



# HÖGSKOLAN I GÄVLE

Institutionen för ekonomi

Nationalekonomiska avdelningen

*Titel: Den rationella individen – En lagbrytare? En studie av överutnyttjandet av tillfällig föräldrapenning vid införandet av en karensdag i det svenska sjuklönesystemet*

*Författare: Robert Berg  
Mikael Sandström*

*Handledare: Niklas Rudholm*

*Kurspoäng: 10 poäng*

*Kursnivå: Kandidatkurs (C-nivå)*

***Examensarbete***  
*i ämnet nationalekonomi*

## **Abstract**

The goal of this paper is to examine whether the introduction of a qualifying day in the use of sick insurance in the Swedish welfare system resulted in an increase in the use of parental benefits as substitute to avoid the qualifying day. We believe that this could be the case because of the higher gain from the welfare system. We use OLS to perform a linear regression from a data set from the data base LINDA during 1991-1996. The results in this paper are that there is a significant increase in the parental benefit after the reform although there is a negative trend for parental benefit during the examined period.

## Sammanfattning

Denna uppsats studerar hur nyttjandet av tillfällig föräldrapenning (TFP/VAB) har påverkats av införandet av en karensdag 1 april 1993. Den studerande hypotesen är att den rationella individen försöker minimera inkomstbortfallet vid egen sjukdom genom att överutnyttja TFP/VAB.

Tidigare studier från Riksförsäkringsverket (RFV) och institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU) visar att det förekommer överutnyttjande av TFP/VAB. För att studera om reformen 1993 ledde till ett ökande av nyttjandet av TFP/VAB så använder vi oss av databasen LINDA. Dessa data är sammanställda av SCB och tillhandahållna av Handels utredningsinstitut (HUI). Metoden för denna studie är linjär regressionsanalys. Den beroende variabeln är en kvot skapad av TFP/VAB dividerad med individens lön. Den empiriska modellen innehåller totalt 31 st. förklarande variabler som estimeras med OLS. De olika förklarande variablerna är valda för att fånga upp eventuella regionala skillnader samt skillnader i sektortillhörighet och kön.

Resultaten i de empiriska skattningarna visar vid införandet av karensdagen på en ökning av uttaget av TFP/VAB motsvarande 0,1412 % av lönen på årsbasis. För en medelinkomsttagare i vårt reviderade datamaterial skulle detta motsvara en ökning av uttaget TFP/VAB med 18,65 procent. Vidare så visar uppsatsen att Stockholms län har ett signifikant högre kvotuttag av TFP/VAB jämfört med övriga län. Enligt våra beräkningar så har män i privat sektor ett signifikant lägre uttag av TFP/VAB än kvinnor i privat och offentlig sektor. Däremot så finns det ingen signifikant skillnad mellan män i privat och offentlig sektor.

# INNEHÅLLSFÖRTECKNING

<b>INTRODUKTION</b> .....	<b>2</b>
<b>2 BAKGRUND</b> .....	<b>4</b>
2.1 Tillfällig föräldrapenning .....	4
2.2 Sjuklön .....	5
2.3 Teoretisk möjlighet till överutnyttjande av TFP/VAB.....	6
2.4 Tidigare studier.....	7
<b>3 DATAMATERIAL</b> .....	<b>8</b>
3.1 Variabler .....	8
3.2 Deskriptiv statistik .....	9
<b>4 EMPIRISK METOD</b> .....	<b>12</b>
4.1 Egenskaper hos OLS-parametrarna .....	12
4.2 Hypotesprövning.....	13
4.3 Autokorrelation och heteroskedastisitet .....	14
4.4 Empirisk modell .....	15
<b>5 RESULTAT</b> .....	<b>16</b>
<b>6 DISKUSSION</b> .....	<b>17</b>
<b>REFERENSER</b> .....	<b>19</b>
Tryckta referenser.....	19
Internet-referenser .....	19
Övriga referenser.....	19
<b>BILAGA 1</b> .....	<b>20</b>
TABELL 01 - FRÅNVARANDE FRÅN ARBETET, 100-TAL EFTER KÖN.....	20
TABELL 02 – TFP/VAB. ANTAL FÖRSÄKRADE SOM UPPBURIT ERSÄTTNING OCH ANTAL DAGAR .....	21
<b>BILAGA 2</b> .....	<b>22</b>
Resultat: Regressionsanalys av ekvation 4.4 .....	22
<b>BILAGA 3</b> .....	<b>23</b>
Resultat: Regressionsanalys av ekvation 4.32 .....	23

## Introduktion

Genom historien har den ekonomiska debatten kring statens fördelningspolitik alltid varit kontroversiell och ofta präglats av svåra avvägningar. I ett system där resurserna finansieras av skatteuttag är det viktigt att identifiera vilka som är systemets finansiärer respektive mottagare. Den centrala punkten blir att skapa ett rättvist system med effektiv resursallokering.

I ett system med massiva flöden av resurser vid exempelvis sjukersättning och tillfällig föräldrapenning försöker de styrande skapa en allokeringsprocess som på bästa sätt fördelar resurserna. Frågan man kan ställa sig är om omfördelningarna är enbart av godo eller om de resulterar i att de med vassa armbågar och grått samvete kan ta emot en oförtjänt hög del av de gemensamma resurserna.

För att komma till rätta med den tilltagande utgiftsutvecklingen i sjukförsäkringssystemet fastslog regeringen i proposition (1991/92:38) en långsiktig strategi för de offentliga utgifternas utveckling. I propositionen föreslogs tillsättandet av en utredning om införandet av karensdagar för att få en bättre fungerande sjukförsäkring. Utredningens utgångspunkt var att skapa ett regelverk där självriskan i sjuklönesystemet var, i förhållande till inkomsten lika för alla. För ett mer enhetligt system föreslogs vidare karensdagar de två första dagarna i sjuklöneperioden följt av en ersättningsnivå om 90 % av SGI<sup>1</sup> fr.o.m. dag tre (Socialdepartementet 1992).

Den 1 april 1993 infördes en karensdag i sjukförsäkringen gällande sjuklön och sjukpenning detta skedde i enlighet med proposition (1992/93:31). Ersättningsnivån för dag 2-14 i sjukperioden förblev densamma som tidigare, 90 % av SGI (SOU 2000:72).

Givet denna åtstramning uppstår det incitament för individer att minimera förlusten från sjukfrånvaro. Individer kan arbeta trots sjukdom eller förlora inkomst vid en karensdag. Det går även att tänka sig att individer som har möjlighet att ta ut tillfällig föräldrapenning<sup>2</sup> för vård av sjukt barn väljer detta alternativ framför karensdag. Denna uppsats syftar till att studera om det efter införandet av en karensdag i det svenska sjuklönesystemet skedde en ökning av uttaget av tillfällig föräldrapenning.

---

<sup>1</sup> Sjukpenninggrundande inkomst

<sup>2</sup> Begreppet tillfällig föräldrapenning vid vård av sjukt barn kommer fortsättningsvis att benämnas TFP/VAB

För att besvara vårt syfte kommer en ekonometrisk modell samt observationer ur databasen LINDA för åren 1991 till 1996 att användas. Vi kommer att sortera ut de hushåll som inte har möjlighet att nyttja TFP/VAB samt personer under 20. Då reformen infördes under 1993 så har vi valt att inte ta med år 1993 i vår analys.

Dispositionen av resterande del av uppsatsen är följande. I del 2 förklaras systemet för TFP/VAB och sjuklön. Här presenteras viktiga förändringar som systemet genomgått över tiden samt vilken teoretisk möjlighet individen har att överutnyttja systemet. I del 3 presenteras datamaterialet och de variabler som ingår i den empiriska modell som används. Ett avsnitt med deskriptiv statistik avslutar denna del. Del fyra presenterar den empiriska modell som används. Del fem innehåller de resultat som har framkommit ur regressionsanalysen. I del sex diskuteras slutsatserna av resultaten samt förslag till fortsatta studier i ämnet.

## 2 Bakgrund

Det svenska sjukförsäkringssystemet utgör en betydande kostnad för ekonomin som helhet. Under 2005 betalades det ut 3,2 miljarder kr. i TFP/VAB. Utbetalningarna motsvarade 4,4 miljoner dagar, fördelade på drygt 650 000 mottagare. Medelersättningen var 798 kr för män och 674 kr för kvinnor (Försäkringskassan 2006).

### 2.1 Tillfällig föräldrapenning

Tillfällig föräldrapenning, TFP, kan betalas ut i tre olika former: vård av sjukt barn, kontaktdagar och pappadagar. Systemet tillkom 1974, i samband med att föräldraförsäkringen trädde i kraft (Försäkringskassan 2007).

TFP/VAB betalas ut till förälder som på grund av barnets sjukdom inte kan förvärvsarbeta. Ersättningen gäller tills det att barnet har fyllt 12 år. Ersättningen kan betalas ut med högst 60 dagar per år, även om det finns undantagsregler som tillåter ersättning tills det att barnet fyllt 16 år. Vidare kan TFP/VAB betalas ut för heldag, trekvartsdag, halvdag, fjärdedelsdag eller åttondedelsdag. Kontaktdagar kan ges till föräldrar vars barn omfattas av lagen om stöd och service till vissa funktionshindrade (LSS). Kontaktdagar kan ersättas högst 10 dagar per år och barn. I samband med ett barns födelse eller adoption har en pappa rätt till pappadagar under 10 dagar. TFP/VAB ersätts idag med 80 procent av den sjukpenninggrundande inkomsten, SGI. (Försäkringskassan 2007)

Föräldraförsäkringen och TFP/VAB har genomgått en rad förändringar genom åren. Tabell 1 summerar de viktigaste förändringarna för TFP/VAB.

**Tabell 1.** Utdrag ur förändringarna i tillfällig föräldrapenning

---

1987:12	Ersättningsnivån för TFP blir enligt samma beräkning som gäller för korta sjukfall dvs. 90 % av den ordinarie inkomsten.
1991:03	TFP utges med 80 % för de 14 första ersättningsdagarna per barn och år och därefter utges 90 %.
1995:01	Föräldrar kan överlåta TFP till annan försäkrad.
1996:01	Nivån sänks till 75 % för TFP alla dagar.
1998:01	Nivån för TFP höjs till 80 %.

---

Källa: Försäkringskassan (2005)

## 2.2 Sjuklön

Den som anställts för minst en månad eller har en sammanhängande period av minst 14 dagars arbete har rätt till sjuklön från arbetsgivaren för de första 14 dagarna i en sjukperiod. Innan lagen om sjuklön (Lagen 1991:1 047) infördes fick arbetstagaren fr.o.m. den första dagen i sjukperioden ersättning från Försäkringskassan. Lagen infördes den 1 januari 1992 och ingår i sjuklönelagen, SjLL (Försäkringskassan (2005) och innebär att arbetsgivaren betalar ut ersättning dag 2-14.

Idag är sjuklönen 80 % av SGI för dag 2-14. Den första dagen är en karensdag då ingen ersättning betalas ut.

De viktigaste förändringarna i SjLL summeras i Tabell 2.

**Tabell 2.** *Utdrag av förändringarna i SjLL*

---

1974-01	Sjukpenningen utges med 90 % av den ordinarie inkomsten.
1991-03	Tre nya ersättningsnivåer införs: 65 % av inkomsten dag 1-3. 80 % av inkomsten fr.o.m. den fjärde dagen. 90 % fr.o.m. den 91:a dagen.
1992-01	Sjuklönen utges med 65 % dag 1-3. Sjuklönen är 90 % för de återstående dagarna i sjukperioden. Arbetsgivaren betalar ut ersättning vid sjukdom de första 14 dagarna.
1993-04	En karensdag införs för sjukpenning och sjuklön.
1996:01	En enhetlig ersättningsnivå på 75 % av förmånsgrundande inkomst införs
1998:01	Ersättningsnivån höjs till 80 %

---

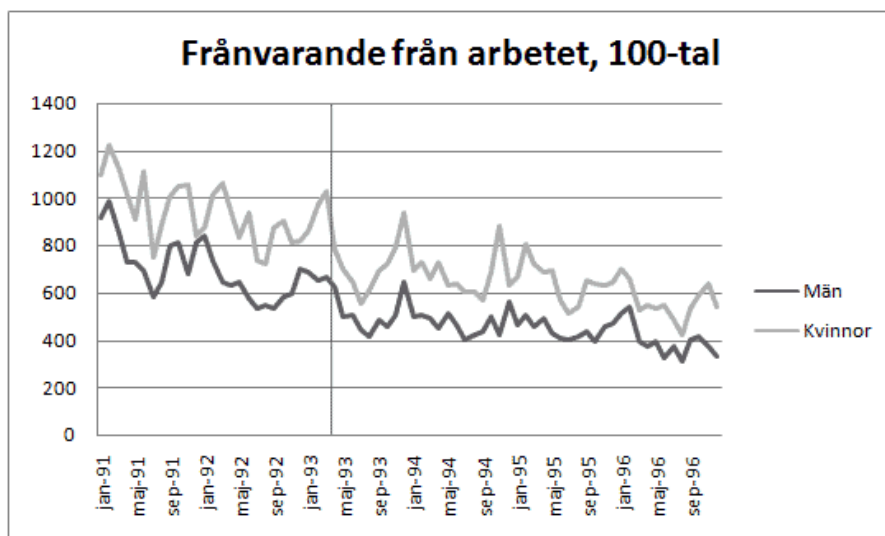
Källa: Försäkringskassan (2005)



## 2.3 Teoretisk möjlighet till överutnyttjande av TFP/VAB.

Vid uttag av TFP/VAB finns det teoretiskt ett flertal olika sätt att överutnyttja denna förmån. IFAU (Rapport 2006:9) lägger fram några möjliga sätt att överutnyttja TFP/VAB. Som det första alternativet tar IFAU upp att en sjuk förälder kan välja att utnyttja TFP/VAB istället för att själv anmäla sig sjuk. Fördelen med detta är att ersättningen från TFP/VAB är högre än från sjuklönen. Mellan tiden mars 1991 till april 1993 skulle detta agerande leda till att individen i fråga erhöll 15 % mer av sin inkomst. Denna förtjänst skulle efter skattereformen 1993 öka till 80 % då en karensdag införs. Om detta överutnyttjande förekommer borde uttaget av TFP/VAB öka efter reformen 1993. Helt klart är att någonting hände med frånvarande från arbetet då karensdagen infördes 1993 (Se figur 2.3). För den rationella individen ligger det nära till hands att utnyttja andra möjligheter i systemet för att kompensera för det inkomstbortfall som en karensdag innebär vilket teoretiskt skulle kunna vara att ta ut TFP/VAB.

Figur 2,3 Frånvarande från arbetet pga egen sjukdom 100-tal individer



Källa: SCB

## 2.4 Tidigare studier

Tidigare svenska studier i överutnyttjandet av TFP/VAB fokuserar enbart på felaktiga utbetalningar inom en specifik tidsperiod. Dessa studier har med andra ord en annan infallsvinkel i jämförelse med detta arbete, som söker hitta signifikanta skillnader i individens beteende mellan två tidsperioder.

2002 genomförde Riksförsäkringsverket, RFV, en riktad kontroll av ärenden med TFP/VAB (RFV 6549/02). Av samtliga inkomna anmälningar av TFP/VAB under juni månad drogs ett stickprov om ca 3500 ärenden som sedan detaljgranskades genom avstämning med arbetsgivare och barnomsorg. Resultatet av granskningen visar att mellan 8 och 12 procent av de inkomna ärendena är felaktiga när föräldrarnas frånvaro kontrolleras mot arbetsgivaren. Vidare visar granskningen stora geografiska skillnader, där andelen fel eller misstänkt fusk föreligger. Stockholms län påvisar det högsta resultatet med ett intervall mellan 11 och 23 procent. I 50-70 procent av fallen med andelen fel eller misstänkt fusk har föräldern arbetat på den tid för vilken ersättning begärts. Med hjälp av de skattade resultaten rapporterar RFV att kostnaden för felaktiga uppgifter av VAB/TFP för 2002 uppgick till mellan 133 och 290 miljoner kr (Riksförsäkringsverket 2002)

Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering (IFAU) genomförde 2006 (Rapport 2006:9) en studie i avsikt att undersöka överutnyttjandet i tillfällig föräldrapenning för vård av barn. Metoden som användes är en för ändamålet relativt ny och kallas informationsmetoden. Metoden innebär att individer i förväg informeras om att de är föremål för ökad kontroll av uttaget av tillfällig föräldrapenning. I studien skickas tre olika brev ut till tre olika försöksgrupper, där den första gruppen mottar en informationsbroschyr samt delgivning om ökad kontroll. Den andra gruppen mottar endast en informationsbroschyr medan gruppen tre endast delges ökad kontroll. Man jämför sedan de olika populationernas uttag av TFP/VAB i en efterföljande experimentperiod. Studien visar att överutnyttjandet som helhet uppgår till 22,5 %. Man konstaterar även signifikanta demografiska skillnader. Kvinnors överutnyttjande skattas till 19 %, medens mäns överutnyttjande uppgår till 28 %. Vidare visar studien att män över medianinkomst till större del överutnyttjar systemet än män under medianinkomst. För kvinnor är förhållandet mellan lönegrupperna det omvända. Studien finner även att individer i privat sektor överutnyttjar mer än personer i offentlig sektor. Överutnyttjandet är störst i storstadsregioner fast detta samband är inte signifikant. (Engström P., Hesselius P., Persson M. 2006).

### 3 Datamaterial

De data som används i undersökningen är hämtade från databasen LINDA<sup>3</sup>, vilken är sammanställd av Statistiska Centralbyrån, SCB och tillhandahållen av Handelsutredningsinstitut. Databasen innehåller paneldata, representativ för hela befolkningen och är framtagen genom ett obundet slumpmässigt urval om cirka 3 % av befolkningen. (SCB 2007) Data i LINDA är företrädesvis hämtade från Totalräknade Inkomst och Taxeringsregistret (IoT). Variablerna är av både kvalitativ- och kvantitativ karaktär, där de huvudsakliga kvantitativa variablerna är deklarerade inkomstuppgifter på individnivå. De kvalitativa variablerna representeras av demografiska egenskaper som exempelvis kön, civilstånd, och arbetssektor. (Vingren, 2005). I denna studie används data för åren 1991-1992 och 1994-1996. Det ursprungliga datamaterialet innehåller totalt ca 3 500 000 observationer. Givet undersökningens avgränsningar och den empiriska modellens utformning är datamaterialet reducerat till ca 840 000 observationer för de aktuella åren.

#### 3.1 Variabler

Det ursprungliga datamaterialet innehåller drygt 200 variabler för respektive år. För att skapa en modell som på bästa sätt besvarar vårt syfte valdes slutligen 16 variabler ut för vidare bearbetning eller direkt användning i den empiriska modellen. Arbetets beroende variabel är KvotVI och är skapad med uttag av tillfälligföräldrapenning (TFORPT) i täljaren och i nämnaren finns en addition av (TFORPT) och lön (CSFVI)<sup>4</sup>. Lönen vi använder oss av är den från LINDA benämnda sammanräknad förvärvsinkomst (CSFVI). Vidare skapar vi en rad dummyvariabler. Den första skapade dummyvariabeln dREFORM erhåller en nolla om observationen är före reformen och en etta om observationen är efter reformen. Då tidigare studier visat att det finns länsspecifika skillnader i uttaget av TFP/VAB väljer vi att inkludera dummyvariabler för de 23 länen i Sverige. Ytterligare en rad dummyvariabler skapas för kön och förvärvssektor, denna skapas utifrån den i LINDA döpta variabeln institutionell sektorkod (KUIINST). De sektorer som vi valt att studera är offentlig och privat sektor för man respektive kvinna. Vid skapandet av denna variabel saknades sektortillhörighet för 11,2% av de personer som hade en inkomst. För att fånga upp eventuella egenskaper i denna grupp så skapas ytterligare två dummyvariabler för man och kvinna i saknad sektor. Vid mätning av

---

<sup>3</sup> Longitudinell Individdatabas

<sup>4</sup> 
$$Y_i = \frac{TFORPT}{TFORPT + CSFVI}$$

uttag TFP/VAB så är det logiskt att antalet barn under 12 har betydelse och utifrån LINDA skapas en variabel för detta BIHU12. Den sista variabeln som uppsatsen kommer att använda är en linjär trend som döps till Trend.

### 3.2 Deskriptiv statistik

Syftet med detta avsnitt är att ge en överblick av datamaterialet och några av egenskaperna hos de variabler som ingår i den empiriska modellen. Tabell 3.21 visar antal Barn under 12 i hushållet och egenskaper hos KvotVI per vuxen som är berättigad till TFP/VAB i hushållet. Tabellen visar på en ökande kvot för antalet barn men med ett avbräck i trenden vid fem, sex och sju barn i familjen.

**Tabell 3.21** *Kvotens fördelning per antal barn under 12 i hushållet per vuxen som är berättigad till TFP/VAB*

Antal	Mean	StdDev
0	0,00246	0,01083
1	0,00993	0,02512
2	0,01553	0,03035
3	0,01671	0,03453
4	0,01643	0,03782
5	0,01488	0,03874
6	0,01144	0,03954
7	0,00992	0,02651
8	0,03876	0,10142
9	0,03567	0,07677

Källa: LINDA 1991-1996

Tabell 3.22 visar antal barn under 12 per hushåll. Tabellen visar på en skillnad i medelvärde och standardavvikelse för de två studerade perioderna. Noterbart här är att tidsperioden innan reformen uppvisar lägre medelvärde och standardavvikelse än perioden efter reformen.

**Tabell 3.22** *Medelvärden för antal barn under 12 per hushåll.*

År	Mean	StdDev
1991	1,63	0,85
1992	1,64	0,86
1994	1,76	0,9
1995	1,76	0,9
1996	1,75	0,9

Källa: LINDA 1991-1996

Tabell 3,23 beskriver hur totala antalet barn under tolv fördelar sig på den studerande perioden. Vi kan konstatera en ökning av antalet barn under den studerade perioden. Vilket möjligtvis skulle kunna förklara siffrorna i tabell 3.22.

**Tabell 3.23** *Antalet barn under tolv i riket.*

År	Antal barn under 12
1991	1282803
1992	1309132
1994	1361868
1995	1368418
1996	1363551

Källa: SCB

Tabell 3.24 visar lönefördelning över den studerade tiden per kön och totalt. Inte helt oväntat visar detta att mannen har en högre medelinkomst och att medelinkomsten är stigande för man, kvinna och totalt. Öväntat är heller inte att mannen har en genomgående högre max lön.

**Tabell 3.24** *Lönefördelning hos vuxna i de studerade hushållen.*

År	Mean	StdDev	Minimum	Maximum
1991 Totalt	153602	99081	0	5378300
1992 Totalt	157529	100298	0	6421800
1994 Totalt	168197	123422	0	8105869
1995 Totalt	171961	115181	0	6826624
1996 Totalt	179290	126160	0	6258975
1991 Man	199028	115231	0	5378300
1992 Man	201669	116954	0	6421800
1994 Man	214449	155910	0	8105869
1995 Man	219742	139334	0	6826624
1996 Man	230931	155504	0	6258975
1991 Kvinna	112167	55324	0	1662800
1992 Kvinna	117529	58440	0	3342700
1994 Kvinna	128801	64257	0	2191640
1995 Kvinna	131823	67630	0	6311346
1996 Kvinna	136598	71109	0	2634630

Källa: LINDA 1991-1996

Tabell 3.25 visar hur KvotVI har rört sig för man, kvinna och totalt över tiden för studien. Det vi finner i denna tabell är att KvotVI tenderar att minska med tiden. Den negativa trenden visar sig även i de tabeller som följer 3.26 a-b

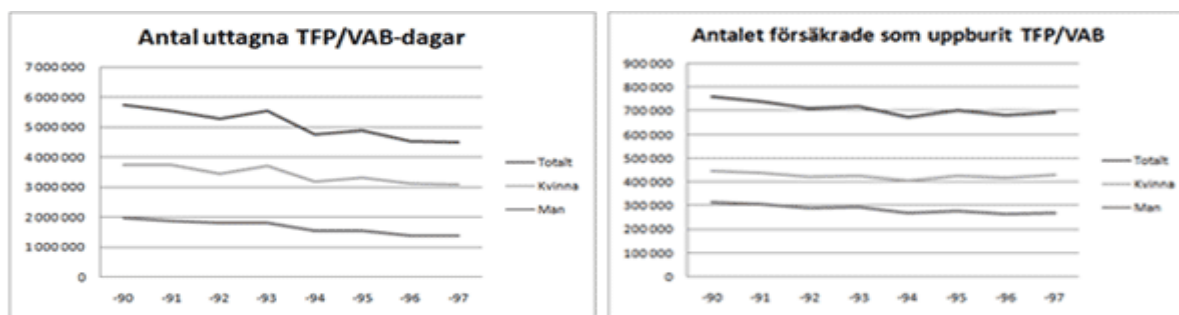
**Tabell 3.25** Kvotens fördelning per man, kvinna och år.

År	Mean	StdDev
1991 Totalt	0,01217	0,0337
1992 Totalt	0,01149	0,03233
1994 Totalt	0,01059	0,02855
1995 Totalt	0,00964	0,02471
1996 Totalt	0,00749	0,02191
1991 Man	0,01825	0,03245
1992 Man	0,0168	0,03167
1994 Man	0,01457	0,02752
1995 Man	0,01453	0,02804
1996 Man	0,01181	0,02423
1991 Kvinna	0,01535	0,03303
1992 Kvinna	0,01427	0,03209
1994 Kvinna	0,01274	0,02807
1995 Kvinna	0,01229	0,02668
1996 Kvinna	0,00985	0,02331

Källa: LINDA 1991-1996

Nedan tabeller 3.26 visar utvecklingen av antalet försäkrade som nyttjat TFP/VAB samt antalet uttagna dagar under perioden 1989-2006. Tabellerna visar på en negativ trend under den i uppsatsen studerade perioden. För mer detaljerad info se bilaga 1 tabell 02.

### 3.26 a-b Översiktlig utveckling av uttaget av TFP/VAB



Källa: Försäkringskassan (2007)

## 4 Empirisk metod

Det ekonometriska verktyg som används i studien är multipel linjär regressionsanalys, OLS<sup>5</sup>. I den generella modellen är den beroende variabeln  $Y_i$  relaterad till  $n$  st. förklarande (oberoende) variabler,  $X_{i2}, X_{i3}, \dots, X_{in}$ , genom en linjär ekvation:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + \dots + \beta_n X_{in} + e_i \quad (4.1)$$

I **4.1** är  $\beta_2, \beta_3, \dots, \beta_n$ , okända parametrar som skattas med OLS.  $\beta$  mäter förändringen i  $Y_i$ , givet en förändring i  $X_{in}$ , samtidigt som övriga variabler hålls konstanta.  $\beta_1$  är ekvationens intercept-term och  $e_i$  är en felterm. För att erhålla tillförlitliga parameterestimater av regressionsanalysen krävs det att parameterskattningarna är BLUE<sup>6</sup> (Griffiths E. W., m.fl.2001, sid. 145 ff.).

### 4.1 Egenskaper hos OLS-parametrarna

För att parameterskattningarna ska vara BLUE måste ett antal antaganden om **4.1** uppfyllas: (Gujarati 2003)

- 1)  $E(Y_i) = \beta_1 + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} \dots + \beta_n X_{in}$ . Det förväntade värdet (medelvärdet) för  $Y_i$  bestäms av värdena på  $X_{i2}, X_{i3}, \dots, X_{in}$  och  $\beta_2, \beta_3, \dots, \beta_n$ . Detta implicerar att väntevärdet för feltermen är noll,  $E(e_i) = 0$ .
- 2)  $\text{Var}(Y_i) = \text{Var}(e_i) = \sigma^2$ . Osäkerheten i modellen förväntas vara konstant,  $\sigma^2$ , för varje observation 1,2,3 ... n. En modell som uppvisar  $\text{Var}(e_i) = \sigma^2$  sägs vara homoskedastisk.  $\text{Var}(Y_i) = \text{Var}(e_i) = \sigma^2$  implicerar att en observation  $Y_i$  inte avviker mer från **4.1** än observationen  $Y_j$ .
- 3)  $\text{cov}(Y_i, Y_j) = \text{cov}(e_i, e_j) = 0$ . Kovariansen mellan två feltermer förväntas vara noll. Storleken på  $e_i$  förväntas inte avgöra storleken på  $e_j$ . Alla par av feltermer är därmed okorrelerade vilket innebär att även alla par av observationer av den beroende variabeln är okorrelerade gentemot  $E(Y_i)$ .
- 4)  $Y_i$  är normalfördelad kring  $E(Y_i)$ .  $Y_i \sim N[(\beta_1 + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} \dots + \beta_n X_{in}), \sigma^2]$  och  $e_i$  är normalfördelad kring  $E(e_i)$ .  $e_i \sim N(0, \sigma^2)$

---

<sup>5</sup> Ordinary Least Squares

<sup>6</sup> Best Linear Unbiased Estimators

## 4.2 Hypotesprövning

I 4.1 beskrevs de egenskaper som OLS-estimatorn måste uppfylla för att generera tillförlitliga resultat. Eftersom OLS-estimatorn utgör en skattning för ett urval av en population,  $N$ , behövs statistiska verktyg för att testa hur det skattade värdet förhåller sig gentemot det sanna värdet.

Vid hypotesprövning testas en nollhypotes,  $H_0$ , mot en alternativ hypotes,  $H_1$  genom ett signifikanstest (t-test).

$$t = \frac{\hat{\beta}_i - \beta_i}{\widehat{se} \hat{\beta}_i} \quad (4.2)$$

där  $\hat{\beta}_i$  är estimator för  $\beta_i$  och  $\widehat{se} \hat{\beta}_i$  är dess standardavvikelse. T-värdet följer t-fördelningen med  $n-2$  frihetsgrader.

T-testet används bl. a. när man vill kontrollera om ett estimerat parametervärde  $\beta$  kan anses vara statistiskt signifikant skild från noll. I detta fall ställs följande hypoteser upp:  $H_0: \beta_i = 0$ ,  $H_1: \beta_i \neq 0$ . **4.2** implicerar att t-värdet blir kvoten  $\hat{\beta}_i / \widehat{se} \hat{\beta}_i$  under nollhypotesen. Efter vald signifikansnivå väljs det korrekta t-värdet ( $n-2$  frihetsgrader) ut ur t-tabellen. Om  $|t| >$  tabellvärde förkastas  $H_0$  och  $\beta_i$  kan anses vara signifikant skild från noll, givet vald signifikansnivå. **4.2** visar det motsatta förhållandet mellan  $t$  och  $\widehat{se} \hat{\beta}_i$ : Lägre osäkerhet i skattningarna genererar ett högre t-värde och en starkare signifikans.

Vidare kan samtliga förklarande variabler testas samtidigt mot den beroende variabeln,  $Y_i$ , med ett F-test. F-testet påvisar grad av signifikans i modellen som helhet genom följande hypotesprövning:  $H_0: \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 \dots = \beta_n = 0$ ,  $H_1 =$  Åtminstone en av parametrarna är signifikant skild från noll (Griffiths E. W., m.fl.2001):

$$F = \frac{(R^2)/(k-1)}{(1-R^2)/(n-k)} \quad (4.3)$$

där  $R^2$  är regressionsanalysens förklaringsgrad,  $k$  är antal förklarande variabler och  $n$  är antal observationer.

Nollhypotesen förkastas enligt:  $F_{OBS} > F_\alpha(k-1, n-k)$ , där  $\alpha$  är vald signifikansnivå.



### 4.3 Autokorrelation och heteroskedastisitet

För att testa om antagandet om homoskedastisitet (punkt 2 sid. 12) och ingen autokorrelation (punkt 3 sid.12) uppfylls så har modellen först estimerats med OLS och därefter tester genomförts. Resultaten av testerna presenteras nedan.

I regressionsanalys av tidsseriedata, där observationerna följer en tidsmässig ordning finns det risk för att feltermerna är korrelerade med varandra vilket implicerar att feltermen i tidsperiod  $t-1$  påverkar feltermen i  $t$ . Modellen lider i dessa fall av autokorrelation (Davidsson R., MacKinnon G., J. 2004): d.v.s.

$$\text{cov}(e_t, e_{t-1}) \neq 0 \quad (4.3)$$

Eftersom antagandet 3 i avsnitt 4.1 indikerar att OLS-estimatoren inte är BLUE om det föreligger korrelation mellan feltermerna kommer regressionsanalysens skattningar inte vara tillförlitliga om man tillåter autokorrelation i modellen. För att kontrollera<sup>7</sup> för autokorrelation används Durbin-Watson's test (DW):

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{e}_t - \hat{e}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n (\hat{e}_t)^2} \quad (4.31)$$

Det kan bevisas att  $d$  måste tillhöra intervallet  $0 \leq d \leq 4$  och att det inte existerar någon autokorrelation om  $d \approx 2$  (Gujarati 2003). Vår regressionsanalys uppvisar ett Durbin-Watson-värde på 1,955 (se tabell 5.11) och anses därför inte lida av autokorrelation.

Vid användandet av OLS är det av vikt att feltermerna uppvisar samma varians för alla observationer, se 4.1 punkt 2. Uppfylls inte denna punkt så kommer de skattade parametrarna inte längre karakteriseras av minimum varians (Gujarati 2003). För att studera om modellen lider av heteroskedastisitet används Koenker-Bassett (KB) test:

$$\hat{e}_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 (\hat{Y}_i)^2 + v_i \quad (4.32)$$

---

<sup>7</sup> Davidsson R., MacKinnon G., J. (2004) föreslår förutom (DW) även andra tekniker . Se sid. 270 ff.

Om  $\alpha_2$  är signifikant skild från noll så tyder detta på att modellen är heteroskedastisk. Om modellen skulle uppvisa heteroskedastisitet så finns det möjlighet att korrigera för detta genom att använda White's heteroskedastisitetkorrigerade standardfel. (Gujarati 2003)

För ändamålet uppsatta variablerna  $\hat{u}^2$  och  $\hat{Y}^2$  används för skattning av 4.4. Resultatet av denna regressionsanalys är att  $\alpha_2$  är signifikant skild från noll. Se bilaga 6 för fullständigt resultat.

#### 4.4 Empirisk modell

Då vårt test visar att den estimerade OLS-modellen innehåller heteroskedastisitet så estimeras modellen med White's heteroskedastisitetkorrigerade standardfel. Följande modell estimeras:

$$Y_i = \alpha + \beta_1 LÖN + \beta_2 BIHU12 + \beta_3 dREFORM + \beta_4 Trend + \sum_{j=2}^{23} \lambda_j X_{jL} + \sum_{k=2}^6 \gamma_k X_{kS} + e_i$$

(4.4)

Modellen, 4.4, innehåller förutom ett intercept, tre st. kontinuerliga variabler och 28 st. binära variabler, samt en felterm. Detta ger upphov till totalt 31 st. parameterskattningar, där varje parameter beskriver den variabelns påverkan på  $Y_i$  (KvotVI), givet att övriga variabler hålls konstanta. För att undersöka hur exempelvis individens löneinkomst påverkar  $Y_i$  implicerar detta:  $\frac{\partial Y_i}{\partial LÖN} = \beta_1$ , Parametern  $\beta_1$ , mäter skillnaden i KvotenVI med avseende på individens lön.

$\beta_2$  visar effekten av antalet barn under tolv i hushållet, parametern  $\beta_3$  fångar upp effekten av reformen (0=1991-1992, 1=1994-1996).  $X_{jL}$  är en vektor av fixa effekter<sup>8</sup> där Stockholms län är referens-län.  $X_{kS}$  är en vektor av interaktionsvariabler för sektorindelning mellan kön och sektor, där man i privat sektor är referensfall. När vi estimerar 4.4 så förväntar vi oss att parameterskattningen  $\beta_3$  skall vara positiv. Då Stockholms län agerar referens fall så förväntar vi oss finna att samtliga län har en negativ koefficient. Detta grundar vi i att tidigare studier (RFV 6549/02) har funnit att överutnyttjandet är störst i Stockholms län. Vidare förväntas  $\beta_2$  vara positiv, då fler barn borde leda till fler sjuka barn. Dummyvariablerna för sektortillhörighet och kön förväntar vi oss visa att kvinnan har en högre kvot än mannen och att kvoten skall vara större i offentlig sektor än i privat. Hur den saknade sektorns kvot skall bete sig har vi ingen förutfattad mening om. Med införandet av trend variabel så hoppas vi

<sup>8</sup> För att undvika "dummy variable trap" använder vi j-1 resp. k-1 interaktionsvektorer. Se Gujarati (2003) sid. 302 ff.

fånga upp en negativ trend i nyttjandet av TFP/VAB (se tabell 3.26 a-b). Således tror vi att trenden kommer vara negativ.

## 5 Resultat

Denna del kommer att visa de empiriska resultaten av regressionsanalyserna. Nedan presenteras koefficient-estimaterna tillsammans med t-värden.

**Tabell 5.1** – Resultat av regressionsanalys (utvalda parametrar)

Koefficient	Estimat	t-värde
Konstant	0,0147***	80,69
LÖN	-2,0E-008***	-40,53
BIHU12	0,004***	106,46
dREFORM	0,001412***	8,73
.dMANOFF.	0,0001	1,75
dMANSAKN.	-0,0022***	-6,82
dKVINNAOFF	0,005***	59,538
dKVINNAPRIV	0,004***	41,00
dKVINNASAKN	-0,0075***	-40,04
Trend	-0,0013***	-30,92
Adj. R <sup>2</sup>	0,042	
F-value	1176,678	
Durbin-Watson	1,956	

\*\*\* Koefficient skild från noll på 1 % signifikansnivå

\*\* Koefficient skild från noll på 5 % signifikansnivå

\* Koefficient skild från noll på 10 % signifikansnivå

Modellen visar att det finns en statistisk signifikant skillnad mellan före och efter reformen med en ökning i KvotVI med 0,001412 enheter. Vidare så visar modellen att kvinnor har en högre kvot kontra män oavsett sektortillhörighet. Lönens påverkan på kvoten kan tolkas så som att en 100000 kr högre lön medför en minskning i KvotVI med 0,02 enheter. Modellssummeringen ovan visar på en förklaringsgrad på 4,2 % och ett D-värde på 1,956. Modellen uppvisar således inga tecken på autokorrelation. Modellens F-värde är 1176,678 och modellen uppvisar god signifikans. Fullständiga resultat finns i Bilaga 2.

## 6 Diskussion

Syftet med denna studie var att undersöka om det införande av en karensdag vid sjukfrånvaro som infördes i Sverige 1993 resulterade i en ökning i utbetalningarna av TFP/VAB. Dessa tankar grundar vi i att rationella individer borde välja att utnyttja den ersättningsform som ger mest ersättning. För att kunna studera detta så använder vi oss av databasen LINDA för åren 1991-1996 med undantaget 1993 då reformen genomfördes. Med OLS skattar vi en modell för andelen utbetalningar av TFP/VAB i förhållande till lön.

Det går att tänka sig att under en låg konjunktur är de försäkrade mindre benägna att använda sig av systemets möjligheter att vara hemma från jobbet i rädsla av att stöta sig med arbetsgivaren. Denna motvillighet att nyttja TFP/VAB visar sig även i tabellerna 3.25 och 3.26. Detta leder oss in på att skapa en underliggande trend i vår regressions analys. Förhoppningen är att denna trend skall fånga upp den minskade benägenheten att nyttja den sociala förmånen TFP/VAB.

Resultaten från regressionskörningen visar att uttaget av TFP/VAB har ökat efter reformen 1993. Denna ökning motsvarar en höjning av KvotenVI med 0,0014 enheter. Detta skulle för en medelinkomsttagare som har möjlighet att nyttja TFP/VAB innebära en ökning av uttaget motsvarande 18,69% för år 1996. Våra resultat ligger över de 8-12 % som RFV (RFV 6549/02) fan i sin studie. Resultaten i vår studie stämmer bättre överens med de 22,5 % som IFAU kommer fram. I sammanhanget är det nödvändigt att nämna att studierna inte kan sägas mäta samma sak. Vårt resultat på 18,69 % visar på en ökning som är en konsekvens av reformen 1993 medans de andra studierna mäter totalt överutnyttjande. Vidare så finner RFV att uttagen av TFP/VAB är störst i Stockholm. Detta säkerställs även i vår studie men nämnas bör att vi inte kan härröra detta till överutnyttjande.

Styrkan i vår studie jämfört med RFV är att vi på en aggregerad nivå genomför en regressionsanalys som tar hänsyn till län, kön, sektor, lön och antal barn i hushållet. Vidare så sträcker sig vår studie över en längre tidsperiod och är inte bunden till en specifik månad. En skillnad som är värd att nämna är att vi har studerat personer som kan utnyttja TFP/VAB medan RFV använder sig av faktiska uttagare av TFP/VAB.

Vid vår empiriska studie skulle vi vilja ha haft med någon form av kontrollgrupp som skulle bestå av personer som inte har möjlighet att nyttja TFP/VAB. Tanken från början var att ta med sjukfrånvaron i modellen för att kunna härröra en eventuell skillnad i dessa två grupper

beteende avseende första sjukdagen före och efter reformen. Detta skulle kunna förstärka ett eventuellt samband mellan införandet av en karensdag och en ökning i nyttjandet av TFP/VAB. Dock så fann vi ingen lämplig variabel i LINDA, så ett sådant angreppssätt fick uteslutas. Att fånga en eventuell effekt som en variabel för karensdag/sjuklön kan medföra borde finnas i åtanke för framtida studier. Med tanke på trendens betydelse, vore det intressant att studera hur utvecklingen av TFP/VAB har förändrats efter perioden av lågkonjunktur.

## Referenser

### Tryckta referenser

Davidson R., MacKinnon G. J., (2004) *Econometric theory and methods*, Oxford University Press

Griffiths E. W., Hill R.C., Judge G. G. (2001) *Undergraduate econometrics*, John Wiley & Sons, INC.

Gujarati N. D. (2003) *Basic econometrics*, The McGraw-Hill Companies, 4th edition.

Engström P., Hesselius P., Persson M. (2006) *Överutnyttjande i tillfällig föräldrapenning för vård av sjukt barn*, Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering, IFAU. Rapport 2006:9

Försäkringskassan (2006) *Rapport till regeringen – åtgärder mot fusk med tillfällig föräldrapenning*, (Dnr 040215/2006)

Riksförsäkringsverket (2002) *Tillfällig föräldrapenning. Kontroll av lämnade uppgifter i ärenden utbetalade under juni månad 2002*, (RFV 6549/02)

Socialdepartementet (1992) - *Karensdagar vid sjukersättning*, (Ds 1992:49)

### Internet-referenser

Försäkringskassan (2005) Sammanställning: *Förändringar inom socialförsäkrings- och bidragsområdena 1968-01-01- 2005-01-01*

<http://www.fk.se/omfk/socialforsakringen/historik/forandringar/dokument/forandringar200501.pdf> Hämtat 2007-02-23

Försäkringskassan (2006) *Bra att veta om sjuklön*.

[http://forsakringskassan.se/pdf-broschyr/faktablad/sjuklon\\_arb.pdf?page=/arbetsgivare/sjuk/index.php](http://forsakringskassan.se/pdf-broschyr/faktablad/sjuklon_arb.pdf?page=/arbetsgivare/sjuk/index.php) Hämtat 20070522

Statistiska centralbyrån (2007) [http://www.scb.se/templates/Product\\_34427.asp](http://www.scb.se/templates/Product_34427.asp)

Hämtat 2007-05-22

### Övriga referenser

Statistiska Centralbyrån, SCB (1991-1996) – *Longitudinell Individdatabas LINDA*, Avdelningen för befolkning och välfärdsstatistik, Inkomster och boende. Statistiska Centralbyrån

## Bilaga 1

Tabell 01 - Frånvarande från arbetet, 100-tal efter kön

<u>År</u>	<u>Män</u>	<u>Kvinnor</u>	<u>År</u>	<u>Män</u>	<u>Kvinnor</u>
jan-91	918	1093	jan-94	501	694
feb-91	987	1220	feb-94	506	732
mar-91	857	1126	mar-94	490	659
apr-91	731	1013	apr-94	449	729
maj-91	731	910	maj-94	513	632
jun-91	692	1112	jun-94	464	638
jul-91	579	750	jul-94	402	603
aug-91	647	886	aug-94	422	605
sep-91	797	1008	sep-94	438	566
okt-91	816	1046	okt-94	499	687
nov-91	679	1054	nov-94	422	879
dec-91	815	840	dec-94	562	630
jan-92	843	875	jan-95	462	668
feb-92	735	1015	feb-95	505	806
mar-92	645	1063	mar-95	459	724
apr-92	629	942	apr-95	491	689
maj-92	642	833	maj-95	426	691
jun-92	574	937	jun-95	407	567
jul-92	536	733	jul-95	402	512
aug-92	549	724	aug-95	414	539
sep-92	531	875	sep-95	439	650
okt-92	585	900	okt-95	392	642
nov-92	595	811	nov-95	457	630
dec-92	701	817	dec-95	470	644
jan-93	685	860	jan-96	514	699
feb-93	654	973	feb-96	542	656
mar-93	666	1024	mar-96	396	530
apr-93	623	784	apr-96	370	546
maj-93	500	702	maj-96	393	533
jun-93	502	644	jun-96	324	550
jul-93	442	557	jul-96	372	486
aug-93	414	612	aug-96	310	424
sep-93	486	693	sep-96	401	536
okt-93	458	725	okt-96	415	589
nov-93	507	788	nov-96	376	641
dec-93	648	937	dec-96	329	545

Källa: SCB (2007)

Tabell 02 – TFP/VAB. Antal försäkrade som uppburit ersättning och antal dagar

År	Kvinna		Man		TOTALT	
	Antal försäkrade	Antal TFP/VAB-dagar	Antal försäkrade	Antal TFP/VAB-dagar	Antal försäkrade	Antal TFP/VAB-dagar
1989	428 399	3 433 528	296 385	1 804 760	724 784	5 238 288
1990	448 045	3 755 660	313 950	1 974 932	761 995	5 730 592
1991	438 257	3 755 660	304 465	1 882 892	742 722	5 524 488
1992	420 960	3 454 071	291 005	1 805 429	711 965	5 259 499
1993	427 976	3 715 702	294 008	1 825 536	721 984	5 541 238
1994	406 281	3 180 854	269 587	1 563 569	675 868	4 744 423
1995	426 798	3 325 023	278 335	1 565 144	705 133	4 890 167
1996	419 645	3 117 461	264 569	1 398 285	684 214	4 515 745
1997	430 577	3 096 279	267 514	1 393 112	698 091	4 489 391
1998	425 862	3 023 516	272 922	1 444 415	698 784	4 467 931
1999	394 303	2 962 931	263 017	1 497 668	657 320	4 460 599
2000	391 255	2 888 059	263 304	1 515 172	654 559	4 403 232
2001	407 990	3 180 863	283 741	1 726 807	691 731	4 907 670
2002	406 015	3 071 677	285 790	1 704 814	691 804	4 776 490
2003	405 492	3 055 349	287 157	1 691 297	692 643	4 746 646
2004	382 084	2 793 796	269 886	1 560 653	651 970	4 354 448
2005	377 237	2 819 216	273 366	1 602 116	650 603	4 421 332
2006	398 362	3 134 444	295 258	1 822 206	693 620	4 956 658

Källa: Försäkringskassan (2007)



## Bilaga 2

### Resultat: Regressionsanalys av ekvation 4.4

Dependent Variable: KVOTVI

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.014668	0.000182	80.68694	0.0000
LON	-1.97E-08	4.87E-10	-40.53368	0.0000
BIHU12	0.003998	3.76E-05	106.4658	0.0000
DREF	0.001412	0.000162	8.733847	0.0000
DUPPS	-0.003866	0.000178	-21.68683	0.0000
DSODER	-0.003283	0.000187	-17.57537	0.0000
DOSTERG	-0.003765	0.000152	-24.78194	0.0000
DJONKPG	-0.005707	0.000150	-37.94726	0.0000
DKRONO	-0.005141	0.000204	-25.16156	0.0000
DKALM	-0.004600	0.000198	-23.23914	0.0000
DGOTL	-0.002381	0.000466	-5.107577	0.0000
DBLEK	-0.003921	0.000246	-15.93482	0.0000
DSKANE	-0.003366	0.000134	-25.10388	0.0000
DHALL	-0.004854	0.000168	-28.86064	0.0000
DGBG	-0.003541	0.000138	-25.61854	0.0000
DALVS	-0.003663	0.000155	-23.67772	0.0000
DSKARA	-0.004772	0.000176	-27.08365	0.0000
DVARM	-0.005334	0.000167	-31.85513	0.0000
DOREBR	-0.003918	0.000175	-22.41386	0.0000
DVASTN	-0.003323	0.000185	-17.92991	0.0000
DDAL	-0.004187	0.000170	-24.65066	0.0000
DGAVLE	-0.003406	0.000188	-18.12371	0.0000
DVASTNOR	-0.005031	0.000166	-30.37102	0.0000
DJAMT	-0.004921	0.000249	-19.74246	0.0000
DVASTB	-0.005014	0.000151	-33.10742	0.0000
DNORRB	-0.003874	0.000177	-21.87093	0.0000
DMANOFF	0.000139	7.96E-05	1.752299	0.0797
DMANSAKN	-0.002187	0.000321	-6.818450	0.0000
DKVOFF	0.005091	8.54E-05	59.64058	0.0000
DKVPR	0.004102	0.000100	40.99523	0.0000
DKVSAKN	-0.007446	0.000186	-40.04448	0.0000
TREND	-0.001274	4.12E-05	-30.92088	0.0000
R-squared	0.041636	Mean dependent var	0.012880	
Adjusted R-squared	0.041600	S.D. dependent var	0.028869	
S.E. of regression	0.028262	Akaike info criterion	-4.294546	
Sum squared resid	670.6496	Schwarz criterion	-4.294103	
Log likelihood	1803001.	F-statistic	1176.678	
Durbin-Watson stat	1.955752	Prob(F-statistic)	0.000000	

## Bilaga 3

### Resultat: Regressionsanalys av ekvation 4.32

Dependent Variable: Squared\_res

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000	0,000	20,182	0.0000
Squared_predicted	1,947	0,77	25,138	0.0000

R-squared 0.001

Adjusted R-squared 0.001

Ekvation 4.32:  $\hat{\epsilon}_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2(\hat{Y}_i)^2 + v_i$