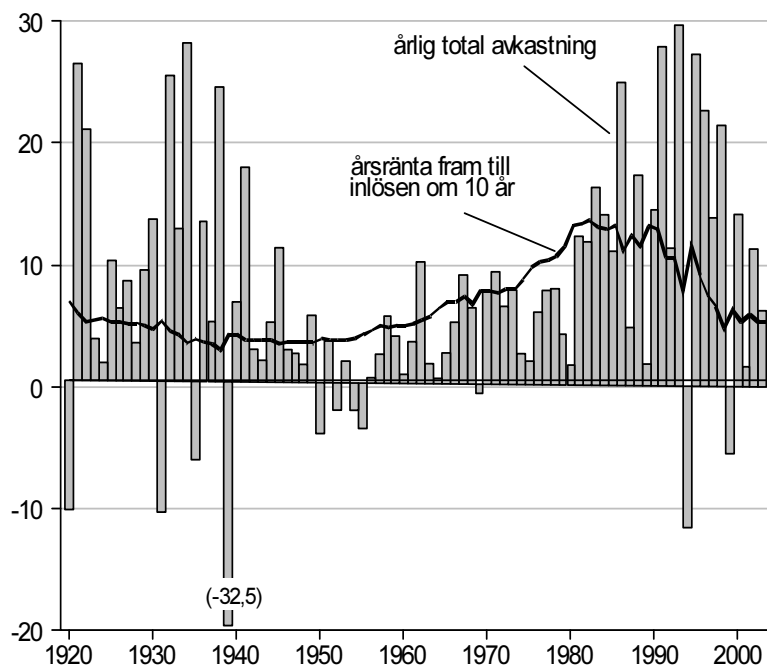
Under tiden fram till inlösen förändras vanligen obligationens marknadsvärde i förhållande till den kurs den köptes för. Om innehavaren säljer den före inlösen, kan den realiserade nominella avkastningen bli en annan. Skulle marknadsräntan på nyemitterade obligationer falla, ökar marknadsvärdet på en redan existerande obligation. Marknadsvärdets ökning blir större ju längre obligationens återstående löptid är. Den *totala* årliga nominella avkastningen på en obligationsportfölj – summan av marknadsvärdets förändring och kontant betald ränta – varierar därför mycket mer än nyemissionsräntan. Av diagram 4.4 framgår att ganska små kortsiktiga förändringar i räntan fram till inlösen om 10 år ("yield-to-maturity" för obligationerna) mycket kraftigt kan påverka den totala avkastningen i motsatt riktning.

Även om en inköpt obligation behålls fram till inlösen, är dess *reala* avkastning osäker, eftersom det finns en osäkerhet om inflationen. Den nominella marknadsräntan på nyemitterade obligationer kan ses som summan av marknadens *reala avkastningskrav* och den *förväntade inflationen* samt en ersättning för inflationsrisken. Kurserna på redan utelöpande obligationer anpassas så att deras avkastning blir samma som på nyemitterade obligationer.

Av dessa variabler – den nominella marknadsräntan, det reala avkastningskravet och den förväntade inflationen samt premien för inflationsrisk – är det bara den nominella marknadsräntan som är lätt att observera under en historisk period.¹⁶ Men om man på något sätt kan uppskatta vad den förväntade inflationen har varit, kan man uppskatta det historiskt ställda reala avkastningskravet under perioden som en restpost.

¹⁶ Att i efterhand mäta den realiserade reala avkastningen (som kan avvika från det reala avkastningskravet) när inflationen är känd, är ett annat och enklare problem. Se vidare det följande.

Diagram 4.4. Nominell avkastning på tioåriga statsobligationer 1920–2003
Procent per år.



Källa: Frennberg, Per, & Hansson, Björn (1992), Computations of a Monthly Index for Swedish Stock Returns 1919–1989, *Scandinavian Economic History Review*, samt med uppdateringar av författarna.

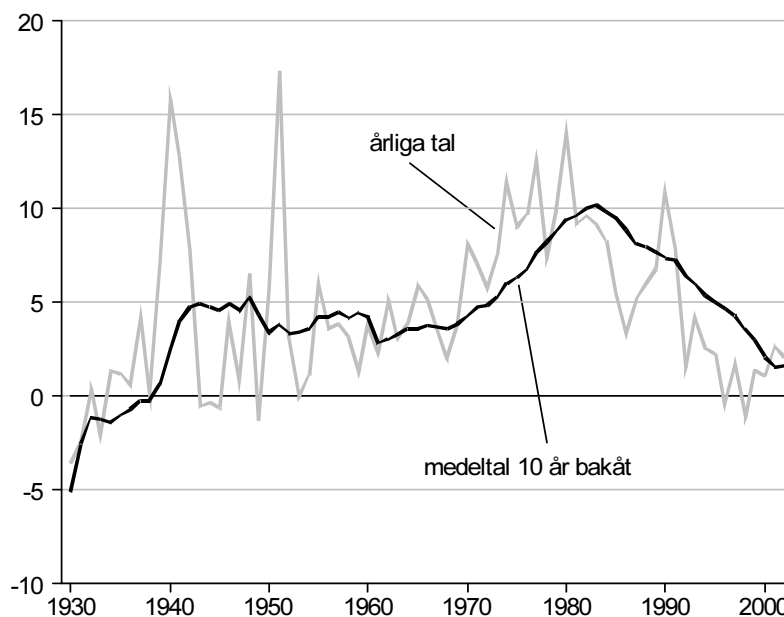
Förväntad inflation och reall avkastningskrav

Även om den förväntade inflationen inte mäts objektivt, kan den uppskattas på olika sätt. En direkt metod är att göra enkäter eller intervjuundersökningar bland marknadsaktörer. Det finns historiska serier – dock av begränsad sammanhängande längd – av sådana inflationsförväntningar, både för Sverige och andra länder. En annan metod, som bygger på teorin om s.k. *adaptiva förväntningar*, är att mäta den förväntade inflationen som medeltalet av några års historiskt uppmätta inflationstal. Man skulle kunna väga dessa tal, t.ex. så att det senaste årets inflation ges den högsta vikten och längre tillbaka liggande tal successivt lägre vikter. I den illustration,

som ges i diagram 4.5 av den förväntade inflationen i termer av 10 års glidande medeltal, används dock lika vikter bakåt i tiden.

Diagram 4.5. Inflationen 1930–2003

Procentuell förändring i konsumentprisindex mellan decembervärden.



Källa: Statistiska Centralbyrån.

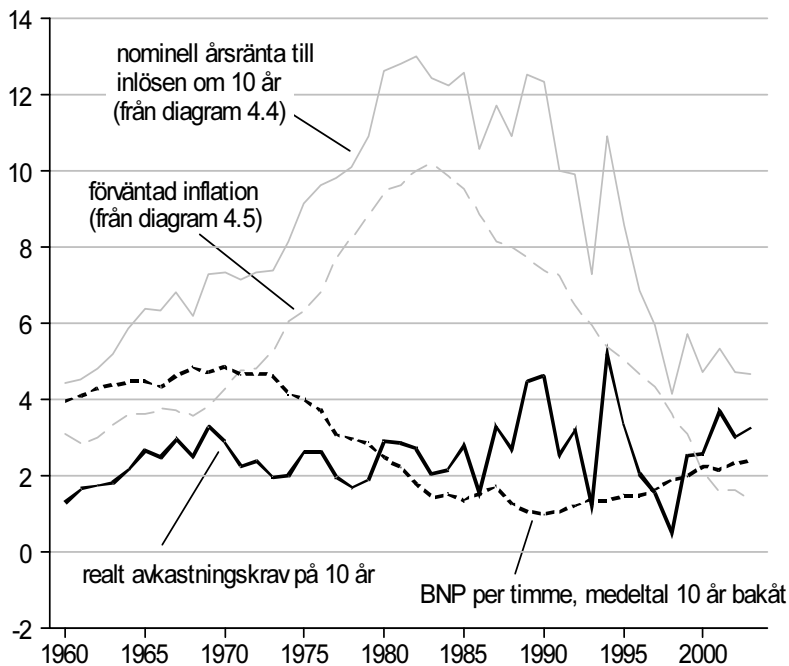
Metoden med medeltal av inflationen några år tillbaka är grov och kan vara missvisande t.ex. för 1950-talet – den kortvarigt höga inflationen 1951 i samband med Koreakrisen kanske inte påverkade inflationsförväntningarna så mycket och så länge som antas i beräkningen. Detsamma kan gälla den likaledes ganska kortvariga inflationsimpulsen år 1940 omedelbart efter andra världskrigets utbrott. I en beräkning av det reala avkastningskravet med hjälp av inflationsmedeltalen i diagram 4.5 kan det därför vara lämpligt att inte starta förrän år 1960.

I diagram 4.6 har utvecklingen av det reala avkastningskravet på obligationsmarknaden uppskattats med hjälp av den nominella marknadsräntan och den förväntade inflationen enligt diagram 4.5. Mätt på detta sätt har det reala avkastningskravet varit ungefär 2,3 procent i genomsnitt sedan 1960-talets början. Ryckigheten i början av 1990-talet hänger samman med de mycket kraftiga nomi-

nella räntesvängningarna under krisåren. Möjligen är den här använda metoden att mäta inflationsförväntningar inte tillräckligt flexibel för dessa år. Inflationsförväntningarna kan ha varierat mer och realavkastningskravet följaktligen ha varit mindre.

Diagram 4.6. Realt avkastningskrav på statsobligationer och BNP per arbetad timme 1960–2003

Procent per år.



Källa: Frennberg & Hansson, *op. cit.* och SCB:s nationalräkenskaper. Det reala avkastningskravet har beräknats under förutsättning att den förväntade inflationen är lika med den genomsnittliga procentuella förändringen i konsumentprisindex under närmast föregående 10 år.

Produktivitetstillväxt och realt avkastningskrav

Bakom de krav på real avkastning som visar sig på kapitalmarknaden ligger de förväntningar som både kapitalplacere och de som investerar i real produktion har på den ekonomiska tillväxten. Ett ofta använt antagande i långsiktiga analyser av samhällsekonomin är att realräntan, dvs. det avkastningskrav som etablerar sig på kapitalmarknaden är lika med BNP-tillväxten, något som av tradi-

tion ibland kallas ”den gyllene regeln”. Sambandet är visserligen av tveksam empirisk stabilitet. Detta gäller även om man som här använder BNP per timme, vilket torde vara rimligast. Det finns principiellt knappast anledning att tro att realräntan stiger om BNP-tillväxten tilltar enbart som resultat av fler förvärvsarbetande eller av fler arbetade timmar per förvärvsarbetande.

I diagram 4.6 visas också förändringarna i BNP per arbetad timme, beräknade i form av glidande medeltal 10 år tillbaka i tiden. Förändringen i BNP per arbetad timme står för den samhälls-ekonomiska produktivitetstillväxten. Genom att beräkna glidande 10-årsmedeltal erhålls ett mått som kan tolkas som marknadens förväntningar på produktivitetstillväxten i samhället, enligt samma synsätt med adaptiva förväntningar som ovan användes för att skapa ett mått på marknadens inflationsförväntningar.

BNP per timme ökade med nära 3 procent per år under perioden 1960–2003. Detta är något mer än det reala avkastningskrav på 2,3 procent som har skattats med hjälp av den nominella marknadsräntan och inflationsförväntningarna. Fram till 1980-talets början var avkastningskravet väsentligt lägre än trenden i BNP per timme. Den svenska kapitalmarknadsregleringen under denna tid, som innefattade placeringsplikt i stats- och bostadspapper, räntereglering och i princip förbud mot utländska placeringar, kan ha hållit avkastningskravet på en konstlat låg nivå. Under de senaste decennierna har det beräknade realavkastningskravet i stället överstigit produktivitetstrenden med en dryg procentenhet. Detta kan bero på kapitalmarknadens internationalisering. Andra länders högre tillväxttal och räntor kan ha drivit upp avkastningskravet på svenska obligationer när utländska värdepapper blivit ett alternativ för placerarna.

Om man utsträcker tidsperspektivet till perioden 1918–2003 finner man att den reala obligationsavkastningen nästan exakt överensstämmer med tillväxten i BNP per timme, drygt 3 procent per år. I denna långa period ingår mellankrigstiden med dess tämligen fria internationella kapitalrörelser.

Mot bakgrund av de antaganden och den statistik som redovisats ovan, har utredningen stannat för att i UTÖ-modellen sätta det reala avkastningskravet på statsobligationer lika med den långsiktiga tillväxten i BNP per timme.¹⁷ Detta kan visserligen upp-

¹⁷ Det kommer att finnas ”kortsiktiga variationer på lång sikt” i produktiviteten (BNP per timme), och man skulle principiellt ha skäl att bygga in en (stokastisk) modell för kortsiktiga variationer. Det antas emellertid att det finns en stabil relation mellan tillväxten i

fattas som ett konservativt antagande, f rutsatt en f rvtant att kapitalmarknaderna i framtiden f rblir fria och internationaliserade och att den globala ekonomiska tillv xten kommer att  verstiga tillv xten i Sverige. I UT -modellen simuleras emellertid framtida f rlopp med en tidshorisont p  75  r, d  m nga strukturella och institutionella f r ndringar kan  ga rum och om vilka vi inget vet. F r 75  r sedan skrev man 1929,  ret f r b rskatastrofen i New York och sedan dess har minst sagt mycket annat h nt.

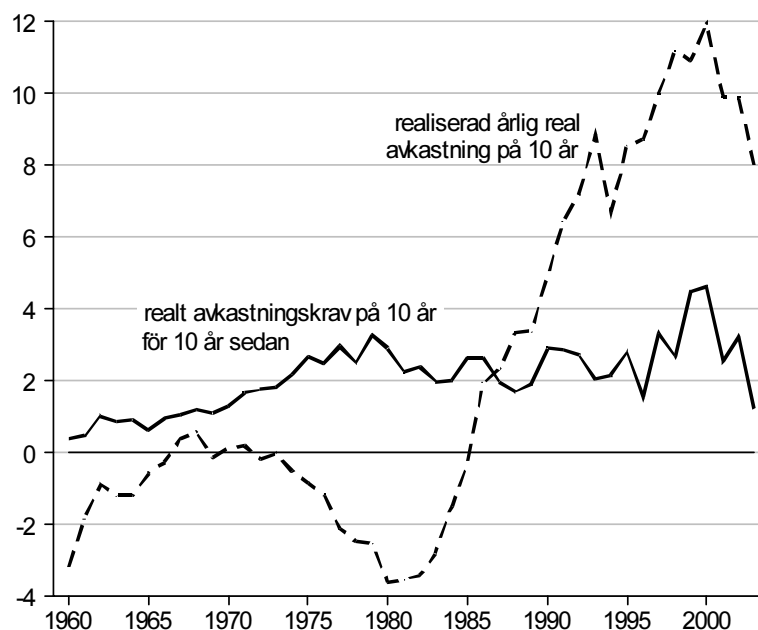
Den realiserade realavkastningen

Som p pekades ovan p verkas den faktiska avkastningen p  en obligationsplacering av om den faktiska inflationen blir en annan  n den som f rvtantats. Om den faktiska inflationen i efterhand visar sig  verensst mma med den som f rvtantades,  r den realiserade reala avkastningen lika med det reala avkastningskrav som st lldes. Blir inflationen h gre  n f rvtantat, urgr ps obligationernas realv rde, s  att den realiserade reala avkastningen blir l gre. Blir inflationen i st llet l gre  n f rvtantat, blir den realiserade reala avkastningen h gre  n avkastningskravet. I diagram 4.7 illustreras detta genom att den realiserade reala avkastningen p  10  riga placeringar i statsobligationer st lls mot det f rvtantade avkastningskrav p  10- riga statsobligationer som ber knats ha g llt 10  r tidigare.

Diagrammet visar som ett extremt exempel att den realiserade realavkastningen p  statsobligationer perioden 1990–2000 var s  h g som 12 procent per  r. Det h ga talet f rklaras av att inflationen avtog mycket snabbare  n f rvtantat under 1990-talet. Realavkastningen blev l ngt h gre  n vad som rimligen kan ha f rvtantats p  marknaden – det reala avkastningskravet ber knas ha varit kring 4 procent vid tio rsperiodens b rjan. Under 1970-talet gick f rvtantningsfelen i motsatt riktning. Perioden 1970–1980 var den realiserade realavkastningen negativ, minus 4 procent per  r, ca 6 procentenheter under det ber knade avkastningskravet.

produktiviteten och pensionssystemets inkomstindex. Inkomstindex antas konstant v xa 0,3 procentenheter l ngsammare  n produktiviteten. De 0,3 procentenheterna svarar mot ett antagande om l ngsiktig nedg ng i de f rv rksarbetandes medelarbetsstid (inkomstindex  terspeglar  rsinkomster, inte timinkomster) och ett antagande om konstant vinstandel i ekonomin. Pensionssystemet  r som tidigare n mnts s  konstruerat att dess balanstal i huvudsak inte p verkas av parallella f r ndringar i kapitalavkastning och inkomstindex. Detta g r att simuleringarnas resultat inte p verkas av vare sig l ng- eller kortsiktiga variationer i produktivitetstillv xten.

Diagram 4.7. Realiserad avkastning och reallt avkastningskrav på statsobligationer 1960–2003
Procent per år.



Källor: se diagram 4.6.

Konsekvensen av dessa iakttagelser är att det inte räcker med antagandet om att marknadens reala avkastningskrav är lika med en långsiktig ökning i BNP per timme på 2,3 procent för att kunna skriva fram den totala realavkastningen på fondens obligationsinnehav. Man behöver också beakta den faktiska inflationsutvecklingen under framskrivningsperioden. Detta kräver en modell som avbildar hur den faktiska inflationen svänger kring sitt förväntade värde.

Mer konkret förutsätts den realiserade reala avkastningen på fondens obligationer bestämmas på följande sätt:¹⁸

1. Den förväntade realavkastningen i procent är lika med den reala tillväxten i BNP per arbetad timme, ett konstant procenttal.¹⁹

¹⁸ Beräkningarna sker multiplikativt, trots att de här för enkelhets skull approximativt beskrivs som additioner eller subtraktioner. Med uttryck av typen ”summan av x procent och y procent” avses i verkligheten beräkningen $100 \cdot [(1 + x/100) \cdot (1 + y/100) - 1]$.

¹⁹ Buffertfonden placerar även i privata obligationer som är förenade med en viss kreditrisk och därför har något högre ränta än statsobligationer. Delvis motsvaras den högre räntan av

2. Den förväntade inflationen i procent bestäms som successiva medeltal av de vid en viss tidpunkt närmast förflutna 10 årens faktiska inflation. Den faktiska inflationens förlopp över tiden bestäms i en särskild stokastisk simuleringsmodell (som redovisas i det följande).
3. Den nominella räntan på 10 års sikt vid varje tidpunkt är summan av (1) och (2).
4. Marknadsvärdets förändring under året bestäms av årets förändring i (3), med ombytt tecken, multiplicerat med obligationsstockens återstående löptid mätt i antal år.²⁰
5. Den totala avkastningen under året är summan av (3) och (4).
6. Den reala avkastningen är (5) minus den faktiska inflationen (se vidare nedan).

Inflationens variationer

Inflationen är, liksom sysselsättningen, en målvariabel för den ekonomiska politiken, men påverkas i hög grad också av omständigheter som ligger utanför politikens omedelbara kontroll. För närvarande har Sverige ett inflationsmål på 2 procent per år, med en tillåten variation på en procentenhet uppåt och nedåt. Under de senaste åren har detta mål upprätthållits väl och den årliga inflationen har ofta legat i underkant av (och ibland nedanför) det målsatta intervallet. Förutsatt att inflationsmålet på 2 procent kommer att ligga fast i framtiden och att det också kommer att kunna hållas ganska väl, skulle man modellmässigt kunna bestämma inflationen I_t under år t på följande sätt (i procent):

$$(4.4) \quad I_t = 2 + e_t$$

kapitalförluster som uppstår. Även i efterhand brukar dock en viss riskpremie realiseras, som beror på riskaversion, dvs. att placerarna kräver en riskpremie som är större än de förväntade kapitalförlusterna. För utländska obligationer kan på samma sätt krävas en högre ränta som täcker valutakursrisker. Här antas i princip att dessa riskpremier, liksom inflationsriskpremierna, är konstanta. För aktier spelar riskpremier en viktig roll i kalkylerna (se vidare nedan).

²⁰ $V_t = -a \cdot (N_t - N_{t-1})$ där a är den antagna återstående löptiden (antal år) och N_t är den nominella räntan år t . Den ökning i marknadsvärdet för diskonteringspapper (där räntan helt eller delvis erhålls genom att pappret emitteras till underkurs), som enbart beror på att inlösen tidpunkten kommit ett år närmare, behandlas som ränta, punkt (3). I verkligheten sker marknadsvärdens bestämning på ett mer komplicerat sätt än vad som här finns anledning att gå in på.

där e_t är en normalfördelad slumpterm²¹ med medelvärdet 0 och en standardavvikelse på 0,7 procentenheter. Med ett sådant samband skulle den årliga inflationen under ca 85 procent av åren ligga inom det målsatta intervallet 1 till 3 procent.

Mot bakgrund av den ekonomiska historien kan en sådan inflation te sig både osannolikt låg och osannolikt stabil under simuleringsperiod som är 75 år lång:

	1920– 1959	1960– 2003	Nuvarande penning- politiska regim
Medelvärde	1,4	5,6	2,0
Standardavvikelse	6,8	3,6	0,7

Under perioden 1920–1959 var genomsnittsinflationen låg men uppvisade kraftiga årliga variationer. Åren 1940 och 1952 var inflationen långt över 15 procent på grund av världspolitiska händelser – andra världskrigets utbrott respektive Koreakriget. Perioden mellan 1920 och 1933 kännetecknades av nästan kontinuerliga prisfall – deflation – på sammanlagt nära 45 procent. Rekordår var 1921 och 1922 med en deflation på 25 respektive 13 procent.

Sedan år 1960 har inflationen varit 5,6 procent per år och det har knappt förekommit några perioder med deflation. Både 1970- och 1980-talen utmärktes dock av högre inflation, under flera år betydligt över 10 procent. Variationerna var dock mycket mindre än under åren 1920–1959 – standardavvikelsen för åren 1960–2003 var bara ungefär hälften så stor – men det är ändå långt kvar ned till en standardavvikelse på 0,7 procentenheter.

Ett av skälen till att inflationens variabilitet varit lägre under de senaste årtiondena jämfört med i äldre tider kan vara att konsumtionen i större utsträckning numera består av tjänster. Tjänstepriserna är mer trögrörliga än varupriserna, de senare är känsligare för internationella kriser och för konjunkturbetingade variationer i lagerhållning. Tjänstepriserna bestäms i hög grad av den inhemska löneutvecklingen.

En framtida återgång till högre varuandel i konsumtionen är inte trolig. En rimlig övre gräns för inflationens variabilitet skulle kunna vara den som rådde perioden 1960–2003, då standardavvikelsen var

²¹ Beträffande normalfördelningen, se avsnitt 4.2.2.

3,6 procentenheter. Det vore dock enligt utredningens mening att tillmäta den nuvarande svenska penningpolitiska regimen en låg trovärdighet (eller kort varaktighet) om det medeltal och den variabilitet som inflationen hade perioden 1960–2003 skulle användas i utredningens simuleringsmodell. Å andra sidan avser UTÖ-modellens simuleringar förlopp på 75 år, en mycket längre period än 1960–2003. Under så lång tid kan mycket komma att förändras. Som en kompromiss har utredningen valt att låta den genomsnittliga inflationen i UTÖ-modellen uppgå till 2 procent per år (dvs. det aktuella inflationsmålet) samtidigt som inflationens standardavvikelse i *relation* till medeltalet blir samma som under åren 1960–2003. Detta antagande skulle ge en standardavvikelse på 1,3 procentenheter.

Vid bestämningen av inflationen behöver man dock på samma sätt som för sysselsättningen beakta att de årliga inflationstalen är tidsmässigt beroende av varandra. Ett år med hög inflation tenderar att följas av ett ytterligare år med hög inflation, och vice versa. Detta beror på att de bakomliggande ekonomiska förloppen sträcker sig över flera år. Ett nytt år startar inte med tomt pappersark.

Däremot är det knappast befogat att – till skillnad mot i sysselsättnings sambandet – bygga in en ”mean reversion”-mekanism. Priser är nominella storheter, och det finns inga reala restriktioner för deras nivå uppåt eller nedåt. Inte ens efter en hyperinflation eller en hyperdeflation finns det något som säger att priserna skulle återvända till ursprungsnivån, innan en utveckling med mer normala inflationstal tar vid. Inflation är mer att likna vid ett byte av valuta.

Den inflationsmodell²² som utredningen använt är:

$$(4.5) \quad I_t = 2,0 + 0,7360 \cdot (I_{t-1} - 2,0) + e_t$$

där I_{t-1} är inflationen föregående år. Koefficienten 0,7360 innebär ett kraftigt tidsmässigt beroende. Innebörden är att en extra inflation på 1 procent under ett år tenderar att följas av en extra inflation på 0,736 procent nästa år. Tillägg av fler tidsförskjutna värden gav inget signifikant tillskott till ekvationens förklaringsförmåga. Standardavvikelsen för slump termen blir med modell (4.5) ovan 0,871 procentenheter i stället för 1,3. Genom att tillföra en variabel som utgörs av föregående års inflation har alltså en stor del av det synbara slumpinflytandet kunnat förklaras.

Att slump termen antas vara normalfördelad är en vanlig approximation av verkligheten. Sannolikheterna för avvikelser uppåt och nedåt är med en normalfördelning symmetriska. Möjligen vore det mer realistiskt att använda en sned sannolikhetsfördelning, där sannolikheten för stora negativa avvikelser är mindre än sannolikheten för positiva avvikelser av numeriskt samma storlek. Ett motiv för detta vore att priserna kan antas vara trögrörligare nedåt än uppåt. En sådan modifikation av modellen har dock bedömts vara av begränsat värde. Valet av sannolikhetsfördelning är under alla omständigheter subjektivt.

Det kan nämnas att simuleringar av inflationen ger negativ inflation (dvs. deflation) under knappt 6 procent av åren. Inflationsmålets intervall 1–3 procent under- eller överskrider under drygt 40 procent av de simulerade åren. Att det sker så pass ofta är en direkt konsekvens av att inflationens standardavvikelse i relation till medeltalet antagits bli samma som under åren 1960–2003.

²² Ekvationen har konstruerats på följande sätt. För den historiska utvecklingen 1960–2003 har beräknats inflationens avvikelser från medeltalet, dvs. $I_t - 5,6$. Dessa avvikelser har multiplicerats med 0,36 – relationen mellan inflationsmålet på 2,0 procent och det registrerade medeltalet 5,6 för 1960–2002. Detta är den angivna kompromissen och resultatet kallas i_t : $i_t = 0,36 \cdot (I_t - 5,6) = 0,36 \cdot I_t - 2,0$. Denna variabel har den önskade standardavvikelsen 1,3 procentenheter; 0,36 gånger 3,6. För att beakta det tidsmässiga beroendet har följande ekvation skattats:

$$i_t = 0,7360 \cdot i_{t-1} + e_t$$

(7,13)

med standardavvikelsen 0,871. Eftersom modellens förväntade inflation skall vara 2 procent modifieras ekvationen till:

$$I_t = 2,0 + 0,7360 \cdot (I_{t-1} - 2,0) + e_t .$$

4.4 Avkastningen på börsaktier

En betydande del av buffertfonden placeras i börsaktier. I detta avsnitt beskrivs hur aktieavkastningen skrivs fram i UTÖ-modellen.

På samma sätt som i de föregående avsnitten om sysstättningen och obligationsavkastningen sammanfattas först utredningens slutsatser om lämpliga antaganden. Därefter utvecklas motiven för modellantagandena mer i detalj tillsammans med tillgängligt empiriskt underlag.

4.4.1 Antaganden om aktieavkastningen i UTÖ-modellen

Den reala avkastningen på börsaktier antas i UTÖ-modellen vara 4,5 procent per år. Avkastningen utgör summan av direktavkastning (utdelningar till aktieägare) och real tillväxt i marknadsvärdena. Den antagna realavkastningen är klart lägre än de dryga 6,5 procent per år som uppnåddes under 85-årsperioden 1918–2003 och mindre än hälften av avkastningen under de senaste tre decennierna.

Bakom det relativt låga avkastningsantagandet ligger att utredningen förutsätter en lägre riskpremie än den historiskt realiserade. Den förväntade riskpremien är den extra avkastning som investerare tror sig få vid placeringar på aktiemarknaden jämfört med avkastningen på placeringar utan kreditrisk, t.ex. statsobligationer. Riskpremien antas vara 2,2 procentenheter utöver det reala avkastningskravet på statsobligationer. Det sistnämnda har enligt avsnitt 4.3 långsiktigt antagits vara 2,3 procent.

Under perioden 1950–2003 realiserades en skillnad i avkastning på ca 6 procentenheter mellan aktier och obligationer. Mycket talar för att den höga aktieavkastningen sedan 1950-talets början var resultat av mer gynnsamma betingelser för världsekonomin än förväntat. Det finns dessutom skäl att tro att avkastningskraven på aktieplaceringar har minskat under loppet av de senaste femtio åren. Risktagandet för den som placerar i aktier har reducerats av att utbudet av aktier blivit alltmer diversifierat, det har tillkommit nya placeringsalternativ i form av aktiefonder och de administrativa kostnaderna i samband med aktiehandel har långsiktigt varit sjunkande.

Under den av världskrig och andra olyckor drabbade perioden 1918–1950 var aktieavkastningen lägre än de avkastningskrav

placerna ställde vid första världskrigets slut. Den realiserade aktieavkastningen under perioden fram till 1950 var t.o.m. lägre än obligationsavkastningen.

Den reala aktieavkastningen varierar mycket kraftigt år från år. Den ackumulerade avkastningen kan under ganska långa perioder avvika från den trend som råder på mycket lång sikt. Detta har inte minst iakttagits under de senaste decennierna. För att kunna simulera olika tidsförlopp för den årliga aktieavkastningen – inom den restriktion som det långsiktiga antagande lägger – har utredningen skattat ett stokastiskt samband, där den ackumulerade reala avkastningens avvikelse (i logaritmiska tal) från den antagna långsiktiga trenden beror på avvikelserna under de närmast föregående två åren och en normalfördelad slumpterm:

$$\log w_t = 1,0580 \cdot \log w_{t-1} - 0,2176 \cdot \log w_{t-2} + e_t$$

där w_t är den ackumulerade realavkastningens avvikelse från trenden och e_t är en normalfördelad slumpterm med en standardavvikelse på 19,3 procentenheter. Det summerade inflytandet av de tidsförskjutna avvikelserna är mindre än ett (0,84). Detta innebär att sambandet innefattar ”mean reversion”, vilket betyder att om avkastningen genom slump termen e_t under ett år avviker från långsiktiga trenden återvänder den ackumulerade avkastningen ändå till slut till denna.

4.4.2 Analys och empirisk bakgrund

Aktier har i motsats till obligationer inget bestämt framtida inlösenvärde och ingen på förhand utlovad avkastning. Aktieköparna försöker kompensera sig för denna större osäkerhet genom högre krav på förväntad avkastning, en riskpremie. Begreppet riskpremie grundar sig teoretiskt på att placerare antas ha vad som brukar kallas riskaversion. Den negativa upplevelsen av att eventuellt förlora ett visst belopp uppvägs inte helt av den positiva upplevelsen av att man lika väl kan komma att tjäna ett lika stort belopp. Om sannolikheten för att förlora en summa pengar är lika stor som sannolikheten att vinna samma summa, föredrar placeraren ett alternativ som ger ett säkert nollresultat. Först om den förväntade vinsten av en osäker placering överstiger vinsten av den säkra med viss marginal – riskpremien – görs placeringen.

Finansmarknadsexperterna är oense om hur hög den förväntade riskpremien just nu är hos aktörerna på aktiemarknaden. Det är även omdiskuterat hur hög den har varit historiskt. Man kan alltid i efterhand mäta den *realiserade* riskpremien genom att beräkna skillnaden mellan uppnådd aktieavkastning och en säker avkastning räknat från en viss historisk tidpunkt. Men det är svårt att ta reda på vad kravet på riskpremie var vid denna tidpunkt. Den kan ha varit både lägre och högre än den realiserade. Många anser att den höga aktieavkastning som uppnåtts i de västliga marknadsekonomierna sedan början av 1950-talet varit högre än vad som då förväntades. Samtidigt finns det experter som hävdar att de långsiktiga förväntningar som nu råder nu kan vara ännu lägre. Några skäl till detta kommer att nämnas i det följande.

Aktieavkastning i historiskt perspektiv

Den reala avkastningen på svenska börsaktier under 85-årsperioden 1918–2003 har beräknats till 6,6 procent per år.²³ Dessa beräkningar förutsätter att erhållna utdelningar löpande återinvesteras på börsen. Avkastningstalen omfattar alltså både direktavkastning och kurstillväxt. Den årliga variationen i avkastningen – volatiliteten med finansekonomiskt språkbruk – har varit synnerligen stor. Som framgår av diagram 4.8 har den reala avkastningen under åtskilliga år varit högre än 40 procent samtidigt som den under många andra år varit negativ på mer än 20 procent.

Ofta brukar sägas att en 10-årsperiod är så pass lång att man kan räkna med en någorlunda stabil aktieavkastning. Men i aktiesammanhang är tio år en ganska kort period. Under de åtta 10-årsperioder som gått sedan 1923 har den svenska börsens realavkastning varierat mellan 2,1 och 11,6 procent per år:

1923–1933	4,2	1963–1973	2,1
1933–1943	6,7	1973–1983	11,6
1943–1953	6,2	1983–1993	8,7
1953–1963	9,8	1993–2003	10,1

Under perioden 1983–2003 var den genomsnittliga realavkastningen närmare 10 procent per år, eller nästan dubbelt så hög som

²³ Den viktigaste källan till långa serier av avkastningsberäkningar för Sverige är Frennberg & Hansson, *op. cit.*

avkastningen under 60-årsperioden 1923–1983.²⁴ Fram till det världsomfattande börsfallet år 2000 hade Stockholmsbörsen under 20 år haft högre avkastning än alla stora börser i världen (se tabell 4.2). Börsfallet som följde blev i gengäld kraftigare i Sverige än på de flesta andra håll, med undantag av Tyskland.

Ser man till hela det dryga halvseket 1950–2002 har avkastningen på den svenska börsen varit ungefär lika stor som på börserna i USA, Japan och de största europeiska länderna – i trakten av 7 procent. Italien har haft låg avkastning under denna långa period. I Japan har tidsprofilen avvikit kraftigt från övriga länder. Åren 1950–1979 var Tokyobörsen den utan jämförelse mest expansiva i världen och realavkastningen var nästan dubbelt så hög som i USA. Den kraftigt negativa japanska realavkastningen 1990–2002 blev sedan huvudorsak till att ”världsbörsens” realavkastning blev så låg som 1,8 procent per år denna period.

Tabell 4.2. Real avkastning på börsaktier i några länder 1950–2002
Procent per år.

	1950–1979	1980–1989	1990–2000	1990–2002	1950–2002
Sverige	4,4	23,0	12,4	5,1	7,6
Danmark	2,9	16,7	7,9	5,5	6,0
Storbritannien	6,1	15,5	9,3	5,1	7,6
Tyskland	8,1	13,9	7,5	0,7	7,3
Frankrike	5,3	15,4	10,3	4,8	7,0
Italien	1,9	14,4	6,3	1,2	4,0
USA	6,7	11,0	11,4	6,8	7,5
Australien	4,8	8,5	8,1	7,6	6,2
Japan	12,7	18,0	-7,1	-8,7	8,0
”Världsbörsen” (16 länder)	7,6	13,5	5,4	1,8	7,2

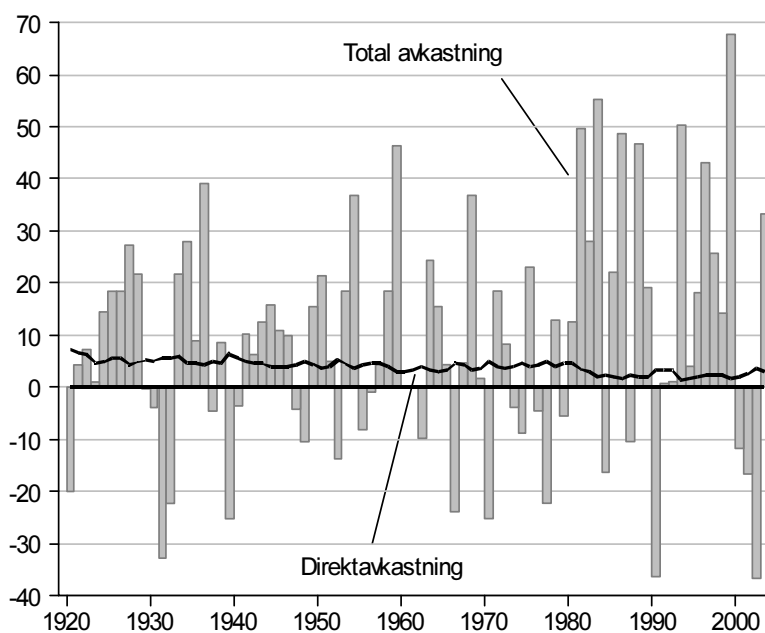
Källor: Dimson, Elroy, Marsh, Paul & Staunton, Mike, *Triumph of the Optimists: 101 Years of Global Investment Returns*, Princeton University Press, 2002 och Dimson, Elroy, Marsh, Paul & Staunton, Mike, Global Evidence on the Equity Risk Premium, *The Journal of Applied Corporate Finance* Vol.15, No. 4, 2003.

²⁴ Volatiliteten, mätt som den årliga standardavvikelsen kring den genomsnittliga avkastningen, har varit ca 22 procentenheter. Den höga volatiliteten gör det svårt att statistiskt styrka hypotesen att det skedde ett trendbrott i den reala avkastningen i början av 1980-talet.

I diagram 4.8 visas dels den reala totalavkastningen, dels direktavkastningen på svenska börsaktier 1920–2003. Direktavkastningens (aktieutdelningarnas) andel av den totala avkastningen har fallit långsiktigt. Det skedde en särskilt kraftig och varaktig minskning vid 1980-talets början. Sedan dess har direktavkastningen genomsnittligt bara motsvarat drygt 2 procent av företagets börsvärde.

Direktavkastningens nedgång speglar att börsvärdet har stigit i förhållande till de utdelningsbara vinsterna. Detta mäts i termer av s.k. P/E-tal.²⁵ Dessa har ökat och är fortfarande höga även efter den nedgång som skedde år 2002 (tabell 4.3). Trots den låga direktavkastningen har utdelningarna, räknade i procent av den utdelningsbara vinsten, varit mycket stora under senare år.

Diagram 4.8. Årlig real avkastning på svenska börsaktier 1920–2003
Procent.



Källa: Frennberg & Hansson, *op. cit.*

²⁵ På engelska price-earnings ratio, vilket försvenskats till P/E-tal.

Tabell 4.3. P/E-tal, utdelningsprocent och direktavkastning
1964–2003

	1964– 1973	1974– 1983	1984– 1993	1994– 2003	2001	2002	2003
P/E-tal (1)	10,0	7,9	8,3	15,3	25,7	15,4	16,8
Utdelningsprocent (2)	38,4	33,5	20,6	36,7	66,0	57,1	51,8
Direktavkastning (3)	4,0	4,7	2,7	2,6	2,1	2,4	3,9

(1) Börsvärde vid årets slut i relation till årets nettovinst.

(2) Årets utdelning i procent av årets nettovinst.

(3) Årets utdelning i procent av börsvärdet vid föregående års slut.

Källor: Frennberg & Hansson, *op. cit.*, Affärsvärlden, SCB:s nationalräkenskaper; bearbetningar.

En reservation som gäller både utdelningsprocenten och P/E-talen i tabell 4.3 är att nettovinsten (som beräknats med hjälp av SCB:s nationalräkenskaper) härrör från produktion inom Sveriges gränser, medan börsvärde och utdelning avser företagen på den svenska börsen. Många börsföretag bedriver omfattande verksamhet även utomlands, samtidigt som det finns produktion i Sverige som utförs av företag som inte är börsnoterade här.

Avkastningskrav och riskpremier

Börsvärdenas utveckling beror till stor del på marknads avkastningskrav, dvs. den avkastning placerarna förväntar sig. Relationen är i princip enkel. Vid en given framtida utveckling av vinsterna finns det i utgångsläget en jämviktsnivå för börskapitalet. Jämviktsnivån är den nivå vid vilken de framtida vinsterna ger en avkastning på aktiekapitalet som är lika med avkastningskravet. Aktiernas marknadsvärden antas anpassa sig till denna jämviktsnivå.

I verkligheten råder det stor osäkerhet om det framtida vinstflödet. Det innebär att marknadsvärdena kan avvika både kraftigt och länge från jämviktsnivån. En enskild aktör vet inte heller vilket avkastningskrav som i genomsnitt råder på marknaderna. Som nämnts är det även omdebatterat vad avkastningskravet har varit historiskt.

Avkastningskravet ställs vanligen i form av en *förväntad riskpremie*, en avkastningsmarginal ovanför en någorlunda riskfri ränta som aktieplaceraarna alternativt kan erhålla. Ett sätt att mäta den förväntade riskpremien är att göra enkäter till professionella

placerare och experter. Enkätresultaten har dock en stark och kanske överdriven tendens att variera med det dagsaktuella läget på börsen.²⁶

Ett annat tillvägagångssätt är att utgå från den *realiserade riskpremi*, den skillnad som under en historisk tidsperiod kan konstateras mellan aktieavkastningen och avkastningen på t.ex. statsobligationer. Obligationer som behålls löptiden ut kan anses ge en säker avkastning i nominella termer. Man kan också jämföra aktieavkastningen med en ränta som är nominellt säker även på kort sikt, t.ex. rullande placeringar i korta statsskuldväxlar.

Med tanke på den höga volatiliteten i aktieavkastningen måste mätningar av realiserade riskpremier vara långsiktiga. Även perioder på 10 eller till och med 20 år är ganska korta i sammanhanget. Som framgår av diagram 4.9 kvarstår en påtaglig ryckighet i den realiserade riskpremi vid en siktlängd på 10 år.

Inte ens dataserier för mycket långa perioder ger entydiga indikationer. Uppskattningarna är känsliga för val av begynnelse- och slutår. En genomsnittlig skillnad i avkastning mellan aktier och statsobligationer på 3,5 à 4 procentenheter är dock en rimlig skattning för tiden från 1920-talet fram till idag.

Riskpremier på liknande eller ännu högre nivåer har för de senaste 80 åren uppmätts i ett flertal västliga industriländer. För USA har en realiserad riskpremie på nära 5 procentenheter under perioden 1920–2003 registrerats. Men flera internationellt ansedda ekonomer har under senare tid hävdats att tal i denna storleksordning är missvisande höga, både som skattning av den riskpremie som kan krävas för framtiden och som mått på vad den förväntade riskpremi varit historiskt.

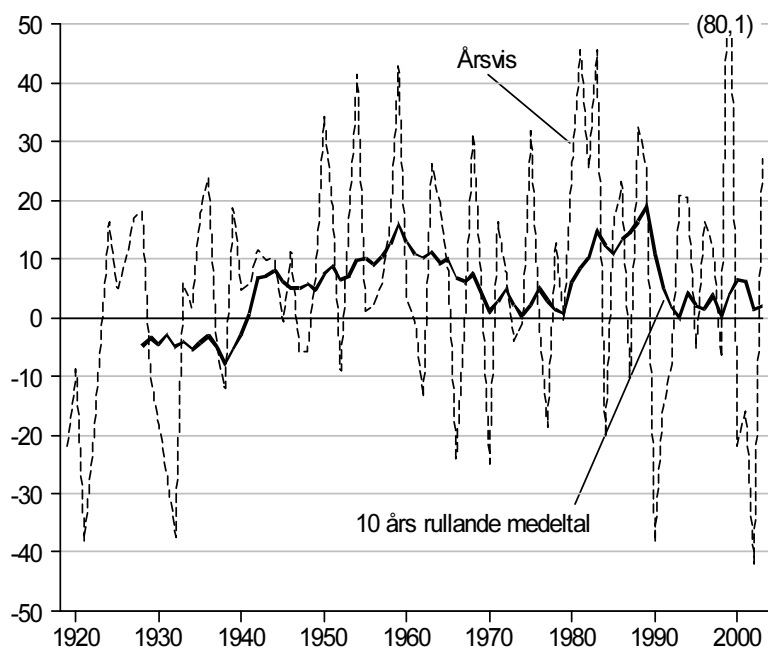
Skäl för detta är inte i första hand bristande mätprecision till följd av kortsiktiga och slumpartade variationer. Istället pekar ekonomerna på andra omständigheter såsom s.k. *överlevnadsbias* i valet av länder som man beaktar. Om urvalet av länder i tabell 4.2 hade bestämts på förhand redan för 100 år sedan, skulle det ha omfattat Polen, Ryssland och Kina, där aktiebörserna sedermera upphörde att existera, vidare Argentina och Uruguay, där utvecklingen under 1900-talet inte alls motsvarade de förväntningar som en gång ställdes. I efterhand är det de länder som lyckades över förväntan – däribland USA, Storbritannien, Tyskland och Japan – som tas med i den ekonomisk-historiska analysen. I framtiden kommer nya

²⁶ Se exempelvis Ilmanen, Antti, Expected Returns on Stocks and Bonds, *The Journal of Portfolio Management*, Winter 2003 eller Dimson, March & Staunton (2003) *op. cit.*

lyckosamma länder att göra entré i detta slags tabeller. Andra kan falla bort eftersom de förlorar sin ställning i världsekonomin och blir ointressanta.

Diagram 4.9. Realiserad riskpremie för börsaktier mot statsobligationer

Procentenheter per år, årsvis och för rullande 10-årsplacering.



Källa: Frennberg & Hansson, *op. cit.*

I de ekonomiskt framgångsrika västerländska marknadsekonomier som vanligen studerats är det särskilt under perioden efter andra världskrigets slut som de realiserade riskpremierna varit höga. Detta kan ställas mot de mer pessimistiska förväntningar som rådde efter andra världskrigets slut. Då fruktades allmänt en efterkrigsdepression. Denna uteblev emellertid, och tillväxten i de västliga industriländerna blev i stället rekordartat hög. De teknologiska genombrotten fortsatte i USA och teknikspridningen till andra länder accelererade. Det europeiska återuppbyggnadsarbetet blev lyckosamt, inte minst tack vare Marshallplanen, och bidrog kraftigt till tillväxten. Fred och ekonomiskt samarbete i Västeuropa grundlades med Kol- och stålunionen, som sedan utvecklades till Euro-

peiska unionen. Tullar och andra handelshinder avvecklades också inom ramen för dåvarande GATT (General Agreement on Tariffs and Trade) och de s.k. Kennedyrundorna.

Allt tyder på att utvecklingen i de framgångsrika länderna kraftigt överträffade de ställda förväntningarna och därmed att den riskpremie som realiserades blev högre än den som placerarna krävde i början av efterkrigstiden.

Har riskpremien sjunkit?

En slutsats av den ekonomisk-historiska analysen är alltså att den förväntade riskpremien för femtio år sannolikt var lägre än den som kom att realiserats. Dessutom finns det skäl att tro att den förväntade premien har *sjunkit* under 1900-talet. Om den förväntade riskpremien går ner, t.ex. därför att aktieplaceringar upplevs ha blivit mindre riskabla, kan följden bli paradoxalt nog bli att den realiserade riskpremien blir *högre* under en ganska lång övergångsperiod. Om aktieplaceringar upplevs ha blivit mindre riskabla, ökar nämligen efterfrågan på aktier i förhållande till säkra placeringsalternativ. Detta höjer börskursernas nivå och medför temporärt en höjd avkastning till följd av kapitalvinster.

En rad praktiska omständigheter har bidragit till att aktieägandets risker är mindre idag än vad de var under tidigare decennier under 1900-talet. Diversifiering av en aktieportfölj har underlättats av att det finns aktier i fler branscher och fler företag att välja mellan. Väsentligt är också att kostnaden för den breda allmänheten att investera i diversifierade aktieportföljer i det långa loppet minskat genom inrättandet av aktiefonder.²⁷

Det konventionella sättet att i efterhand uppskatta den realiserade riskpremien är att beräkna summan av direktavkastningen (i procent av börsvärdet) och börsvärdets reala tillväxt. En alternativ metod, som kan komma närmare den förväntade riskpremien om avkastningskravet har sjunkit långsiktigt, är att utgå från summan av direktavkastning och *utdelningarnas reala tillväxt*.²⁸ Med denna beräkningsmodell elimineras den övergångsvisa reala börs-

²⁷ För investeraren är det naturligtvis nettopremien (efter avdrag av olika hanteringskostnader) som är relevant. Denna faktors betydelse har diskuterats bl.a. i Diamond, Peter A., What Stock Market Returns to expect for the Future?, *Social Security Bulletin*, Vol 63, No. 2000.

²⁸ En sådan modell har förordats av bl.a. Fama, Eugene F., & French, Kenneth, R. (2002), The Equity Premium, *Journal of Finance* 57, April 2002.

tillväxt som är resultat av den förväntade riskpremiens fallande tendens. På detta sätt har riskpremien i USA för 1951–2000 uppskattats till ca 2,5 procentenheter, medan den med det konventionella sättet att räkna blir över 6 procentenheter.

En variant på den alternativa metoden, som är att föredra om det skett förändringar i företagets utdelningspolitik, är att basera den förväntade riskpremiestakningen på summan av direktavkastning och *vinsternas reala tillväxt*. I USA har utdelningar delvis kommit att ersättas av återköp av aktier från aktieägarna. I princip påverkar utdelningspolitiken bara den totala avkastningens fördelning mellan direktavkastning och kurstillväxt. Varianten ger en något högre förväntad riskpremie än utdelningsmodellen men ändå klart lägre än den som ges av den konventionella beräkningsmetoden.²⁹ Slutsatsen är att ”den förväntade riskpremien sjunkit på ett sätt som inte var förväntat vid 1950-talets början”.

De två alternativa beräkningsmetoderna har av utredningen tillämpats på svenska förhållanden. Dessa försök har dock inte givit lika tydliga resultat som för USA. Det skulle kunna betyda att avkastningsförväntningarna – i motsats till i USA – inte avtagit i Sverige. Förväntningarna kan exempelvis ha påverkats positivt av den svenska kapitalmarknadens avreglering i slutet av 1980-talet. Dessförinnan var det inte tillåtet för utlänningar att köpa svenska börsaktier eller för svenskar att köpa utländska aktier, och vidare var de svenska finansinstitutens rätt att hålla aktier kraftigt begränsad.

Antaganden om den framtida aktieavkastningen

Under efterkrigstiden har riskpremier för aktier på över 6 procentenheter realiserats i Sverige och många andra marknadsekonomier. Dessa premier har troligen betydligt överträffat de förväntningar som rådde efter andra världskrigets slut. Samtidigt finns det som utvecklats ovan skäl att tro att den förväntade riskpremien successivt har sjunkit sedan dess. Internationella placerare och finansekonomer är oense om hur hög den förväntade riskpremien är för närvarande – uppfattningarna ligger i ett brett intervall mellan 1 och 4 procentenheter.

²⁹ Med den variant som bygger på vinstillväxten får Fama & French, *op. cit.*, beroende på ytterligare förutsättningar, nivåer på mellan 3,5 och 4 procentenheter.

Det finns numera knappast någon anledning att anta att riskpremierna för svenska börsaktier skulle avvika från dem som råder i omvärlden, i varje fall så länge de nuvarande globaliserade kapitalmarknaderna består.

Utredningen har som sitt huvudantagande stannat för en förväntad riskpremie på 2,2 procentenheter utöver den förväntade realavkastningen på statsobligationer. Detta innebär att realavkastningen överstiger den reala ökningstakten i inkomstindex med 2,5 procentenheter.

Modeller för kortsiktiga svängningar i aktieavkastningen

Eftersom volatiliteten hos aktier är mycket betydande, behöver modellen även förses med ett samband som kan avbilda de årliga fluktuationerna. De simulerade temporära avvikelserna i obligationsavkastningen förutsätts inte återverka på utvecklingen av den årliga aktieavkastningen. Man kan visserligen tänka sig en negativ korrelation på kort sikt mellan obligationsräntan och aktiepriserna.³⁰ Om räntan är hög, kan exempelvis efterfrågan och priser på aktier tänkas bli låga och omvänt. Det har dock visat sig svårt att påvisa någon kraftigare sådan korrelation under en lång historisk period, i varje fall när analysen baseras på årsdata.

Det görs ibland gällande att aktieavkastningens utveckling är rent slumpmässig och att den ackumulerade avkastning som kan uppnås på ett eller par decenniers sikt är resultat av en s.k. "random walk"-process. En återblick på diagram 4.8 ger också intryck av att rörelserna har mycket slumpmässighet i sig. De reala avkastningstalen har en standardavvikelse på 21,6 procentenheter. Det betyder att så stora eller större avvikelser från det långsiktiga genomsnittet på ca 7 procent har varit vanliga.

Tre olika slumpfalsserier har dragits för att illustrera vad en renodlad "random walk"-process skulle innebära med en årsavkastning som är statistiskt normalfördelad med ett medelvärde på 7 procent och en standardavvikelse på 21,6 procentenheter. På så sätt simuleras alternativa reala aktieavkastningar för perioden 1960–2003. Antagandet om normalfördelning innebär bl.a. att avkastningen under ett år är oberoende av avkastningen under föregående år (och

³⁰ Finansmarknadsaktörerna är nog med att beakta korrelationer av detta slag. De finner att korrelationerna kan variera kraftigt över tiden och även att de mycket ofta är positiva. Det är svårt att ange en korrelation som kan användas under en flera decennier lång simuleringsperiod.

alla andra år). De ackumulerade resultaten blev följande, i procent per år:

Simulering 1	-0,2
Simulering 2	4,8
Simulering 3	12,7
Faktisk avkastning (1960–2003)	7,8

Den historiska analysen visar visserligen att den genomsnittliga reala avkastningen kan skifta kraftigt mellan olika perioder – också långa sådana. Men de ovan simulerade olikheterna över en period av 43 år verkar ändå överträffa verkligheten. ”Random walk”-modellen måste sättas i fråga. Det finns även teoretiska skäl för detta. En sådan modell kan sägas ge upphov till ”spekulationsbubblor” av i princip oändlig längd. Efter att exempelvis simulering 3 givit upphov till en avkastning på 12,7 procent per år under 43 år (ett reallt 171-faldigande av kapitalet!), finns det inget i modellen som säger att avkastningen därefter förväntas bli lägre än de på lång sikt förväntade 7 procenten. Den framtida avkastningen förväntas *alltid* bli 7 procent, oavsett vad den har varit under tidigare år.

Mer rimligt är att söka efter en föreställningsvärld där man visserligen accepterar att avkastningen – av vad som liknar slumpmässiga skäl – kan avvika kraftigt och länge från en förväntad utveckling, men där den förr eller senare återgår till en långsiktig trend, ”mean reversion”. Utredningen har valt en modell med den egenskapen.³¹

I diagram 4.10 visas index för den ackumulerade reala totalavkastningen (”avkastningsindex”) sedan år 1918 tillsammans med en långsiktig trend.³² Där visas också avkastningsindex’ avvikelser w_t från trenden under år t . Det faktiska index har härvid satts i relation till trenden:

$$w_t = W_t / W_t^*$$

där W_t är det faktiska avkastningsindex och W_t^* är trenden. Med hjälp av dessa trendavvikelser w_t har ett s.k. autoregressivt schema skattats (i logaritmiska tal):

³¹ Antagandet är en parallell till det antagande som gjorts om sysselsättningens avvikelser från den långsiktiga trenden (se avsnitt 4.2.2).

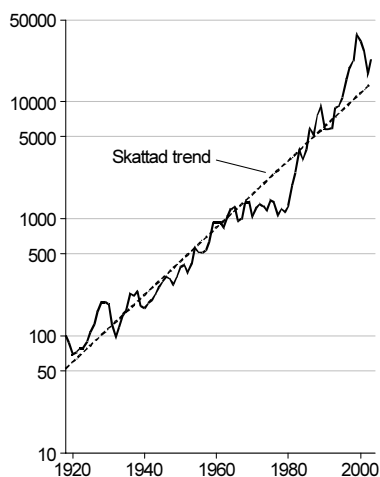
³² En exponentiell trend av formen $\log W_t^* = \log b_0 + b_1 t$ där W_t^* är trenden för index för den ackumulerade reala totalavkastningen.

$$(4.6) \quad \log w_t = 1,0580 \cdot \log w_{t-1} - 0,2176 \cdot \log w_{t-2} + e_t$$

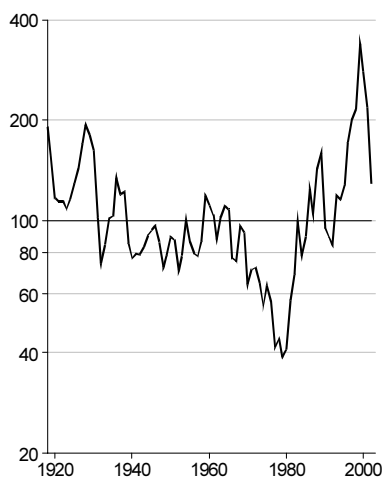
Koefficienterna för båda de tidsförskjutna avvikelserna är starkt statistiskt signifikanta. Deras summa är mindre än ett (0,8404). Det innebär att om en slumpmässigt betingad avvikelse uppstår, kommer avkastningsindex att så småningom återgå till den trend som den avvek från, om ingen ny slumpmässig avvikelse uppkommer. Standardavvikelsen för slump termen e_t är 19,3 procentenheter.

Diagram 4.10. Index för den ackumulerade reala totalavkastningen på börsaktier 1918–2003
1918=100, logaritmisk skala.

a) Avkastningsindex och skattad trend



b) Avkastningsindex med trenden = 100



Nedan visas hur en slumpmässig avvikelse på 1 procent i avkastningsindex under år t gradvis reduceras enligt modellen om ingen ny avvikelse tillkommer:

t	1,00
$t + 1$	1,06
$t + 2$	0,90
$t + 3$	0,72
$t + 4$	0,57
$t + 5$	0,44
$t + 6$	0,35
$t + 7$	0,27
$t + 8$	0,21
$t + 9$	0,16

Först efter 10 år är alltså det mesta av avvikelsen borta.

Simulerar man modellen över en tidsperiod på exempelvis 30 år, hamnar den reala avkastningen i 95 procent av fallen i ett intervall mellan 4,0 och 9,8 procent per år. I dessa simuleringar har räknats med en långsiktig realavkastning på 6,8 procent per år – trendens ökningstakt i diagram 4.10. Under de senaste 30 åren, perioden 1974–2003, var avkastningen 10,1 procent per år, dvs. strax ovanför det angivna intervallet. Om simuleringsmodellen är en korrekt avbildning av verkligheten, är ett sådant avkastningstal alltså att betrakta som extremt högt.