



**LUNDS UNIVERSITET**  
Ekonomihögskolan

# Reformens bett

En hälsoekonomisk utvärdering av finansieringsreformen av tandvården 2008

Ola Svedin\*  
2015-04-02

Handledare: Petter Lundborg

NEKH01 – Kandidatuppsats

\*Tack till Petter Lundborg för god handledning, Margareta Dackehag och Ulf Gerdtham för deras tid och uppmuntran vid handledarsonderandet, mina vänner David Jönsson och Anders Gustafsson för deras tid och uppmuntran, samt resten av mina vänner och min familj.

**Abstract:**

Den här uppsatsen undersöker allmänt tandvårdsbidrags (ATB) påverkan på tandvårdsbesök. Difference-in-differences (DiD) metoden applicerades på tvärsnittsdata från SCB:s "Undersökningarna av Levnadsförhållanden" (ULF), där intensitets-differensen i ATB för åldersgrupper nyttjades.

DiD-estimaterna för tidsperioderna som uppfyllde parallell-trend-antagandet hade en statistiskt signifikant effekt på tandvårdsbesök – för år 75+ c:a 7,55 % -enheters, år 16-24 c:a 11,24%-enheters, och för år 25-34 c:a 3,44 % -enheters besöksinduceringsgrad. Resultaten höll dock inte för Granger-placebotester och inklusion av grupp-specifika trender. Konklusionen är att den ekonomiska/och/eller psykologiska effekten av dubbel ATB ej hade statistiskt signifikant kausalt estimerad effekt för de behandlade åldersgrupperna att induceras öka besöksgraden till tandvården, i den här DiD-specifikationen på ULF-data.

**Nyckelord:** difference-in-differences, tandhälsa, hälsoekonomi, reform, naturligt experiment, allmänt tandvårdsbidrag, undersökningarna av levnadsförhållanden

<b>Innehållsförteckning</b>	<b>Sida</b>
1. Inledning.....	4
1.1. Bakgrund.....	4
1.2. Syfte och frågeställning.....	5
1.2.1.Syfte.....	5
1.2.2.Frågeställning.....	6
2. Tidigare forskning.....	7
2.1. Tandvårdspriser och –efterfrågan.....	9
2.2. Tillgångssidan och effekter av marknadsförändringar.....	10
2.3. Tandvårdsrädsla.....	11
3. Teoretiskt ramverk: mikroekonomiska tandhälsoaktörer.....	12
3.1. Mikroekonomiska antaganden.....	12
3.2. Grossman-modellen för efterfrågan på (tand)hälsa.....	13
4. Institutionell kontext.....	16
4.1. Tidigare studier.....	16
4.2. Tidigare utvärderingar av 2008 års reform.....	17
5. Metod.....	18
5.1. Modellering med DiD på ULF-data.....	19
6. Data, variabler och modellspecifikation, samt förväntade resultat.....	21
6.1. Data.....	21
6.2. Variabler och modellspecifikation.....	22
6.3. Förväntade resultat.....	23
7. Resultat och analys.....	24
7.1. Parallell-trend-antagandet.....	24
7.2. DiD-resultat.....	26
7.3. Kommentar angående resultat.....	30
7.4. Tester, brister, och vidare analys.....	31
7.4.1. DiD-specifikationstester.....	31
7.4.2. Surveydatans begränsningar.....	34
7.4.3. Från statistisk signifikans till ekonomisk magnitud.....	34
7.5. Skissartad beräkning av reformkostnad i relation till reformeffekt.....	35
8. Sammanfattande kommentarer, vidare forskning, och konstruktivt förslag.....	37
8.1. Sammanfattande kommentarer om resultatet och dess brister.....	37
8.2. Diskussion om teoretisk vidareutveckling.....	38
8.3. Konstruktivt förslag.....	39
9. Referensförteckning.....	41
10. Appendix.....	45

# 1. Inledning

## 1.1. Bakgrund

*"[...] [M]en när hon såg på lövet, fann hon till sin förvåning, att där satt tre synålar instuckna. Samma dag fick hon en våldsamt tandvärk. Hon kom då genast att tänka på lövet med synålarna. Det var naturligtvis emedan hon rört vid det som hon fick värken, och förmodligen var det en tattarkärring, som satt dit nålarna av hämnd för att hon ej fått vad hon tigt om."<sup>1</sup>*

De bakomliggande orsakerna bakom tandvärk och dålig tandhälsa är väsentligen mer vetenskapligt belagda och satta i det allmänna medvetandet idag, än ovanstående redogörelse för folklig skrock och associationsförmåga. Tändernas hälsa är onekligen en del av kroppens hälsa. Men det fascinerande med tandvård inom kontexten för hälsoekonomi är att förutom akut tandvård, så behandlas tandvård institutionellt behandlas annorlunda än annan vård.<sup>2</sup>

Med den institutionella särskillnadens normativa önskvärdhet åt sidan, så är nästpåföljande i vilka aspekter tandhälsa och annan hälsa skiljer sig i sina väsen för den enskilde individen – dvs. efterfrågesidan - som kan motivera att de behandlas olika samt att man bör ha viss skillnad i de analytiska glasögonen. En tes kan vara att oregelbundenheten och oförutsägbarheten som föreligger i att uppsöka medicinsk vård och vars användande enbart ger nytta vid sjukdom/tillbud och därmed undvikandes död/morbiditet<sup>3</sup>, kan hävdas vara mindre framträdande i *dental* hälsa. Folland et al beskriver en av eftersträvansvärda karaktäristika för ett försäkringsarrangemang att vara att *"[...]The loss should be accidental from the viewpoint of the person who is insured"*<sup>4</sup>. Risken för moral hazard i bristen på kunskap om den försäkrades handlingar och vad som förorsakat dess hälsotillstånd är närvarande både i tandhälsa och annan hälsa, men för icke-akut tandvård är sambandet mellan individuell investering i dental hälsa och utkomst i dental hälsa prima facie klarare än för annan icke-akut hälsoinvestering.<sup>5</sup> Gen- och miljöfaktorer utom individens egenmakt är en intressant fråga. Exempelvis Rintakoski et al använde en kvantitativ genetisk modell på finsk tvillingdata och estimerade den genetiska komponenten för antal fyllda tänder vara 49 % för män och 68 % för kvinnor.<sup>6</sup>

Oaktat resultat om genetiska faktorer, så kvarstår faktum att konsumenten medfinansierar med privata medel sin tandhälsa i högre grad än annan hälsa. Det föranleder egalitära aspekter att dyka upp i argumentationen kring dental hälsa. Ett sådant exempel är argumentet om att ens smil/dentala status kan sociokulturell/socioekonomisk tillhörighet och att detta kan vara en individuellt psykologisk och eventuellt arbetsgivarmässig barriär för arbetstillfällen, nätverkande, politisk framgång, etc.<sup>7 8</sup> De närvarande socioekonomiska skillnaderna i dental hälsostatus var åtminstone den explicita föranledningen till en tandhälsofinansieringsreform från regeringens sida hösten 2007. Ett saxat citat från

<sup>1</sup> S.201, von Sydow, från Rooth, 1971

<sup>2</sup> Den svenska tandläkarprofessionen professionaliserades relativt sent och separat från den medicinska professionen och sektorn<sup>2</sup> och därmed finns det visst fog för att hävda att institutionella förklaringar på tillgångssidan har spelat roll i skillnaden mellan tandvård och annan hälso- och sjukvård, cf s.10, Lindblom, 2004.

<sup>3</sup> S.143, Arrow, 1963

<sup>4</sup> S.154, Folland et al, 2007

<sup>5</sup> E.g. kariesnärrvaro p.g.a. misskött egenvård och/eller sockerintag, och tobaksrökning.

<sup>6</sup> S.700, Rintakoski et al, 2010

<sup>7</sup> En god tandhälsostatus är ofta förknippat med ungdomlighet och/eller skönhet. Även om deras studiefokus är mer på neutral fotografier på ansikten, så är den generella korrelationen mellan konventionell attraktivitet och (här) politisk succé illustrerande: Berggren, Jordahl, Poutvaara, 2010.

<sup>8</sup> Cf. Lindblom, 2004

pressmeddelandet från socialministern illustrerar"- Bra eller dålig tandhälsa får inte bli en skiljelinje mellan den som har bra eller dålig ekonomi. Vi hoppas att reformen ska få fler att redan i unga år vänja sig vid att regelbundet gå till tandläkaren."<sup>9</sup>

REFORM2008<sup>10</sup> kan sägas vara fokuserad på att minska skillnaden mellan willingness-to-pay och ability-to-pay. Propositionen "*Statligt tandvårdsstöd*"<sup>11</sup>, introducerade för vuxna (>20) medborgare en tandhälsoscheck (Allmänt tandvårdsbidrag(ATB)) och ett nytt högkostnadsskydd med trappsteg av copayments för större utlägg för tandvård över ett år. Budgetärt prognosticerades den här reformen dubblera statens utlägg för tandvårdsfinansiering från ca 3 miljarder SEK till 6 miljarder SEK årligen.<sup>12</sup> Av dessa 6 miljarder estimerades 1,1 miljarder vara för tandvårdschecken och 4,9 miljarder för högkostnadsskyddet, i 2008 års priser.<sup>13</sup> ATB består av en subvention på max 300 SEK på två år (150 SEK/år) för människor i åldern 30-74, och 600 SEK på två år (300 SEK/år) för människor i åldrarna 20-29 och >75. Främst är syftet att inducera undersökningar samt preventiv dentalvård, men ATB kan användas för den mesta tandvården.<sup>14</sup> Högkostnadsskyddsdelen består av en statlig delfinansiering för kostnader mellan 3001-15000 SEK med 50 %, och kostnader >15000 SEK med 85 %. Subventionerna är alla baserade på ett referenspris per behandling, som blir jämförelsepunkterna för patienter som vill jämföra tandhjälsvårdsenheter och deras priser.<sup>15</sup>

## 1.2. Syfte och frågeställning

### 1.2.1. Syfte

Propositionen klubbades igenom i riksdagen och började verka från 1 juli 2008.<sup>16</sup> Att förmås besöka tandvården är att gå från noll till besök. Därför har jag fokuserat på den specifika delen av REFORM2008 som omfattar alla: allmänt tandvårdsbidrag (ATB).<sup>17</sup>

Ett av propositionens mål var att de med inga eller små tandvårdsbehov ska bibehålla sin tandhälsa genom ekonomiskt stöd för regelbundna tandvårdsbesök i förebyggande syfte och därtill bedöms det som extra viktigt att "[...]få personer i åldersgruppen 20-29 år att i högre omfattning än tidigare besöka tandvården i förebyggande syfte"<sup>18</sup>. TLV identifierade ett tomrum i forskningen i utvärdering av REFORM2008 och eftersökte "[F]ördjupade analyser avseende de med allra lägst inkomster i de yngre (20-40 år) och äldre åldersgrupperna (över 80 år), för att klargöra orsakerna till att de i lägre utsträckning besöker tandvården"<sup>19</sup>

Den här uppsatsen plockar upp den tappade handsken och vill genom hälsoekonomisk analys ge en ansats till vetenskapligt bidrag genom att försöka estimeras

<sup>9</sup> "Regeringen presenterar tandvårdsreform", regeringen.se

<sup>10</sup> Propositionens term i den här uppsatsen

<sup>11</sup> Prop. 2007/08:49

<sup>12</sup> "Regeringen presenterar tandvårdsreform", regeringen.se

<sup>13</sup> S.146, Prop. 2007/08:49

<sup>14</sup> Med undantag. Kosmetisk tandvård täcks exempelvis ej.

<sup>15</sup> Även introduktion av en nätprisportal för kostnadsjämförelser, cf "Tandvårdsreformen träder i kraft", regeringen.se

<sup>16</sup> "Tandvårdsreformen träder i kraft", regeringen.se

<sup>17</sup> Se figur 1 i Appendix

<sup>18</sup> S.6, Försäkringskassan, Svar på regeringsuppdrag, 2010

<sup>19</sup> S.7, "Nulägesbeskrivning av det statliga tandvårdsstödet", Tandvårds- och läkemedelsförmånsverket, 2014

besöksinduceringen till tandvården av REFORM2008s ATB-differentiering.<sup>20</sup> Om någon mätbar inducering av besök ej kan bekräftas, så finns det anledning att revidera reformens utformning.

### 1.2.2. Frågeställning

Uppsatsen ämnar mäta och skatta effekterna av REFORM2008 för de med allra lägst inkomster i åldersgrupperna 20-40 år och över 80 år att besöka tandvården, genom att med ekonometrisk teknik och hälsoekonomisk konceptualisering söka svara på den bredare frågan: Vilka tandvårdsbesöksbenägenhetseffekter har 2008 års statliga tandhälsofinansieringsreform med särskilt avseende på allmänt tandvårdsbidrag (ATB) haft på den svenska populationen?

Jag använder en difference-in-differences (DiD) metod där jag nyttjar det faktum att ATB är dubbelt så intensiv för vissa åldersgrupper än andra, och applicerar den här ekonometriska tekniken på data från SCBs ULF/SILC-data<sup>21</sup> för att försöka mäta tandvårdsbesöksbenägenhetseffekterna av reformen. Det utförs DiD-tester och annan kritisk utvärdering av den skattade eventuella statistiska effekten och dess ekonomiska magnitud, dess antaganden, felmarginaler och metodologiska felkällor, samt hur mina resultat konformerar med tidigare (tand)hälsoekonomisk teori.

---

<sup>20</sup> Dvs. interaktionen mellan patienten och tredjepartsbetalande/-subventionerande (här: staten) i 3P-konceptet: Providers, patients, och 3rd-party-payers. Providers, dvs. tillgångssidan, får dock visst utrymme i teori-avsnittet.

<sup>21</sup> Undersökningarna av levnadsförhållanden/Survey of living conditions, hädanefter refererat till som ULF

## 2. Tidigare forskning

Syftet med det här avsnittet är att ge en bakgrund om vad som särskiljer tandhälsa ur ett hälsoekonomiskt perspektiv, tandhälsas determinanter samt några tidigare hälsoekonomiska studier som berör tandhälsa. Allt för att sätta den här uppsatsen i en akademisk kontext.

I Arrows karaktärisering av hälsa och marknaden för hälsa och hur dessa relaterar till ekonomisk analys, så emfaseras det faktum att individuell efterfrågan på vårdtjänster är skiljd från efterfrågan på icke-medicinska tjänster. (såsom ex. vis strumpor) i att den förra är oregelbunden och opredikterbar. Vårdtjänster ger bara nytta när sjukdom/morbiditet har inträffat, och dessa tjänster reducerar förhoppningsvis individens morbiditet och undviker att individen möter sin mortalitet. Funktionsförsämring av sjukdom/olycka kan ge många olika slags kostnader för individen, men Arrow emfaseras den reducerade intjäningsförmågan. Risken att få intjäningsförmågan försämrad är relativt hög och är därför också en kostnad i sig självt.<sup>22</sup> Alldeles oavsett huruvida den här risken är reducerad i dental hälsa eller ej, så finns det ändå fortfarande kvar en viss risk att drabbas av försämrad dental hälsa. Sintonen & Linnosmaa identifierar dock sex karaktäristika som skiljer tandvård från övrig medicinsk vård:

1. Antalet tandsjukdomar är färre och är mer predikterbara
2. Mer frekvent med läroprocesser om vad som utgör god tandvård, då man erfar liknande tandvårdsingrepp under en livstid
3. Relativt enklare att diagnosticera tandsjukdomar, där röntgen och foton ofta tillräcklig teknologi för att ge relevant diagnostisk information
4. Förmodligen bredare valmöjligheter av alternativa behandlingar tillgängliga för en given sjukdom
5. Vida preventionsmöjligheter, som om de genomförs faktiskt sparar resurser (vilket inte nödvändigtvis är fallet med annan medicinsk vård)
6. Individer har större frihet att planera sitt behandlingsval. (då förutom tandolyckor och tandvärk, så är tandvård sällan ett akut tillstånd)

Marknaden för tandvård bör teoretiskt sett fungera bättre – *ceteris paribus* - då tandsjukdomar ej är smittsamma, i.e. de har inga (färre) direkta externaliteter<sup>23</sup> än annan medicinsk vård (som är mindre självständig i sin efterfrågan mellan individer), och därtill har karaktäristiska nummer sex troligtvis effekten av att göra patienten mer priselastisk jämfört med situationen att söka annan medicinsk vård.<sup>24</sup> Användandes hypotetiska val under tre olika företags-sjukvårdsförsäkringsarrangemang av anställda, i en amerikansk kontext, så visar Royalty & Hagen att valet av generell sjukförsäkring är prisokänsligt<sup>25</sup> medan priskänsligheten för att medverka i försäkringsplaner angående "fringe benefits" såsom tandförsäkring är väsentligt mer priskänsligt.<sup>26</sup>

Att det finns socioekonomiska skillnader i dental hälsa kan bero på rena inkomstskillnader där mer inkomst kan tänkas ge starkare incitament att undvika ohälsa (?), mer kapacitet och WTP att betala för tandvårdskonsumtion, etc. Wagstaffs komparativa studie av 42 länder visar inte på någon substantiell korrelation mellan inkomstojämlikhet eller statlig hälso- och sjukvårdsfinansiering och ojämlikhet i hälsoresultat, men däremot att skillnader i hälsoojämlikhet mellan länder är förknippat med per capita inkomst: ju högre per capita inkomst, desto högre

---

<sup>22</sup> S.143, Arrow, 1963

<sup>23</sup> Indirekta såsom omtanke/egalitet finns dock fortfarande

<sup>24</sup> S.1254, Culyer&Newhouse Volym 1B, 2000

<sup>25</sup> S.95, Royalty & Hagens, 2004

<sup>26</sup> S.111, Ibid.

ojämlikhet i hälsa.<sup>27</sup> Ett samband som är konfluent med Gottfredson & Dearys resonemang om intelligens som proxy för materiella resurser där de hävdar att *"health inequalities tend to increase when health resources become more available to everyone"*<sup>28</sup>, ty högre utbildade med högre inkomst får ut större förbättringar av sin hälsa från en given hälsoresurs än en lägre utbildad med lägre inkomst, ceteris paribus.<sup>29</sup>

Devaux genomgång av 18 OECD-länder bekräftar detta: *"inequalities in favour of the better-off are found consistently in a large number of countries"*<sup>30</sup> Värt att nämna är den spännvidd av tandvårdsutlägg<sup>31</sup> som är privat som del av totalt tandvårdsutlägg i dessa 18 OECD-länder som Devaux ser närmre på: från 98,5% i Spanien till 42,1% i Tyskland.<sup>32</sup>

Att systemen skiljer sig väsentligen visar Kaufhold et als Euro-Z genomgång av 7 länder där de erhåller data för 11 slags behandlingar gällande *"[...]the dentist's fee, material costs, laboratory bills, and the patient's contribution"*<sup>33</sup>

Sintonen & Linnosmaa såg närmre på ett urval av OECD-länder och skattade korrelationen mellan per capita expenditure relativt dental health (mätt i DMFT<sup>34</sup>) att vara 0,23 och proportionen av tandvårdsexpenditure/total hälsoexpenditure relativt dental health att vara 0,30 – där inget av resultaten dock var signifikant skiljda från noll.<sup>35</sup> Vilket är i linje med Newhouses summerande analys av det famösa Rand Health Insurance Experiment (RHIE) som var att en 40 % ökning i hälsotjänster använda under gratis-för-kunden-plan ledde till inga eller små effekter på hälsostatus för den genomsnittlige vuxna personen.<sup>36</sup>

När det kommer till hur utbildning interagerar med (dental) hälsa, vilket återkommer under Grossman-modelleringen nedan, så visar Lundborg hur man kan sammanfatta kausalitetsdebatten mellan utbildning och hälsa i tre olika riktningar; utbildning gör människor mer effektiva i produktion av sin hälsa (utbildning → hälsa), hälsa kan påverka utbildningskapacitet (hälsa → utbildning), samt att hälsa och utbildning kan vara korrelerade p.g.a. ej observerade variabler såsom familjebakgrund i sociala och genetiska aspekter.<sup>37</sup> Lundborgs paper etiketterar dessa icke observerade variabler "ability", vars term innehåller en diskonteringsfaktor, eller i Fuchs terminologi: tids-preferenser med mer (mindre) framtidsorientering som leder till mer (mindre) utbildnings- och hälsoinvesteringar.<sup>38</sup>

Att sådana tidspreferenser kan vara förknippade med klasstrukturen postulerar Koenig et al om. De menar att låg-klass individer projicerar sin *"unhappiness"*<sup>39</sup> in i framtiden och att deras relativt starkare nutidsorientering (kontra framtidsorientering) är en "coping" mekanism som högre-klass individer inte behöver. Det vill säga att högre-klass individers lägre grad av anomi om framtiden gör att de i högre grad sätter upp långsiktiga mål och planer, samt är motiverade att

---

<sup>27</sup> Wagstaff, 2002

<sup>28</sup> S.2, Gottfredson & Deary, 2004

<sup>29</sup> Ibid.

<sup>30</sup> S.31, Devaux, 2015

<sup>31</sup> Min översättning av dental care expenditure

<sup>32</sup> S.25ff, Devaux, 2015

<sup>33</sup> S.11, Kaufhold et al, 2001

<sup>34</sup> Se underrubriken *"Tandhälsospecifika effektmått"*

<sup>35</sup> S.1256f, Culyer&Newhouse Volym 1B, 2000

<sup>36</sup> S.103, Folland et al, 2007

<sup>37</sup> S.674, Lundborg, 2013

<sup>38</sup> Ibid.

<sup>39</sup> Min kursivering



åstadkomma dessa.<sup>40</sup> Koenig et als experimentella resultat visar att bara en tredjedel av deras lägre-klass deltagare var framtidorienterade men 90 % av dessa var i kategorin av deltagare med hög anomi, vilket föranledde Koenig et al att konkludera att tesen om nutidsorientering som coping mekanism för lägre klasser håller.<sup>41</sup> Låg socioekonomisk status menar Bosma et al vara kausalt länkat till uppfattning om låg kontroll *such as "powerlessness or fatalism"*<sup>42</sup> och att detta kan vara en delförklaring till socioekonomiska ojämlikheter i hälsa. Låg-kontrollsuppfattningen etableras i barndom och vuxen ålder, och att förändra den här attityden kan vara svårare än att modifiera specifika socioekonomiska skillnader (då exempelvis uppfattningen om låg kontroll på arbetsplats fortfarande är prevalent, även om reallönen har ökat)<sup>43</sup> Ökat ens tillgång, förståelse, och tidsmöjlighet, till dentalhälsoinformation så torde lågkontrollsuppfattning vara ett hinder för socioekonomiskt accepterbara<sup>44</sup> dentalhälsonivåer över medborgerliga livstider.

Nguyen & Häkkinen visar i en finsk kontext att inkomst, smärta, lågt antal saknade tänder, kallelser och ålder är positivt relaterade till sannolikheten att besöka tandläkare – där kvinnor och studenter är mer benägna att ta kontakt med tandläkare.<sup>45</sup>

### 2.1. Tandvårdspriser och – efterfrågan

Det inom hälsoekonomi kända RAND-experimentet där individer enrullerades slumpmässigt inom olika medfinansieringsplaner har också bäring på dentalhälsa och dentalvård och hur individer reagerar på prisförändringar när det kommer till efterfrågan på tandvård. Manning et al påvisar resultat som är känsligare för indelning av medfinansieringsgrupp för år 1 än år 2, vilket de anser vara förväntat givet plausibla antagandet att tandhälsotjänster är mer "durable"<sup>46</sup> än andra medicinska tjänster.<sup>47</sup> När det kommer till den mest jämförbara oberoende variabeln med den här uppsatsen, vilket i RAND-experimentet är probabiliteten att använda dental services, så ser relationen mellan ökad medfinansiering ut på följande vis (standardfel inom parentes; år 1): Gratis: P(68,7%) (1,19); 25 %: P(53,6%) (3,39); 50 %: P(54,1%) (2,41); 95 %: P(47,1) (2,59); Individuell självrisk: P(48,9%)(2,12).<sup>48</sup> Mueller & Monheits resultat på icke-experimentell survey data (National Medical Care Expenditure Survey) med detaljerad hälsoförsäkringsinformation<sup>49</sup> analyserat med en metodologi liknandes RAND-studien erhöll resultat som var, i deras ord, "consistent with results from the Rand study".<sup>50</sup>

Intressant i ljuset av den här uppsatsens DiD-metodval är Chois paper som använder sig av DiD-metodik applicerat på att estimerar hur just låginkomsttagare reagerar på ekonomiska incitament visavi tandvårdsförsäkring. En expanderad av Medicaid dental benefits eligibility<sup>51</sup> till bland annat barnlösa vuxna, där Chois resultat "suggest that adult Medicaid dental benefits

---

<sup>40</sup> S.124, Koenig et al, 1981

<sup>41</sup> S.127, Ibid.

<sup>42</sup> S.1469, Bosma et al, 1999

<sup>43</sup> S.1469f, Ibid.

<sup>44</sup> Den normativa diskussionen kring vad som är accepterbar socioekonomisk distribution faller utanför uppsatsens omfång.

<sup>45</sup> S.105, Nguyen & Häkkinen, 2006

<sup>46</sup> Hållbara, min översättning

<sup>47</sup> S.32, Manning et al, 1988

<sup>48</sup> Ibid.

<sup>49</sup> S.59, Mueller & Monheit, 1988

<sup>50</sup> S.60, Ibid.

<sup>51</sup> Dvs. att kvalificera för Medicaid-stödprogrammet, vilket Choi hävdar bör ge sina resultat såsom varandes "the lower bound of the true effect". Choi refererar till Kaiser Commission on Medicaid and the Uninsured som säger att 52% av de som kvalificerar går med i stödprogrammet, år 2002.

*increase the likelihood of a dental visit by 16.4–22 percent (7.4–9.9 percentage points) among lowincome people, who typically experience the worst dental health.”<sup>52</sup>*

Sintonen & Arinen refererar till sin egen studie av den finska tandvårdsreformen för unga vuxna 1986 och denna reforms konsekvenser för tandvårdsefterfrågan i Finland. Deras tvåstegsmodell “[...]indicated that the subsidisation reform changed mainly the number of visits and had no significant effect on binary decision to seek care”.<sup>53</sup>

Den RANDska prisresponsivenessen är i samklang med den akademiska förförståelsen av problematiken kring att när unga människor går över tröskeln till 20 års ålder och börjar betala för sin tandvård så mattas tandvårdsbesöken av – en av REFORM2008s bevekelsegrunder.

## **2.2. Tillgångssidan och effekter av marknadsförändringar**

Apropå ovan priskänslighetsresonemang och dess implikationer för pris- och inkomstelasticiteten på sjuk- och tandvård, så bör vi heller inte glömma bort tillgångssidan. Även om hälso- och sjukvårdsmarknaden har informationsassymetrier och etiska hänsyn som gör det till en speciell marknad, så är det en marknad med ekonomiska aktörer alltjämt. Därtill är tandhälsomarknaden länge präglad av privatpraktiserande tandläkare. Baserat på proportionen under 1990-talet så är andelen privattandläkare av totala antalet tandläkare i Sverige cirka 46 %.<sup>54</sup>

Teorin om supplier-induced demand (SID), introducerad av McGuire och Pauly 1991, är i korthet att läkare (här: tandläkare) har tre komponenter i sin yrkesfunktion som påverkar dess nytta:  $U = U(\$ , L , I)$ , där  $\$$  och  $L$  är inkomst och ledighet och  $I$  är induceringsgrad. Induceringsgraden handlar om att inducera patienten att genomgå mer och/eller dyrare, eller mindre och/eller billigare, än vad som är medicinskt nödvändigt – i syfte att nå önskad proportion av inkomst och ledighet. (beroende på viktning av dessa). Induceringsgraden ger negativ nytta för läkaren i den här modellen.<sup>55</sup>

I ett paper från 1990 så hävdade Grytten & Holst att *“due to marked reduction in the prevalence of dental diseases during the last 10-15 years”<sup>56</sup>* så finns det all anledning att eftersöka huruvida tandläkare kompenserar detta efterfrågefall med SID utan att (kunna) sänka sina avgifter. Hur SID yttrar sig är en intressant vidare fråga. Grytten & Dalen år 1997 menar på att, i en norsk kontext, så är det av två anledningar svårt att öka antalet patienter per tandläkare; c:a 80% av befolkningen går redan regelbundet till tandläkaren och av de som ej går regelbundet minst en gång om året så är majoriteten tandlösa<sup>57</sup> samt att det är en *“fixed fee schedule”* för tandvård. Sverige har fri prissättning, men *“fixed fee schedule”* innehåller också andra konkurrenshämmande faktorer som ex. vis reklam-/informationsrestriktioner. (återigen, i en norsk kontext).<sup>58</sup> Användandes ett representativt urval 1987 av den norska befolkningen över 20 år<sup>59</sup> så fann Grytten & Holst en statistiskt signifikant korrelation mellan dentist density<sup>60</sup> och tandvårdsutlägg med en elasticitet på -0,28, där de som regelbundet besöker tandläkaren hade

<sup>52</sup> S.1030, Choi, 2011

<sup>53</sup> S.1270, Culyer&Newhouse Volym1B, 2000

<sup>54</sup> Genomsnitt av data från 1990, 1995, 1998: 0,46267, ratio jfrt med tandläkare i folktandvården, mina beräkningar från tabell s.70, Statens beredning för medicinsk utvärdering, 2000

<sup>55</sup> Adapterat från s.313, Folland, 2007

<sup>56</sup> S.483, Grytten & Holst, 1990

<sup>57</sup> Refererandes till en studie från 1993

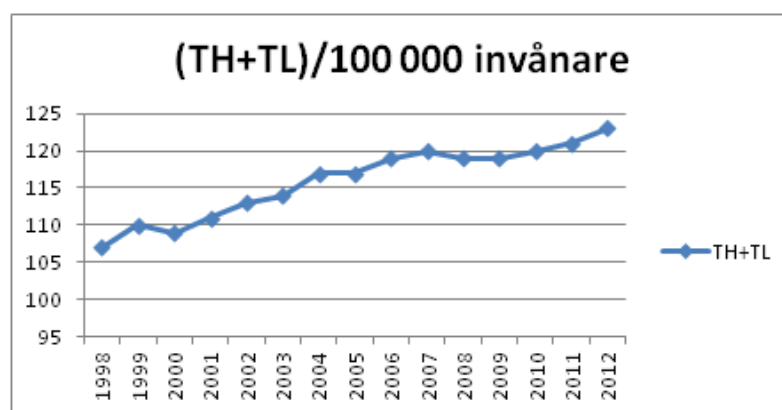
<sup>58</sup> S.494, Grytten & Dalen, 1997

<sup>59</sup> S.484, Grytten & Holst, 1990

<sup>60</sup> *“population:dentist ratio”*, i Grytten & Holsts terminologi

statistiskt signifikant reducerade tandvårdsutlägg än de som besökte tandläkare oregelbundet.<sup>61</sup> Ett utomeuropeiskt exempel på huruvida SID kan påvisas är Schafsmaas hävdande av empiriskt stöd för närvaro av icke-harmlös<sup>62</sup> SID i den kanadensiska marknaden för dental services.

Implikationerna av SID för REFORM2008, dvs. besöksinducering från 0 till 1 oaktat introduktionen av dyrare tandhålsåtgärder p.g.a. referensprislisteintroduktion/högekostnadsskydd, etc., vore att praktiker eventuellt får en anstormning av patienter och att de skulle använda induceringskomponenten för att reglera sin proportion av inkomst och ledighet till förmån för ledighet. Möjligen skulle även tandläkare (privata eller folktandvård) som har patienter i sitt system kanske få det enklare att inducera besök genom kallelser till besök när prissituationen är förändrad och/eller att fler hamnar inom tandläkarkårens rullor och därmed kan bli utsatta för SID medelst kallelser *till* besök och ingreppsförslag *vid* besök. Den svenska dentaldensiteten: Tandhygienister(TH)+Tandläkare(TL), åskådliggörs i en graf.<sup>63</sup> TH står för lejonparten av ökningen medan TL i stort står still. Tillgångssideförändringar i dentaldensitet är dock antaget lika för respektive åldersgrupp och bör fångas i de fixa årseffekterna i regressionspecificationen.<sup>64</sup>



### 2.3. Tandvårdsrädsla

Relevant är att ha i åtanke huruvida de förändrade ekonomiska incitamenten kan förmå de med "tandvårdsrädsla"/"dental anxiety" (den term som Andersson ser som relativt heltäckande för ett fenomen som i folkmun ofta kallas tandläkarskräck eller dentalfobi) att gå till tandläkaren. Andersson summerar tidigare undersökningar av prevalens av tandvårdsrädsla i de nordiska länderna att vara mellan 4-20% - 4-7% i barn- och ungdomsår, med en ökning bland unga vuxna och en minskning hos medelålders och äldre.<sup>65</sup> Halvorsen & Willumsen estimerar extrem dentalrädsla att drabba 5 % av populationen. De exemplifierar konsekvensen av extrem dentalrädsla med att referera till en epidemiologisk studie som visar att "the median number of functional teeth in the age group 55–64 years was 7.5 for individuals with severe dental fear compared to 22 for individuals without dental fear"<sup>66</sup>

<sup>61</sup> S.487, Grytten & Holst, 1990

<sup>62</sup> Min översättning av non-benign, där "[...] benign, i.e. the population is now receiving more of the dental care they should have been receiving but weren't, due to a lack of supply.", s.427, Schafsmaa, 1994

<sup>63</sup> Egen graf, efter socialstyrelsen.se

<sup>64</sup> En vidare undersökning skulle kunna se på åldersmixen i regioner och dentaldensiteten där, men datatillgången ur ULF begränsar en sådan specificering.

<sup>65</sup> S.69f, Andersson, 2012

<sup>66</sup> S.299, Halvorsen&Willumsen, 2004

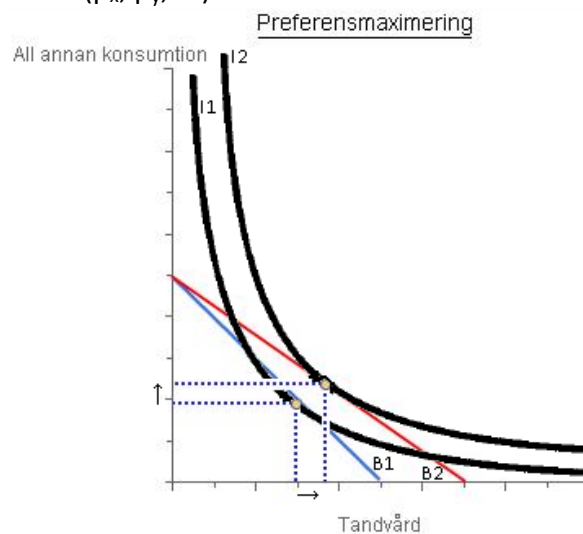
### 3. Teoretiskt ramverk: mikroekonomiska tandhälsoaktörer

Här ges en överblick av de mikroekonomiska och hälsoekonomiska antaganden som tillsammans ligger till grund för modellerandet av individer som tandhälsoekonomiska aktörer och analysen av hur de reagerar på en reform.

#### 3.1. Mikroekonomiska antaganden

Generell mikroekonomisk teori (eller traditionell efterfrågeteori i Grossmans terminologi<sup>67</sup>) om enskilda människors (här: konsumentens) agerande baseras på en modell om nytto-maximerande under ekonomiska begränsningar<sup>68</sup> – helt i linje med den husmoderliga förståelsen av ekonomi som hushållande med begränsade resurser. De tre grundläggande antagandena som påvisar att konsumentens preferensordning av valmöjligheter är rationell är fullständighet, reflexivitet och transitivitet.<sup>69</sup> Därtill är det även eftersträvansvärt för modelleringsändamål att konsumentens preferensordning är kontinuerlig<sup>70</sup>, (strikt) konvex<sup>71</sup>, har lokal ickemättnad och svag/stark monotonicitet.<sup>72</sup> Det sistnämnda antagandet är det som nog har starkast uppförssbacke gällande konsumtion av tandvård, då dentalskräck samt konsumtion av "egentandvård" (vilket i dåligt genomförd överkonsumtion kan skada emaljen, som tidigare nämnts) kan i det förstnämnda fallet göra tandvård till ett "bad" (minus) för nyttokalkylen och i det senare fallet skada tandhälsan (en god tandhälsa torde vara målet med tandvårdskonsumtion).

Utifrån dessa ovan antaganden erhålls konsumentens indirekta nyttofunktion<sup>73</sup>, vilken kan illustreras som en given varukorg (här: tandvård= $x$  och/eller all annan konsumtion= $y$ ) givet en budget  $m$  och priser  $p_x$  &  $p_y$ :  $v(p_x, p_y, m) = \max u(x,y)$ . Med budgetrestriktionen  $p_x \cdot x + p_y \cdot y = m$ , där efterfrågefunktionen (relaterad till den indirekta nyttofunktionens efterfrågade varukorg) på tandvård kan ställas upp som:  $x(p_x, p_y, m)$



Figuren<sup>74</sup> Preferensmaximering illustrerar budgetsiftet av att konsumentpriset på tandvård ( $p_x$ ) minskar ( $B1 \rightarrow B2$ ), och hur det leder till en ökning av konsumtion av både tandvård och "all annan konsumtion". Detta är inte nödvändigtvis vad som händer givet REFORM2008, då

<sup>67</sup> S.349, Culyer&Newhouse, Volym 1A, 2000

<sup>68</sup> S.94, Varian, 1992

<sup>69</sup> S.95, Ibid.

<sup>70</sup> S.95, Ibid.

<sup>71</sup> "diminishing marginal rates of substitution", i.e. ett genomsnitt föredras över extremer, s.96f, Ibid.

<sup>72</sup> S.96, Ibid.

<sup>73</sup> S.99, Ibid.

<sup>74</sup> Fritt efter s.101, Ibid.

det beror på hur indifferenskurvorna (här illustrerande normalfallet med monotonicitetsantagandet att konsumenten hamnar på en högre indifferenskurva av mer konsumtion av både tandvårdskonsumtion och all annan konsumtion) ser ut. Den här figuren visar både inkomsteffekt (skifte i indifferenskurva) och viss substitutionseffekt (ökad relativkonsumtion av tandvård/all annan konsumtion). Därtill uppvisar ovanstående indifferenskurvor strikt konvexitet utan platta(icke-rundade) delar<sup>75</sup>. Man skulle kunna illustrera ovan relation i ett mer komplext fyrkvadrant impulsdiagram för att se mixen av inputs och outputs, men det är fortfarande så att analysen kräver att vi ser djupare på vad konsumenten efterfrågar, vilket inte nödvändigtvis är vård av tänder utan hälsosamma tänder. Det för oss in på Grossman-modellen.

### 3.2. Grossman-modellen för efterfrågan på (tand)hälsa

Grossmans modellering av hur konsumenten efterfrågar hälsa, snarare än hälsovård, i termer av begreppet "god hälsa"<sup>76</sup> ur sitt paper 1972 är väldigt tongivande inom hälsoekonomi. Den här uppsatsen kommer konceptuellt att använda sig av en modifierad version av den. I korthet kan den beskrivas modellera individuell hälsa som varandes en kapitalstock man erhåller vid födsel och som kan påverkas av investeringar i riktning att öka hälsostocken. Det Grossman kallar "*shadow price*" av hälsa, vilket kan liknas vid alternativkostnaden för hälsa, beror på priset på hälso- och sjukvård (jämfört med dess alternativa resursanvändning för konsumenten: räntesatsen på marknaden), deprecieringstakten på hälsostocken (som definieras exogent och varierar över livstid och över individer) samt utbildning. Utbildning implicerar effektivitetsgrad av individens produktion av hälsa. (antingen via hälso- och sjukvård och/eller "egenvård") Det blir därtill närmast missvisande att enbart prata om den enskilda individen som konsument av hälsa, då den i Grossmans kontext använder sig av tid &/eller resurser från marknaden eller hemmavid för att i sin tur *producera* hälsa.<sup>77</sup>

Den här individuella produktionsenheten som är konsumenten kan i Grossmans definition efterfråga hälsa både som investerings- och konsumtionsvara. Som konsumtionsvara så ger dentalhälsa en intrinsikal nytta ur individens nyttofunktion, och som investeringsvara ger dentalhälsa en instrumentell nytta ur individens nyttofunktion genom att öka antalet hälsosamma dagar (som då kan användas för inkomstbringande aktiviteter)<sup>78</sup> Detta skiljer hälsostock från kunskapsstock. Grossman lägger emfas på hur hans humankapitalmodell av efterfrågan på hälsa skiljer sig från Beckers och Ben-Poraths modelleringar av beslut om optimal investering i utbildning/arbetsplatsutbildning som påverkare av kunskapsstock/humankapital<sup>79</sup>, där Grossman visserligen bygger på dessa modelleringar i grunden men att hälsostocken "*determines the total amount of time he can spend producing money earnings and commodities*"<sup>80</sup>

Figuren <sup>81</sup> Optimal hälsostock illustrerar marginaleffektiviteten av investering (MEI) i tandhälsa, vars avkastning är avtagande. MEI-kurvan till höger illustrerar när individen erhållit en högre utbildning och/eller lön, där när  $\uparrow$ edu ökar individens produktion av tandhälsa och  $\uparrow$ wage ökar alternativnyttan av tandhälsostock. Konsumenten producerar bruttoinvesteringar i

<sup>75</sup> S.96, Varian, 1992

<sup>76</sup> "*the commodity 'good health'*" i Grossmans formulering, s.223, Grossman, 1972

<sup>77</sup> Ibid.

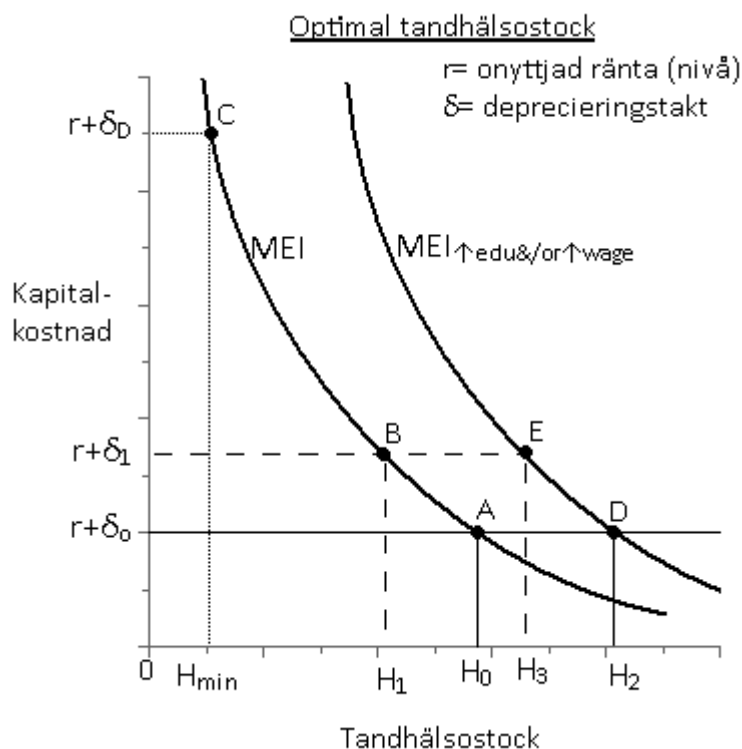
<sup>78</sup> Se till exempel s.138, Folland, 2007

<sup>79</sup> Där ökning av humankapital/kunskapsstock ökar produktiviteten för individen i marknadssektorn (där individen tjänar pengainkomst) och i individens hushållssektor (där individen producerar "*commodities*" som påverkar individens nyttofunktion direkt), s.349f, Culyer&Newhouse Volym 1A, 2000

<sup>80</sup> S.350, Culyer&Newhouse Volym 1A, 2000

<sup>81</sup> Min tandhälsoadaptering av resonemang från s.145, Folland, 2007

hälsovaror och andra varor, där ett skifte/chock i humankapitalstocken antas ändra effektiviteten i individens produktionsprocess, även på ickemarknadsdelen av ekonomin.<sup>82</sup> Att lönen ökar gör att kostnaden för en sjukdag blir relativt större och därmed är alternativnyttan av en tandhälsostock större.<sup>83</sup>



Låt oss vidare definiera hur och vad för nytta en individ i en dentalhälsokontext:  $U = U(D, Z)$ , Där  $D$  är dentalhälsostock,  $Z$  alla andra varor. Efterfråga på dentalhälsostock (påverkas av exogena faktorer som deprecieringstakt, marknadsränta, etc.):  $D(D) = \text{funktion}(M, P_D, P_Z, V_D)$ , där  $M$  är inkomst,  $P_D$  är dentalpris,  $P_Z$  pris på alla andra varor,  $V_D$  är en faktor som indikerar individens värdering av dentalhälsa som konsumtionsvara.

Här är det viktigt att ha i åtanke att REFORM2008s förändring av priset ( $P_C$ ) på tandvård ( $C$ ), enbart är *en* del av inputfaktorerna bakom dentalpriset  $P_D$ :  $P_D = \text{funktion}(P_C, P_K, M)$ , där  $P_K$  är priset på resurser (varor och tid) som används till egenvård  $K$  (dvs. alternativ/komplementär produktion av dentalhälsostock) och  $M$  är inkomsten (vilken påverkar priset på dentalhälsoköp genom sin alternativkostnad i tid (e.g. högre lön: högre kostnad att avstå tid att gå till tandläkaren)) Således beror  $P_D$  via  $C$  på dess  $P_C$  i fem dimensioner; I:  $P_C$ : tandvårdsavgift/pris [REFORM2008 ↓ med en viss faktor: där treatmentgrupperna åtnjuter intensivare treatment än kontrollgrupperna), II:  $P_C$ : resekostnader, III:  $P_C$ : dentalskräck/dentalobehag, IV:  $P_C$ : alternativkostnad för tidsanvändning (resa + väntan + vårdtid), V:  $P_C$ : inkomstminskning för besök under arbetstid<sup>84</sup>

Ovanstående är hur jag adapterat Arinens konceptuella uppdelning av dentalpriset. I empiriska tappningar skiljer sig dessa åt beroende på forskare och variabeltillgång. Nguyen & Häkkinen använder exempelvis, i en finsk kontext, prisvariablerna; besökstid, dyr privat vård,

<sup>82</sup> S.226, Grossman, 1972

<sup>83</sup> Man kan även spekulera i om att god tandhälsostatus är viktigare ur sociokulturellt hänseende beroende på yrkesfunktion

<sup>84</sup> Adapterad av s.4f, Arinen, 1996

otillräcklig offentlig service, psykologisk kostnad, tillgänglighet (dentist density). Dessa är för övrigt alla statistiskt negativt signifikanta på probabiliteten att besöka tandläkare.<sup>85</sup>

Givet ovan specifikationer, så blir det illuminerande att tänka sig besökandet hos tandläkaren som en diskret-val variabel som antar värdet 1 om det har skett besök till tandläkare och värdet 0 om så ej har skett. Alldeles oavsett inkomst- och/eller substitutionseffekterna ovan så kan man ställa upp det såsom relationer mellan den kostnad och nytta kunden/medborgaren möter på marginalen<sup>86</sup> i konsumtion av tandvård:

$MC_{\text{tandvård}} > MB_{\text{tandvård}} \rightarrow \text{Tandläkarbesök} = 0$

$MC_{\text{tandvård}} < MB_{\text{tandvård}} \rightarrow \text{Tandläkarbesök} = 1$

Givet att REFORM2008 sänker marginalkostnaden för tandläkarbesök, så bör effekten bli att, ceteris paribus, fler konsumenter bör glida över i kategorin där Tandläkarbesök = 1. Den statistiska nollhypotesen blir således att ingen statistiskt säkerställd skillnad i vårt (förhoppningsvis) konsistenta estimat av REFORM2008s koefficients ( $\beta$ ) korrelation med tandläkarbesöksbenägenhet:  $H_0: \beta_{\text{DiD}} = 0$ ,  $H_1: \beta_{\text{DiD}} \neq 0$

För att återknyta till individens diskreta val av tandläkarbesök, så kan vi se hur *givet* att  $MB_{\text{tandvård}}$  (som påverkas av K och C) är konstant över tid, att det som ska estimeras är huruvida *en* dimension (I: tandvårdsavgiftpris som möter konsumenten) av  $P_C$  påverkar individens  $MC_{\text{tandvård}}$  att sjunka så  $MC_{\text{tandvård}} < MB_{\text{tandvård}}$  och därmed förmå tillräckligt många individer att gå från Tandläkarbesök = 0 till Tandläkarbesök = 1 för att ge ekonometriskt avtryck. Om vi kan förkasta nollhypotesen, dvs. att  $\beta_{\text{DiD}}$  är statistiskt skiljd från noll, så återstår den i vår modellering grannliga uppgiften att skatta den ekonomiska magnituden som återspeglas i  $\beta_{\text{DiD}}$  för att göra en fullgod ekonometrisk analys. En grannliga uppgift som inte fullgott kommer att kunna göras inom ramen för den här uppsatsen då ATB-introduktionens magnitudförändring av varje enskild individs tandvårdspris är svårt att erhålla data kring då jämförbarheten i tandvårdsförsäkringsersättningarna är snårig.<sup>87</sup>

Även om den enskilda människan har fullständighet, reflexivitet och transitivitet i sin varukorgsprioritering och därmed kan hävdas vara rationell och kunna modelleras ekonometriskt och därmed låta sig fångas uppsatsens analys, så är det ändå så att information kostar tid och/eller pengar och individer har olika kapacitet (via ability och/eller utbildning) att processa den här informationen, vilket gör att vi har sociala/könsmässiga/etniska/regionala skillnader i hur man fattar beslut kring sin dentalhälsa (samt att det torde finnas subjektiva kulturella skillnader grupper emellan kring vad som är en rimlig dentalhälsa).

Det är dessa sociala skillnader på individuell nivå som myndigheter och beslutsfattare ser som en socialpolitisk utmaning att lösa, med tillhörande riklig och varierad utredningsmängd. I nästa avsnitt ges en bild av hur den ser ut.

<sup>85</sup> S.105, Nguyen & Häkkinen, 2006

<sup>86</sup> MC = marginal cost, MB = marginal benefit

<sup>87</sup> I det system som REFORM2008 direkt ersatte gavs differentierade subventioner per åtgärd

## 4. Institutionell kontext

Det här avsnittet ger en viss överblick av tidigare utvärderingar av tandvårdssystemet och REFORM2008 utförda av främst svenska myndigheter. De är främst av deskriptiv natur.

### 4.1. Tidigare studier

Om vi kastar ett öga mot studier som har viss jämförbar ansats, dvs. där man försöker mäta hur ekonomiska incitament(sförändringar) skiftar tandvårdskonsumtion och tandvårdshälsa, så får vi en klarare bild av svårigheterna och möjligheterna däri.

I SCB:s rapport nr 49 från 1986 som bearbetade SCB:s ULF-data<sup>88</sup> för att se huruvida 1974 års reform som skulle se till att ekonomiska skäl att avstå från tandvård ej ska förekomma har fått tänkt effekt, så nämns att de ej entydigt kan svara på *”hur mycket av den förbättrade tandhälsan som den regelbundna tandvårdskonsumtionen svarar för”*.<sup>89</sup> Rapporten identifierar kost, egenvård och regelbunden tandvårdskonsumtion som tandhälsopåverkande, men att särskilja dess effekter har svårigheter samt att regelbunden tandvårdskonsumtion kan påverka de andra två variablerna eller att god kosthållning och egenvård för individuellt god tandhälsa påverkar en att gå regelbundet för tandvård (dvs. omvänd kausalitet).<sup>90</sup> Regelbundenhet i besök till tandvården är åtminstone korrelerat med god tandhälsa.<sup>91</sup>

Westerberg diskuterar i Hamp, 1977, om hur effekterna och målsättningen av den allmänna tandvårdsförsäkringens införande 1974 slår och nås. Individens beteende (som Westerberg distributiv-kollektivt delar upp i att 50 % besöker tandläkaren regelbundet och 50 % besöker tandläkaren sporadiskt) är före tandvårdsförsäkringen påverkat av individens ekonomiska situation samt individens attityder till och kunskaper om tandvård.<sup>92</sup>

Fram i tiden från 1977, så kan Jönsson & Karlssons uppsplattning av hushållens utgifter för tandvård verka illustrativt för att se hur betungande de ekonomiska utläggerna för tandvård är för genomsnittshushållen vid fyra tidpunkter. I procent av genomsnittshushållens totala utgifter beräknas utgiften för tandvård (utgiften för hårvård inom parentes) för år 1969; 1,1 % (0,8 %), år 1978; 0,4 % (0,6 %), år 1988; 0,6 % (0,8 %), år 1992; 0,5 % (0,8 %).<sup>93</sup> Man kan notera att genomsnittsutgiften för tandvård sjönk efter 1974 då reformen genomfördes, men den efterfrågemixförändring som Westerberg ovan prognosticerade kunde ske är dock ej möjlig att utläsa ur Jönsson & Karlssons beräkningar av SCB-data. Givet att Westerbergs eventuella scenario om att efterfrågan enbart marginellt påverkas hos de sporadiska tandläkarbesökarna som är låginkomsttagare är nära sanningen, så blir det dock starka effekter hos den delen i den här sporadiska tandläkarbesöksdelen av populationen om de har stora tandvårdsbehov. Eventuellt att Westerbergs andra eventuella scenario om att ersättningssystematiken i försäkringen ger en annan behandlingsmix (mer och dyrare reparativ snarare än preventiv). Detta då genomsnittsberäkningar av tandvårdstutgifter lätt blir missvisande, för tandvårdskonsumtionskostnader skiljer sig åt mellan grupper.<sup>94</sup> Jönsson & Karlsson visar från Riksförsäkringsverkets 1990 om storleken av patientandel och dess del av totalkostnaden (i arvode) förhåller sig; 3 % av patienter står för 34 % av totalkostnad, 11 % av patienter står för 27 % av totalkostnad, och 87 % av patienter står för 39 % av totalkostnader. De 3 % med högst andel av

<sup>88</sup> Undersökningar av levnadsförhållanden. Mer om ULF under punkt 4 i den här uppsatsen

<sup>89</sup> S.49, Statistiska centralbyrån, ”Levnadsförhållanden”, 1986

<sup>90</sup> S.49f, Ibid.

<sup>91</sup> Bakgrundsintervju Lundh, 2014

<sup>92</sup> S.73, Hamp (red), 1977

<sup>93</sup> S.16, Jönsson&Karlsson, 1994

<sup>94</sup> En relation som bekräftas av bakgrundsintervju med Lundh, 2014



tandvårdsräkningarna har i genomsnitt 25 gånger högre tandvårdsräkningar än de 87 % av patienter med lägst.<sup>95</sup>

Hälso- och sjukvårdens effekter på den sjunkande mortaliteten över 1900-talet har ej varit de effekter som haft störst enligt SNS förlag 2004: *"Det är de allmänt förbättrade levnadsvillkoren och insatser inom folkhälsoområdet som haft störst betydelse"*. Med termen "avoidable mortality" har dock vissa beräkningar skattat att 20-25% av den minskade dödligheten i Sverige (räknat 20 år bakåt från 2004) tillräknats sjukvården.<sup>96</sup> Att vidare försöka sig på att skatta eventuellt positiva effekter av REFORM2008 och dess effekter på den andel av dödlighet som kan spåras till tandhälsorelaterade problem torde dock onekligen vara oerhört svårt.

#### 4.2. Tidigare utvärderingar av 2008 års reform

Det har gjorts vissa utvärderingar av den här reformen. De främsta är Riksrevisionen 2012 samt Tandvårds- och läkemedelsförmånsverket 2014. Exempel från Riksrevisionen: *"Besöksfrekvensen för hela befolkningen var 66 procent under juli 2008–december 2009 och ökade till 67 procent under juli 2010–december 2011. Denna siffra kan jämföras med regeringens beräkning av en besöksfrekvens motsvarande 85 procent vartannat år"*.<sup>97</sup> Exempel från TLV, som haft tillgång till sådana data från Socialstyrelsen som är svårt att få tag i av sekretesskäl för enskilda kandidatuppsatsskrivande, visar vissa effekter från 2009-2013, där exempelvis besöksfrekvensen ökar för nästan alla åldersgrupper samt att medianantalet tänder ökat.<sup>98</sup> Analysen brister dock när effekttestimeringen baseras på datamaterial som i tid är ex post reformen.

Det finns dock viss deskriptiv data som ger en fingervisning om dentalstatus ex ante och ex post reform; *"Befolkningens tandhälsa 2009 - Regeringsuppdrag om tandhälsa, tandvårdsstatistik och det statliga tandvårdsstödet"*<sup>99</sup> och *"Det nya tandvårdsstödet från den 1 juli 2008 - Besöksfrekvenser i förebyggande syfte, samt effekterna av skyddet mot höga kostnader"*<sup>100</sup>. Den förra använder surveydata och gör viss jämförelse med en tidigare rapport<sup>101</sup> och den senare ser på besöksfrekvenser mellan 1 juli 2008 till 30 april 2010 gällande vanliga tandvårdsbesök med preventivt syfte<sup>102</sup>

Gällande beteendeförändringar för 20-29-åringar, så skiljer sig svaren i surveydatan ex ante och ex post reform. Ex ante: 41,5% svarade ja på frågan om de hade varit tvungna att avstå från tandvård av ekonomiska skäl de senaste 12 månaderna, och ex post så svarade 30 % ja på frågan om de varit tvungna att avstå från tandvård trots medicinska skäl. Ur den här jakande gruppen, så hävdade 54 % att ej ha råd var det viktigaste skälet att ej söka tandvård.<sup>103</sup> Det här är dock ej paneldata och frågorna ställdes på olika vis vid surveytillfällena<sup>104</sup>, vilket gör att de ej lämpar sig för ekonometriskt modellerande.

<sup>95</sup> S.17, Jönsson&Karlsson, 1994

<sup>96</sup> S.21, Jönsson et al, 2004, referandes Nolte och McKee 2003.

<sup>97</sup> S.33, Riksrevisionen, RIR 2012:12

<sup>98</sup> S.32ff, "Nulägesbeskrivning av det statliga tandvårdsstödet", Tandvårds- och läkemedelsförmånsverket, 2014

<sup>99</sup> Socialstyrelsen, "Befolkningens tandhälsa 2009[...]", 2010

<sup>100</sup> Försäkringskassan, Socialförsäkringsrapport 2010:11

<sup>101</sup> Socialstyrelsen, Försäkringskassan, *Befolkningens tandhälsa - Regeringsuppdrag om tandvårdsstatistik, tandhälsa och tandvårdsförsäkring. Delrapport 2 av 3*, Artikelnr 2006-107-12

<sup>102</sup> S.12, Försäkringskassan, Socialförsäkringsrapport 2010:11

<sup>103</sup> S.29, Socialstyrelsen, "Befolkningens tandhälsa 2009[...]", 2010

<sup>104</sup> S.30, Ibid.

## 5. Metod

För att citera Sintonen&Linnosmaa: *"The number of economic evaluations in the dental field is relatively small. The number of high-quality evaluations is even smaller. Many studies suffer from methodological problems and deficiencies like omission of relevant cost items, paucity and poor quality of data, lack of discounting and sensitivity analysis, and above all, from a lack of an appropriate and sensitive measure of oral health. General reporting standards are low."*<sup>105</sup>

Med hälsoekonomisk och ekonometrisk verkshöjd ska den här uppsatsen söka ha en bättre analytisk kvalitet än ovanstående dystra utvärdering. Men just när det kommer till *"an appropriate and sensitive measure of oral health"*, så står den här uppsatsen i liknande situation som många andra utvärderingar och analyser av dentalhälsoekonomiska problem: bristen på god och riklig data. För precis som Sintonen & Linnosmaa så anser jag att förändring i *"[...]oral health, or each dentist's contribution to oral health"*<sup>106</sup> vore det idealiska output-måttet, dvs. hur ekonomisk förändring påverkar tandhälsan. Men likt situationen för konsumenten som inte kan erhålla tandhälsa instantant, utan behöver gå via en intermediär såsom egenvård och/eller tandvård, så hamnar den här uppsatsen i att använda tandläkarbesök som beroende variabel. Tandhälsovårdsanvändning blir en proxy för *"tandhälsovårdsoutcome"*.

Det finns en mängd tandhälsospecifika effektmått; det äldsta objektiva är DMF-indexet<sup>107</sup>, samt ett generellt subjektivt effektmått är (OHRQOL)<sup>108</sup> som Bagewitz listar 14 olika versioner av i studier från 1986-2000 i en figur<sup>109</sup>, etc. Debatten kring subjektiv och objektiv bedömning av tandhälsa gör det svårt för en akademiskt disciplinärt utomstående att avgöra rimligheten i mått. Därtill är det brist på lättillgänglig data, särskilt paneldata, för en forskare som ej är knuten till ett akademiskt lärosäte. Detta då datan ofta är sekretessbelagd av integritetsskäl. REFORM2008s innehåller exempelvis ett direktiv om att bygga upp en nationell databas över tandhälsostatus.<sup>110</sup> Den hade kunnat ge en populationskorrekt bild av tandvårdsbesökarnas tandhälsostatus och reformens effekter ex post, men ger ingen jämförbarhet över tid ex ante.

Det ingår även viss paneldata i ULF-datan men särskiljandet av dessa återkommande individer är ej tillgängligt för allmänheten och vi får därmed anta den metodologiskt enklare idén att individerna som analyseras på gruppbasis enbart nyttomaximerar i varje separat tidsperiod av tandhälsa resp. alla andra varor/fritid under undersökta tidsperioder.<sup>111</sup> (även om den bakomliggande teorin är mer baserad på livslångt planerande och beslutsfattande). Om vi hade följt individer i paneldata hade en inklusion av laggad variabel av den beroende variabeln:  $y_{t-1}$ , varit ekonometriskt rimligt då tidigare besök högst troligtvis korrelativt och kausalt har effekt på nutida besök – exempelvis genom att vara enrollerad hos en klinik och få besökskallelser var år. Ambitionen med den ekonometriska ansatsen är dock ej att med en tidsserietechnisk verktygslåda producera en prognos för framtida dentalvisits. Det som här eftersträvas är estimeringen av en eventuell kausal effekt ur en strukturell form av gruppernas genomsnittsvärden i tvärsnittsdata

<sup>105</sup> S.1291, Culyer&Newhouse Volym 1B, 2000

<sup>106</sup> S.1280, Ibid.

<sup>107</sup> en sammanvägning av; Decayed, Missing, och Filled, tänder., S.85, Oscarson et al. Birch vidareutvecklade DMF-indexet till att bli ett tandhälsans QALY (quality-adjusted life years) där han gav olika vikter till aspekter av indexet och justerade för tidslängden av dental hälsokvalitet. Detta mått kallas QATY: quality-adjusted tooth years S.86, Oscarson et al, se även Socialstyrelsen, "Hälsoekonomiskt vetenskapligt underlag – nationella riktlinjer för vuxentandvård 2010 Preliminär version"

<sup>108</sup> Oral Health-Related Quality of Life, S.20f, Collin Bagewitz, 2007

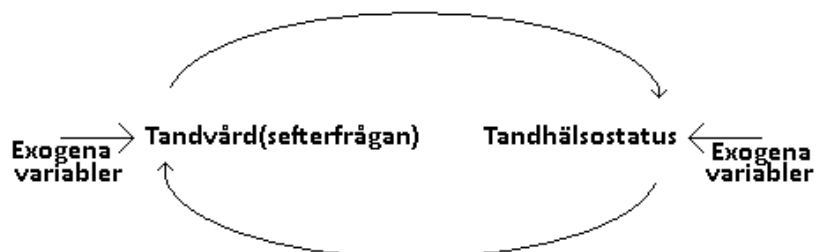
<sup>109</sup> S.23, Collin Bagewitz, 2007

<sup>110</sup> S.135f, Proposition 2007/08:49

<sup>111</sup> Cf. s.4, Arinen, 1996

över tid, vilket åstadkommes genom DiD-specifikation och -tester som i viss mån kontrollerar för tidstrender, men däremot ej som en lagg av beroende variabeln.

I åtanke bör även has den risk för problem med tvärsnittsdata i dental hälsokontext, som Sintonen & Linnosmaa benämner " *simultaneous-equations bias*"<sup>112</sup> p.g.a. tandhälsostatus och tandvårdsefterfrågans samtida bestämmande och påverkande. Illustrerat:



### 5.1. Modellering med DiD på ULF-data

Den *del* av reformens subventioneringsförändring som är möjlig att eventuellt fånga i en stor surveyundersökning är ATB, och det är också den som är möjlig att modellera i en DiD då treatment-intensiteten skiljer sig åt mellan årskategorierna i populationen. Särskilt tandvårdsbidrag (STB) och högkostnadsskydd har effekter på relativt få människor med väldigt starka uppdämda behov som torde vara svåra att fånga i en surveyundersökning.<sup>113</sup> Således nyttjar vi det faktum att intensiteten av "treatment"<sup>114</sup>, dvs. ATB, skiljer sig beroende på ålderskategori; 20-29 år: 300kr/år, 30-74 år:150kr/år, 75+: 300kr/år; samt att den kan sparas upp till två år. (ackumuleringen av ATB kan fångas upp av att vi har ex post data till 2012-2013.)<sup>115</sup>

Den beroende variabeln är hur stor andel av individer i varje åldersgrupp som säger sig besökt eller inte besökt tandläkare eller tandhygienist över ett år. Men estimeringen av vår koefficient av intresse: REFORM2008s ATB-komponent, är problematisk att isolera i en kausal kontext. Vi har inget alternativt universum som kontrollgrupp, där REFORM2008 ej infördes. Tvärsnittsdata över en eller många tidsperioder lider av ett svårt problem: alldeles oavsett antal kontrollvariabler så kan vi inte samtidigt se en individ/undersökningsenhet vara "treated" och "non-treated" samtidigt. En tvärsnittsundersökning utan randomisering riskerar därmed få problem med själv-selektion och därmed riskerar en stark närvaro av endogenitetsproblem med biased estimat p.g.a. icke observerad karaktäristiska som bidragit till att de självselekerande självselekerat in i treatment.

Selektionsproblemet är dock inte närvarande i det naturliga experiment och förändring i tiden som hela populationen utsätts för som REFORM2008 är. Dock finns selektionsproblematik i bortfallsutvecklingen i ULF-datan, som kommer återkommas till. Men även om vi antar att undersökningsenheten är jämförbar över tid och därmed untreated ex ante och untreated ex post, så får ändå problem med att urskilja den kausala treatmenteffekten från tidstrender i datan samt bakomliggande icke-observerade variabler. Om vi inte jämför äpplen och päron så jämför vi kanske en äppelsort med en annan äppelsort, vilket gör att jämförbarheten dem emellan blir försämrad och därmed kan vi ej estimerera den sanna treatmenteffekten givet att det hade varit ett likadant äpple som var både treated och non-treated på en och samma gång. En dubbelblind randomisering i laboratoriemiljö där vi hade kunnat jämföra äppelsort X både treated

<sup>112</sup> S.1268, Culyer&Newhouse Volym 1B, 2000

<sup>113</sup> Som däremot tar en stor del av reformens ekonomiska utrymme i förfogande, se exempelvis siffror från Socialstyrelsen som gjort random sampling för att bedöma läget för de som når de olika högkostnadsnivåerna ex ante och ex post REFORM2008, S.30f, Försäkringskassan, Socialförsäkringsrapport 2010:11

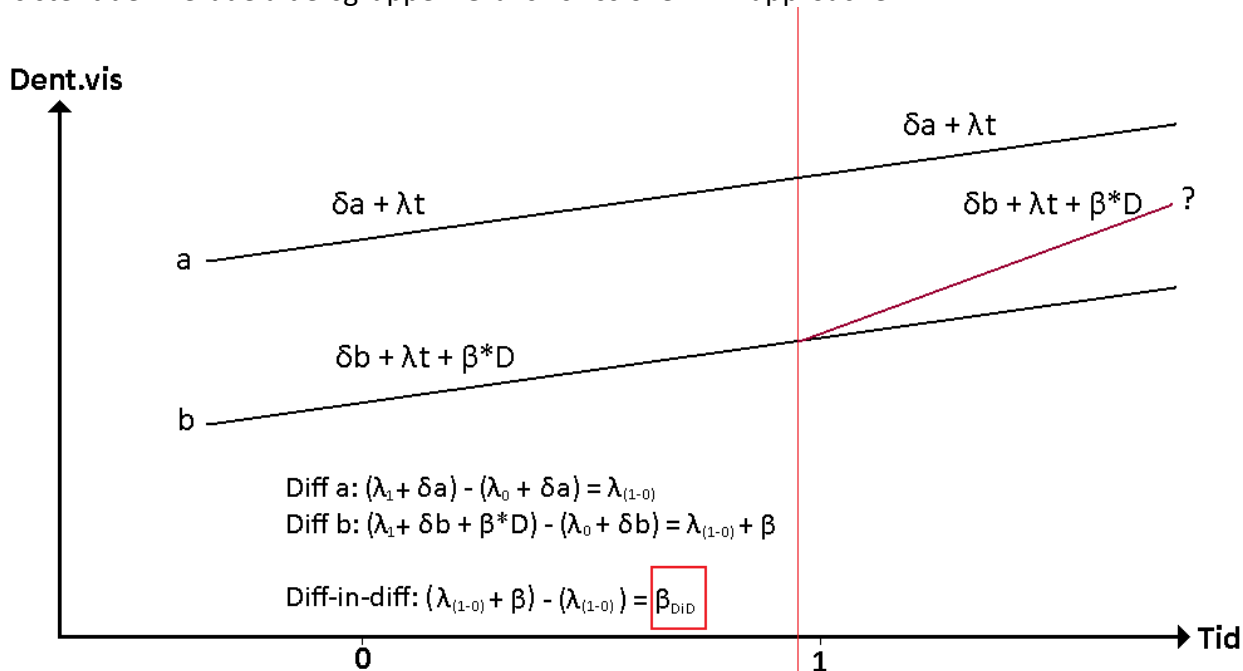
<sup>114</sup> Treated: behandlad; non-treated: icke-behandlad, följandes Rubins potential outcomes modell. cf. s.14, Angrist&Pishke, 2009

<sup>115</sup> S.7, Försäkringskassan, Svar på regeringsuppdrag, 2010

och non-treated hade gett störst vetenskaplig möjlighet att isolera den kausala effekten. Statistiska approximationer av det här genom kvasi-randomiseringar med hjälp av regressionsdiskontinuiteter, instrumentalvariabler, eller difference-in-differences, etc., kan vara steg på vägen att logiskt argumentativt kunna kontrollera för icke-observerade variabler.

Genom att nyttja skillnaden inom grupperna för sig i tid och därefter skillnaden mellan grupperna, före och efter reformen, kan vi med vissa antaganden dämpa problemet med att vi inte har något alternativt universum till förfogande. Den ekonometriska teorin bakom DiD är att förväntade värdet på  $Y$ , vår beroende variabel "Har besökt tandläkaren de senaste 12 månaderna" ser ut:  $E[Y_{igt} | g, t] = \delta_g + \lambda_t$ , där  $\delta_g$  är en tids-invariant specifik gruppeffekt och där  $\lambda_t$  är en tidseffekt som är gemensam för alla grupper. En grundbult i DiD-kontext är ett icke-testbart identifierande antagande: att trenderna är samma för grupperna i avsaknad av treatment (parallell trend antagandet (PTA), också kallat key identifying assumption (KIA)): "[T]he identifying assumption that in the absence of treatment the treatment group would have exhibited the same time trend in the outcome as the control group"<sup>116</sup>

Genom att ta skillnaden i tid, där  $t = 1$  är ex post reform och  $t = 0$  är ex ante reform inom (high)treatmentgruppen<sup>117</sup> och inom kontrollgruppen(low-treatment), och därefter ta den här tidsdifferentierade variationen inom grupperna och differentiera den mellan grupperna, så differentieras  $\delta_g$  (då tidsinvariant) och  $\lambda_t$  (generell gemensam tidstrend, differentieras bort givet att de generella tidstrenderna kan antas vara samma för båda grupperna<sup>118</sup>), och vi erhåller ett estimat av koefficienten  $\beta_{DiD}$  som är den skattade treatment-effekten. Givet exempelvis att gruppernas preferenser är tids-invarianta, så ska vi kunna definiera bort  $V_D$  (faktorn som indikerar individens värdering av dentalhälsa som konsumtionsvara.) då det kan antas vara en tids-oberoende variabel, givet att vi rör oss inom en dekad av tid (ej när vi ser över till 1980) och konsistent definierade åldersgrupper. Grafisk skiss över DiD-approachen:



<sup>116</sup> S.12, Nilsson&Paul, 2014

<sup>117</sup> Kommer använda mig i själva regression av flera olika high-treatment grupper och low-treatment (kontrollgrupper) p.g.a. dataanpassning

<sup>118</sup> Nota bene att det här ingår ett antagande för modelleringsändamål som utgörs av att den starka determinant av icke-akut tandvård som deprecieringstakten i dentalhälsostocken utgör, så antas att de förändringar som sker är likformiga inom ett åldersspann och är likformiga över tid.

## 6. Data, variabler och modellspecifikation, samt förväntade resultat

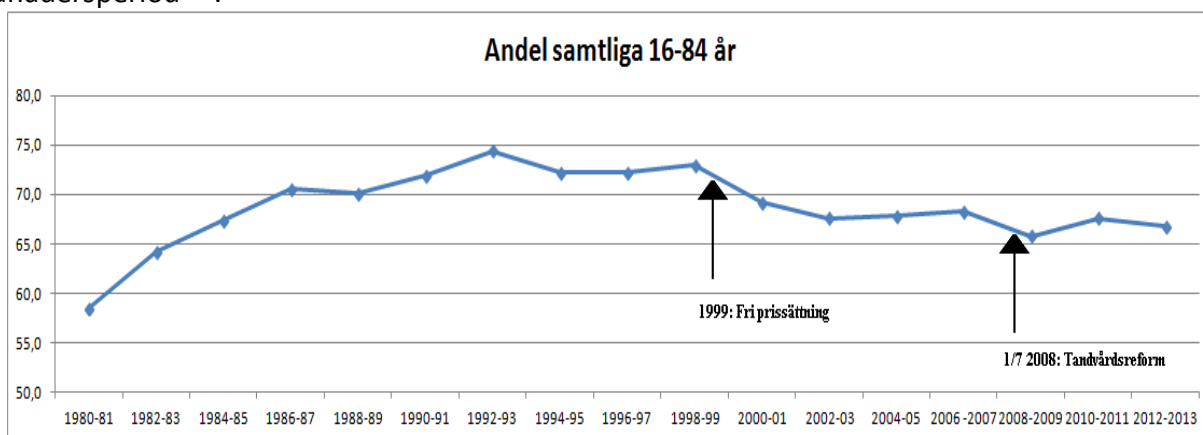
### 6.1 Data

Det data jag använder mig av är Statistiska centralbyråns årliga surveyundersökning: "Undersökningarna av levnadsförhållanden (ULF/SILC)". Styrkorna med att använda ULF är att den innehåller en undersökt variabel som är konstant i sin frågeställning över tid och har datapunkter ex post och ex ante REFORM2008. Den har SCBs höga kvalitetskrav samt används som referens i det officiella Sverige: "[u]ndersökningen utgör underlag för bland annat planering och utvärdering av offentlig verksamhet, forskning och samhällsdebatt"<sup>119</sup>. Dess största brister är det är en surveyundersökning med dess problematik i erhållandet av korrekta svar från respondenterna, svårigheten i erhållandet av representativt sample av den svenska populationen med de precisionsproblem som ingår i estimeringen av populationseffekter, samt att insamlingsmetodiken har förändrats.

ULFs urval 2013 var: "[E]n kombination av en återkommande paneldel och nya delurval från RTB<sup>120</sup>[...]. Det sammanlagda urvalet för 2013 bestod av ca 20 750 individer i åldrarna 16 år och uppåt."<sup>121</sup> ULF har genomförts sedan 1975, men det finns en viss problematik i att jämföra över tid: "[...]Fram till och med år 2005 har besöksintervju varit den dominerande insamlingsmetoden. [...]år 2006 inleddes emellertid en övergång till att använda telefonintervjuer som datainsamlingsmetod. Bytet av insamlingsmetod har väckt frågan om hur jämförbarheten över tid har påverkats. I samband med att den europeiska undersökningen [...] (EU-SILC) har integrerats med ULF har även frågeformuläret ändrats"<sup>122</sup>

Den tillgängliga 0/1-variabeln i ULF-materialet hjälper besvara huruvida det sker en förändring av "icke"-besökare till besökare (alldeles oavsett exakt hur många besök de gör inom tidsrymden av ett år) då själva besökandet kan sägas vara en indikator på ett förmodat förändrat tandvårdsanvändningsbeteende. Därtill är besöksdistributionen för tandvård generellt ej normalfördelad: "[...] a large proportion of observations have no visit, a majority some visits and only few more than ten visits."<sup>123</sup>

En grafisk illustration av andelen som anger JA till tandläkarbesök under en tolv-månadersperiod<sup>124</sup>:



<sup>119</sup> S.4, Statistiska centralbyrån, Andö, 2014

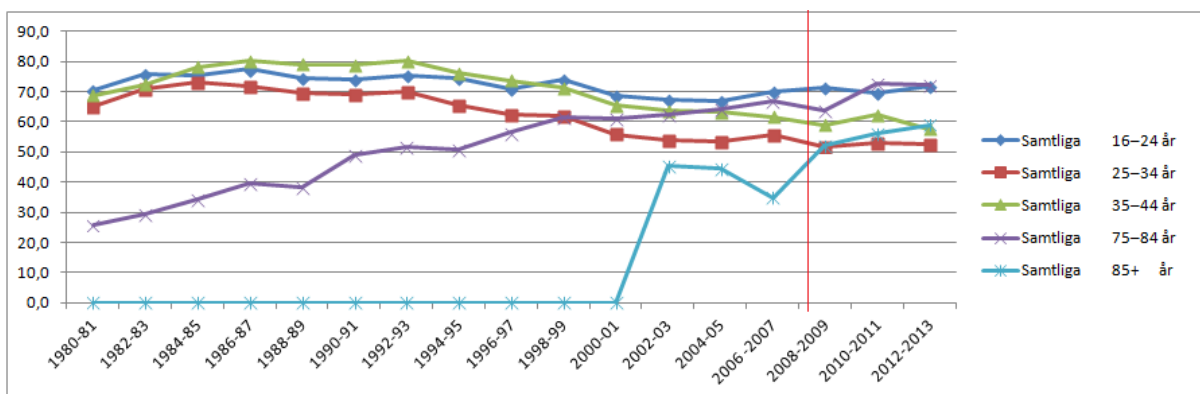
<sup>120</sup> "Registret över totalbefolkningen"

<sup>121</sup> S.5, Statistiska centralbyrån, Andö, 2014

<sup>122</sup> S.15, Statistiska centralbyrån, "Förändringar[...]", 2010

<sup>123</sup> S.11, Arinen et al, 1996

<sup>124</sup> Dubbelårsgenomsnittet 2006-2007 är en bearbetning: ett genomsnitt av de separat redovisade undersökningar i metodskiftesperioden; 2006a, 2006b, och 2007.



Vid en första okulär anblick verkar det finnas små positiva effekter, trots att 2008 också sammanfaller med en makroekonomisk dipp.<sup>125</sup>

## 6.2. Variabler och modellspecifikation

**Dentistvisit:** är den beroende variabeln: dvs. andelen i procent av åldersgruppen som "Har varit hos tandläkare (eller tandhygienist) någon gång under de tolv kalendermånader som närmast föregick intervjutillfället."<sup>126</sup> **Dummy-variabler:** T:Treatment; T1:Treatment 16-24; T2: Treatment 25-34; T3a & T3b: Splittrade treatments för äldre. **s:** är en variabel som utgör en parametrisk interaktionsvariabel mellan tyngden av förändring inom treatmentgruppen, eller intensiteten om man så vill. Detta rör treatmentgrupper T1 och T2, då dessa har flera som ex ante och ex post har oförändrat gratis tandvård (16 till året man fyller 19 i T1. Här har jag dock inkluderat 20-åringarna för att låta s reflektera en psykologisk justeringsperiod från gratis till kostnadsbelagd tandvård, samt att vissa landsting har längre gratisvård) eller har kontrollgruppstreatment (30-34-åringar i T2)<sup>127</sup>

**Kontrollvariabler:** De kontrollvariabler som inkluderats skiljer sig åt mellan grupperna i tid samt finns representerade i ULF-datan ackompanjerandes dentalvisit-variabeln i tid.

**K:** är andelen kvinnor i respektive treatment-ålderskategorier i YOUNG respektive OLD minus andelen kvinnor i respektive kontroll-ålderskategori i YOUNG respektive OLD. Könstillhörighet kan vara av vikt, då incidensen av tandvårdsrädsla i vuxen ålder, i en studie som följde individer från 18 upp till dem fyllde 26 år, var högre bland kvinnor än män.<sup>128</sup> Rantatoski et al hävdar dock det generella mönstret: "The dental literature has substantially documented that women attend dental care visits more frequently and take better care of their oral hygiene than men do."<sup>129</sup> Svensk populationsstatistik över tandvårdsbesök bekräftar den könsskillnaden.<sup>130</sup> Huruvida tandvårdsrädsloeffekten<sup>131</sup> tar ut den här besöksbenägenhetseffekten är en öppen fråga. Därför är det en rimlig kontrollvariabel.

**EK5:** är EK5: Kategori i ULF som benämns: "Befinner sig i ekonomisk kris" 1980-2007 och "Ekonomiska problem" 2008-2013.<sup>132</sup> Genom användandet av EK5 som kontrollvariabel så erhålles en proxy för "allra lägst inkomst" samt visst mått av kontroll av tidsvarianta observerade

<sup>125</sup> Notera att det infördes ett visst högkostnadsskydd för de 65+ år 2002.

<sup>126</sup> Från 1980-2011. För årsparet 2012-2013 specificerades det som: "Har svarat att det var någon gång under de senaste 12 månaderna på frågan: När var du senast hos tandläkare eller tandhygienist?"

<sup>127</sup> Genomsnitt av årsvisa observationer/hela kumulativa frekvensen i åldersgruppen och dess andels treatmenteffekt.

<sup>128</sup> S.71, Andersson, 2012

<sup>129</sup> S.703, Rintakoski et al, 2010

<sup>130</sup> S.21, Försäkringskassan, 2012

<sup>131</sup> S.70, Andersson, 2012

<sup>132</sup> Se Bilaga 1 i Appendix för definitioner.

ekonomiska skillnader mellan de DiD-åldersgrupper med parallella trender som jag använder som treatment respektive kontroll i YOUNG respektive OLD.

Angående "good" vs "bad" controls: K torde vara exogen relativ till modellen och då specifikt treatment-variabeln. Könstillfördelningsavvikelser bör innehålla information som förklarar viss del av variationen i respektive åldersspann. EK5 kan vara fluid i tid och påverka tendensen att gå till tandläkaren (vilket är anledningen till dess inklusion), men i och med att treatment-variabeln ej har inslag av selektionseffekter så bör EK5 ej vara en bad-control risk. Däremot riskerar EK5 vara en dålig kontrollvariabel då den kan vara en av "*outcome variables in the notional experiment at hand*"<sup>133</sup>, dvs. att REFORM2008 kan minska andelen som svarar jakande till EK5. Dock antas här att tendensen att hamna i ekonomisk kris är en social/personlig exogen variabel, som kan delförklara variationen i dentistvisits i de olika åldersgrupperna, och kan fånga upp de tids-/årseffekter som är gruppdifferentierade – dvs. exempelvis BNP-dippen 2008 och dess differentierade utfall i ekonomisk kris per grupp.

Modellspecifikationen har fixed effects i xtreg i Stata. Exempelregression för OLD, reg (2) i dataset f.1981: xtreg Dentistvisit TreatmentT EK5 K i.Year, i(Group) fe; där TreatmentT som dummy slår över till 1 för treated grupp och post-reform.

### 6.3. Förväntade resultat

Den *eventuellt* fångade ökade benägenheten att gå till tandläkaren bör ge en viss dentalhälsoeffekt särskilt hos de grupperna med uppdämt behov men utan regelbundenhet i tandläkarbesök. Exempelvis Sintonen&Linnosmaa menar på att RAND HIE<sup>134</sup> påvisar att: "*more generous dental insurance coverage improved oral health for those younger than 35 years and especially for subgroups of the population with the poorest oral health*"<sup>135</sup>. Det vill säga, särskilt i de grupper/för de individer med störst diskrepans mellan betalningsvillighet och betalningsförmåga<sup>136</sup> - de med uppdämt behov. Extrapoleras bakåt i tiden från surveyfrågan som enbart ställts ex post REFORM2008: "*Har du under senaste 12 månaderna någon gång ansett dig i behov av tandvård men inte sökt vård*", i ULF-årsparen 2010-2011&2012-2013<sup>137</sup> så torde den vara störst för YOUNG 25-34.<sup>138</sup>

Den centrala referensprislistan bör motverka prisökningar från tillgångssidan, även beaktat efterfrågeelasticiteten. Därtill torde den mer strömlinjeformade subventionsstrukturen reducera osäkerhet kring subventionsgrad för besök och därmed inducera besök hos de mest osäkra. Prissubventionen kan dock få konsumtionsnedvridningseffekter då relativpriset på egenvård K nu ökar i relation till vårdpris C samt att inkomsteffekten kanske leder till en ökad konsumtion av tandhälsoförstörande produkter vars sammantagna effekter kan tillintetgöra *eventuellt* uppmätt tandläkarbesöksbenägenhets tandhälsoeffekt alternativt faktiskt minska tandhälsan givet tillräckligt starka snedvridningseffekter i beskrivna riktningar.

<sup>133</sup> S.64, Angrist & Pishke, 2009

<sup>134</sup> Refereras till: Bailit, H., J. Newhouse, R. Brook, N. Duan, G. Goldberg, J. Hanley, C. Kamberg, V. Spolsky, A. Black and K. Lohr (1987), "*Does more generous dental insurance coverage improve dental health*", RAND Note N-2591-HHS (The RAND Corporation, Santa Monica

<sup>135</sup> S.1274, Culyer&Newhouse Volym 1B, 2000

<sup>136</sup> Willingness-to-pay och ability-to-pay

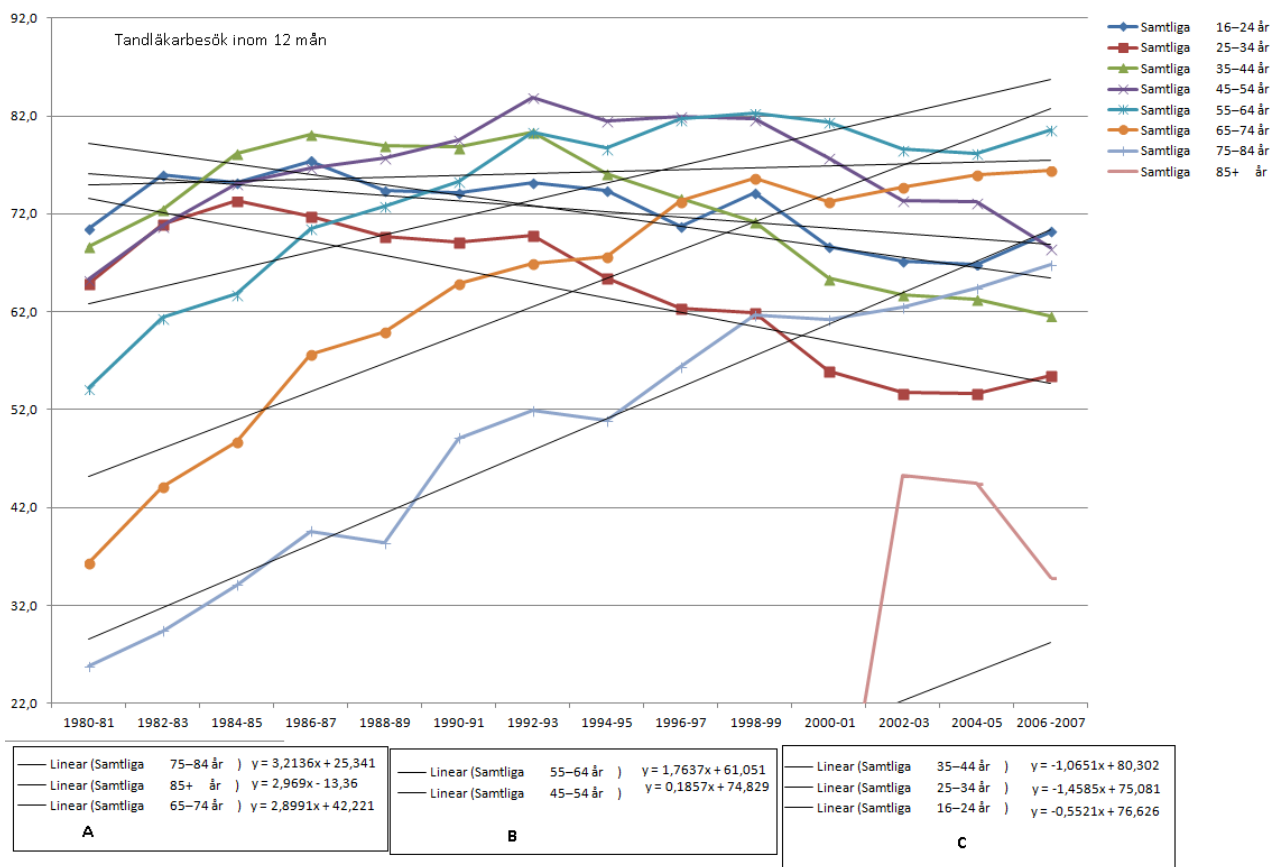
<sup>137</sup> Dvs. givet antagandet att förhållandena mellan kontroll- och treatmentgruppernas genomsnittsrelation håller ex post → ex ante, vilket torde vara rimligt även om REFORM2008 har minskat relativgapet.

<sup>138</sup> Se Tabell 1 i Appendix för genomsnittsrelationer. Notera 16-24.. Dess låga värde kan bero på: "*Alla barn och ungdomar har fri tandvård till och med det år de fyller 19, i vissa landsting/regioner längre.*", cf. tlv.se

## 7. Resultat och analys

### 7.1. Parallell-trend-antagandet

Går det att identifiera grupper som klarar av parallell-trend-antagandet i datamaterialet? Figurer och trendlinjer nedan, ex ante REFORM2008 inkluderandes hela vår dataperiod:



Från år 1980-81:

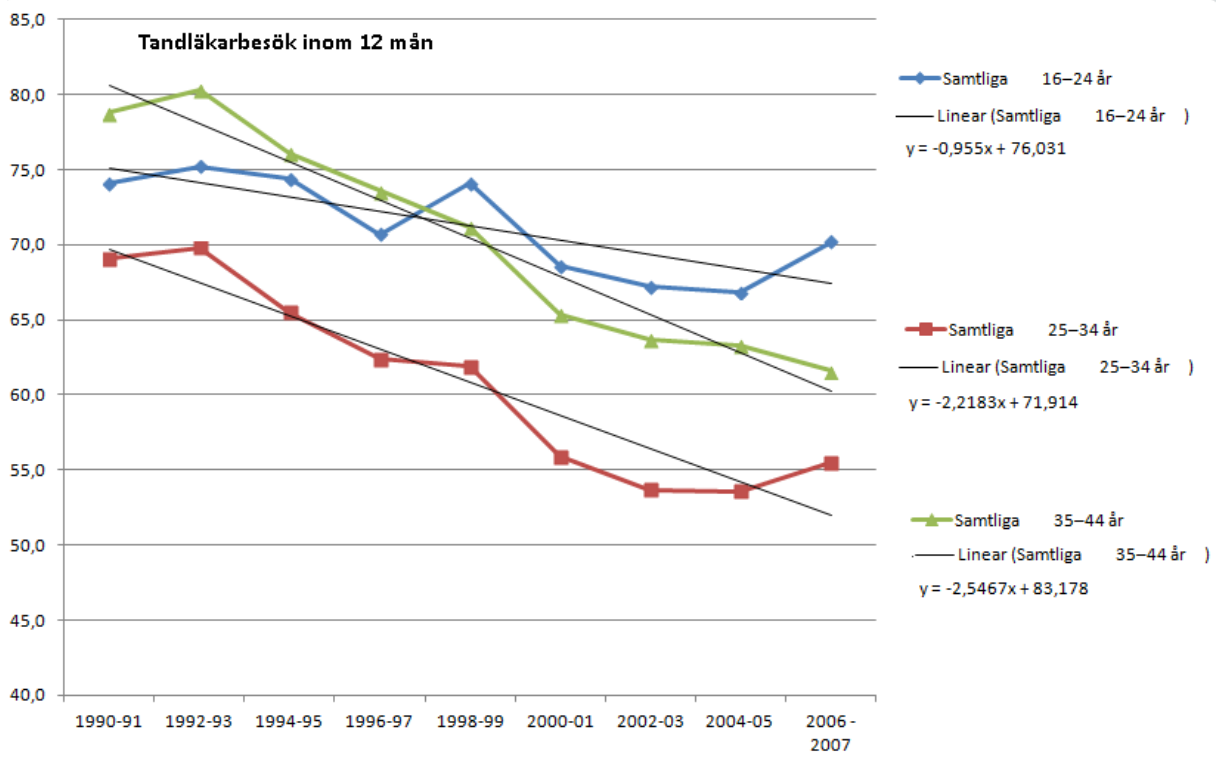
A-gruppen: Dessa tre grupper följer ungefärligt lika trendlinjer i ett linjärt spann från 3,2 till 2,9. Använda 65-74 som lowT (kontroll) och 75-84 samt 85+ som highT

B: Båda kategorier low T, samt för skiljda i sina linjära trendlinjer.

C: Alla tre ålderskategorier följer negativa trendlinjer, men relativt stor magnitudskillnad mellan respektive linjär trendlinje.



Om vi ser närmre i tid på C, från och med 1990-91:



Då ska vi komma ihåg att 16-24 års negativa trend troligtvis är dämpad av att mellan år 16-19 (upp till 20 års ålder) är tandvården kostnadsfri för individen.

Då uppsatsens fokus är på hur de mest ekonomiskt utsatta i ålderskategorierna 20-40 och 80+ har påverkats av REFORM2008, så är det således av nytta att ha kunnat identifiera relevanta åldersgrupper att DiD-modellera i två olika gruppspann: **YOUNG**; T<sub>1</sub>: 16-24, T<sub>2</sub>: 25-34, C: 35-44, samt **OLD**; C: 65-74, T<sub>3</sub>:75-84, T<sub>3</sub>: 85+.

## 7.2. DiD-resultat

### YOUNG

Y: f. 1981

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
VARS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS
T	5,998** [2,554]	2,736 [3,265]	2,736 [4,499]	2,576 [4,356]	1,05 [2,392]	-	-	-	-52,14 [31,2]	-46,87 [30,79]	-46,87 [20,12]	-46,87 [20,12]
T1					9,896*** [2,392]	9,675*** [3,437]	9,675*** [0,799]	9,725*** [0,886]				
T2					-	0,705 [2,83]	0,705 [0,353]	0,725 [0,4]				
S									113,6* [60,79]	97,75 [60,34]	97,75 [33,49]	97,75 [33,49]
Y.eff	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
C.var	N	Y	Y	Y	N	Y	Y	Y	N	Y	Y	Y
Con	68,03*** [1,892]	80,31** [29,72]	80,31* [24,25]	78,43* [24,36]	68,03*** [1,535]	70,72*** [25,34]	70,72* [22,74]	69,03* [22,88]	68,03*** [1,821]	74,26** [29,1]	74,26 [26,24]	74,26 [26,24]
Obs	51	48	48	48	51	48	48	48	51	48	48	48
R <sup>2</sup>	0,845	0,86	0,86	0,867	0,902	0,903	0,903	0,908	0,862	0,873	0,873	0,873

Y: f. 1991

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
VARS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS
T	6,375** [2,44]	4,901 [3,456]	4,901 [4,456]	4,584 [4,374]	2,489 [2,305]	11,24*** [3,524]	11,24 [4,062]	-	-40,34 [28,65]	-34,56 [29,41]	-34,56 [15,66]	-34,56 [15,66]
T1					7,772*** [2,305]	-	-	11 [4,032]				
T2					-	-7,798*** [2,518]	-7,798** [1,446]	3,288 [2,594]				
S									91,31 [55,81]	77,88 [57,66]	77,88 [32,47]	77,88 [32,47]
Y.eff	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
C.var	N	Y	Y	Y	N	Y	Y	Y	N	Y	Y	Y
Con	74*** [1,725]	129,3*** [37,94]	129,3** [15,77]	129,9** [15,9]	74*** [1,411]	105,9*** [32,39]	105,9** [24,02]	107,1** [24,22]	74*** [1,66]	119,9*** [37,8]	119,9** [21,57]	119,9** [21,57]
Obs	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36
R <sup>2</sup>	0,852	0,867	0,867	0,878	0,906	0,913	0,913	0,92	0,869	0,879	0,879	0,879

**Y: f. 1999**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
VARS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS
T	4,195**	4,643	4,643	4,574	1,76	12,42***	12,42**	-	-28,61	-28,2	-28,2	-28,2
	[1,787]	[2,684]	[4,982]	[4,85]	[1,624]	[1,974]	[2,436]		[18,7]	[20,4]	[10,93]	[10,93]
T1					4,870**	-	-	12,45**				
					[1,624]			[2,379]				
T2					-	-7,842***	-7,842**	4,591*				
						[1,411]	[1,246]	[1,165]				
S									64,12	64,91	64,91*	64,91*
									[36,42]	[40,01]	[15,7]	[15,7]
Y.eff	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
C.var	N	Y	Y	Y	N	Y	Y	Y	N	Y	Y	Y
Con	69,07***	85,03**	85,03	88,13	69,07***	87,93***	87,93**	89,10**	69,07***	78,01**	78,01	78,01
	[1,154]	[33,51]	[44,5]	[41,1]	[0,908]	[17,38]	[15,25]	[14,37]	[1,07]	[31,57]	[42,43]	[42,43]
Obs	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24
R <sup>2</sup>	0,78	0,785	0,785	0,798	0,874	0,948	0,948	0,95	0,825	0,83	0,83	0,83

**Y: f. 2007**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
VARS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS
T	0,075	4,024	4,024	4,349	-	-	-	20,59*	-21,58	-13,4	-13,4	-13,4
	[2,454]	[6,384]	[6,823]	[6,598]				[6,454]	[17,25]	[28,59]	[5,622]	[5,622]
T1					1,45	20,3	20,30*	-				
					[2,853]	[7,675]	[6,754]					
T2					-1,3	5,138	5,138	-15,30*				
					[2,853]	[3,922]	[3,059]	[4,262]				
S									42,32	31,46	31,46**	31,46**
									[33,42]	[49,99]	[6,841]	[6,841]
Y.eff	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
C.var	N	Y	Y	Y	N	Y	Y	Y	N	Y	Y	Y
Con	62,57***	124,5	124,5	128,1	62,57***	58,21	58,21	59,56	62,57***	102,2	102,2	102,2
	[1,002]	[65,73]	[65,96]	[62,66]	[1,009]	[48,31]	[26,31]	[25,16]	[0,946]	[81,62]	[65,12]	[65,12]
Obs	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12
R <sup>2</sup>	0,34	0,496	0,496	0,521	0,465	0,875	0,875	0,882	0,529	0,58	0,58	0,58

**OLD****O: f. 1981**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
VARS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS
T	7,138*** [2,248]	7,506** [2,832]	7,506** [1,319]	7,919*** [0,287]	6,950** [3,082]	7,551** [2,931]	7,551** [0,964]	7,77 [3,063]
T3a					0,283 [3,082]	-	-	0,154 [2,909]
T3b					-	-0,574 [3,606]	-0,574 [3,969]	-
Y.eff	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
C.var	N	Y	Y	Y	N	Y	Y	Y
Con	27,93*** [1,95]	73,47** [30,57]	73,47 [25,8]	56,48 [24,07]	27,95*** [2,009]	74,54** [32,19]	74,54 [32,92]	56,57 [25,81]
Obs	40	38	38	38	40	38	38	38
R <sup>2</sup>	0,977	0,977	0,977	0,982	0,977	0,977	0,977	0,982

**O: f. 1991**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
VARS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS
T	6,448** [2,273]	6,832** [2,928]	6,832** [1,111]	6,927*** [0,335]	6,533* [3,049]	6,874 [4,535]	6,874 [4,566]	7,569* [2,448]
T3a					-0,133 [3,049]	-0,0463 [3,686]	-0,0463 [3,78]	-0,673 [2,449]
T3b					-	-	-	-
Y.eff	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
C.var	N	Y	Y	Y	N	Y	Y	Y
Con	52,87*** [1,906]	81,45** [32,1]	81,45 [47,02]	48,15 [62,37]	52,86*** [1,989]	81,33** [34,65]	81,33 [56,27]	47,39 [65,39]
Obs	30	30	30	30	30	30	30	30
R <sup>2</sup>	0,907	0,913	0,913	0,932	0,907	0,913	0,913	0,933

**O: f. 1999**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
VARS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS
T	4,856*	4,47	4,47	5,246**	5,52	4,443	4,443	5,218**
	[2,525]	[3,164]	[1,756]	[0,901]	[3,228]	[3,347]	[1,946]	[1,122]
T3a					-1,147	-	-	-
					[3,228]			
T3b					-	0,901	0,901	1,849
						[3,831]	[3,26]	[2,177]
Y.eff	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
C.var	N	Y	Y	Y	N	Y	Y	Y
Con	63,18***	121,3***	121,3*	107,1	63,06***	118,8**	118,8	104,9
	[1,989]	[34,87]	[36,19]	[44,27]	[2,102]	[38,43]	[46,48]	[45,06]
Obs	22	22	22	22	22	22	22	22
R <sup>2</sup>	0,795	0,846	0,846	0,831	0,798	0,847	0,847	0,835

**O: f. 2007**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
VARS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS	DVIS
T	-1,6	0,622	0,622	1,428	-	-2,516	-2,516	-
	[2,846]	[3,47]	[2,76]	[1,725]		[7,914]	[7,323]	
T3a					0,733	4,52	4,52	1,522
					[2,839]	[9,804]	[10,22]	[1,807]
T3b					-3,933	-	-	1,145
					[2,839]			[7,969]
Y.eff	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
C.var	N	Y	Y	Y	N	Y	Y	Y
Con	69***	105,5	105,5	95,47	69***	23,36	23,36	89,53
	[1,162]	[96,82]	[89,04]	[48,4]	[1,004]	[210,9]	[244,9]	[143,2]
Obs	12	12	12	12	12	12	12	12
R <sup>2</sup>	0,801	0,887	0,887	0,912	0,881	0,898	0,898	0,912

## Noteringar:

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ , [Standardfel] under estimerade koefficienter.

Y.eff: Fixed year effects, C.var: Control variables (EK5 + K)

Regressionerna: fixed effect i xtreg i Stata. Estimatorer och  $R^2$  är within-estimatorer.

I datamaterialsperioderna (från 1981, från 1991, från 1999, från 2007) så är specifikationerna i grupper om fyra:

(1)&(5)&(9) – utan kontroll

(2)&(6)&(10) – med kontroll-variabler

(3)&(7)&(11) – med kontroll-variabler samt robusta standardfel som beaktar klustrade gruppvärden

(4)&(8)&(12) – med kontroll-variabler samt robusta standardfel samt viktat för att det är surveydata med genomsnittsvärden. (aweights i Stata)

För både young respektive old är datamaterialet klyvt för att särskilja olika premisser:  
*f. 1981:* Använder hela datamaterialet i tid före reformen, fr.om. 1980-1981 | Uppfyller KIA för OLD.

*f. 1991:* Använder datamaterialet f.r.om. 1990-1991 i tid före reformen | Uppfyller KIA för YOUNG.

*f. 1999:* Använder datamaterialet f.r.om. 1998-1999 i tid före reformen | dvs. f.rom. generellt gällande prissystem (annat än för 65+ f.r.om. 2002) från 98 samt fri prissättning för tandtaxa 99

*f. 2007:* Använder datamaterialet f.r.om. 2006-2007 i tid före reformen | d.v.s. *en* ex-ante period<sup>139</sup> innan REF2008: 2007-2013 använder jämförbara surveymetoder

### **7.3. Kommentarer angående resultat**

Darnell & Evans beskriver data-mining såsom att köra ett stort antal regressionsekvationer som skiljer sig genom sin funktionella form och/eller specifikation av oberoende variabler inkluderade, och där "[...]the 'poor' regression equations are discarded[...]"<sup>140</sup> Jag anser inte min stora mängd falla under den här data-miningsdefinitionen då det handlar om fyra jämförandes underspecifikationer per tre (två) huvudvarianter för YOUNG (OLD) i de fyra datamaterialsperioderna. I intresse av transparens är därför alla redovisade. Genom att utgå resultatkommentarerna och -tester från de längsta perioderna som klarat av parallell trend antagandet (KIA) så görs det klart vad som varit huvudfokus.

Den dataspecifikation för OLD som uppfyller KIA är den från 1981. (Som innehåller hela datasetet). Det vill säga, i en specifikation med fixa årseffekter som fångar upp chocker som drabbar alla tre grupperna och med KIA uppfyllt, så kan man anta att de tids-invarianta skillnaderna i bakomliggande faktorer som påverkar tandvårdsbesök är bort-differentierade i specifikationen. Vi ser också i (5)-(8) regressionerna att när vi lägger till interaktionstermer för att se huruvida REFORM2008 kan antas ha påverkat de två äldre grupperna i olika magnitud att interaktionstermerna är insignifikanta och/eller försvinner p.g.a. multikolliniaritet. Givet att (2), regressionen med kontrollvariabler inkluderade, håller för OLS-antagandena och de fixa effekterna

<sup>139</sup> Perioden: 2006-2007, som är ett bearbetat dubbelårs-genomsnitt av årsseparata uppgifter (redovisat årsseparat p.g.a. viss metodskillnad åren emellan)

<sup>140</sup> S.63f, citat: s.64, Darnell & Evans, 1990

antagandena, så estimeras treatment-effekten på de som blev treated vara i 95 % - konfidensintervallet [1,95528; 13,05672]. Magnitudmässigt handlar det om en estimerad kausal effekt på c:a 7,5 % -enheters skillnad i andelen i treatment-populationerna som uppger att de gått till tandläkare/tandhygienist som effekt av REFORM2008.

Specifikationen som är mest intressant gällande YOUNG då den uppfyller KIA, är den från 1991. Här ser vi en estimerad statistisk effekt i reg (1), men som försvinner vid inklusion av kontrollvariabler. Inklusionen av kontrollvariabler ger dock en konstant i (2)-(4) som blir omöjlig att tolka som sann rakt av, då högst 100% av respondenterna kan ange att de går till tandläkaren. I specifikationen där s utgör en solitär interaktionsvariabel med parametriskt specificerade styrkeförhållanden gällande treatment-effekt på treatment-populationen (9)-(12), så ser vi ingen statistiskt signifikant effekt av varken treatment eller s. Däremot, när vi ser på regressionerna (5)-(8) där vi har tre dummyvariabler, en gemensam för treatment-grupperna och en varsin interaktionsvariabel för respektive treatment-grupp, så ser vi en statistiskt signifikant effekt för den yngre gruppen som påverkas av T1 i (5), men som försvinner vid inklusion av kontrollvariabler i reg (6). I regression 6 har T1 försvunnit p.g.a. multikolliniaritet, men här ser vi något intressant: T är nu statistiskt signifikant på 1 % -nivån, tillsammans med den nu negativa koefficienten T2 som också är signifikant på 1 % -nivån. Notera här igen att konstanten är statistiskt signifikant på 1 % -nivån och är över 100%. Ett narrativ hade varit att anta att modellens undre specifikation är den sanna. Då hade den lägre variansgränsen i absolut mening för koefficienterna i ett 95 % - konfidensintervall och de konsekvenser för treatmentgrupperna det medfört varit: Konstant: 42,4156, T: 4,33296, T2: -2,86272, med: 16-24: 46,74856, 25-34: 43,88584

Vilket är ett narrativ som torde stämma relativt väl överens med skillnaderna mellan grupperna. Genom att utsätta ovanstående två resultat som har bäst teoretiskt grundad bas för att kunna utröna en kausal effekt givet att de uppfyller PTA, för tester i syfte att se om de uppmätta effekterna är spuriösa eller ej, så kan man därefter se närmre på de andra tidsspecifikationerna för YOUNG respektive OLD.

## **7.4. Tester, brister, och vidare analys**

### **7.4.1. DiD-specifikationstester**

När det kommer till att använda sig av DiD för kausal inferens så är de viktigaste utmaningarna huruvida kompositionen av treatment- och kontrollgrupperna ändras ex post REFORM2008 samt huruvida en s.k. "Ashenfelter-dip" föreligger – d.v.s. att treatmentgrupperna anticiperar reformen och sänker sin konsumtion precis innan reformen alternativt att reformen är skapt just för att hantera den här dippen från trenden. Det förstnämnda problemet med komposition bör ej föreligga då man själv ej väljer sin ålder – i varje given tidspunkt är den fastlagd.

Ett viktigt test som kan liknas vid ett placebotest, är att utsätta de respektive regressionerna för en specifikation där treatment-dummy laggar och leads ingår - ett slags Granger kausalitetstest. Jag inkluderar laggar i två tidsperiodshopp, då i dess längsta lagg så uppstår treatment-effekten först 2012-2013, samt en lead, där treatment-effekten uppstår 2006-2007. Då propositionen lades fram till riksdagen den 17 januari 2008<sup>141</sup> så förväntar jag mig inga anticipatoriska effekter i föregående två-årsperiodsdatapunkt 2006-2007.

---

<sup>141</sup> S.1, Prop. 2007/08:49

Young				Old			
	f.1991 Reg6	f.1991 LAGS+LEADS	f.1991 L+L+s		f.1981 Reg2	f.1981 LAGS+LEADS	f.1981 L+L+s
VARs	DVIS	DVIS	DVIS	VARs	DVIS	DVIS	DVIS
TreatmentT	11,24*** [3,524]	5,229 [4,782]	0,549 [2,513]	TreatmentT	7,506** [2,832]	-2,55 [5,163]	-4,066 [4,575]
T1	-	-	-	lag1		1,988 [4,85]	1,47 [4,388]
T2	-7,798*** [2,518]	-7,96782*** [2,351]	-0,368 [1,739]	lag2		10,44* [5,07]	5,64 [5,637]
lag1		-3,14 [4,081]	-3,744* [1,729]	lead1		9,856** [3,306]	5,893 [3,374]
lag2		-7,372 [4,933]	-	trendC			1,882*** [0,302]
lead1		6,892* [3,244]	2,421 [1,978]	trendT3a			2,653*** [0,331]
trendT1			1,494*** [0,235]	trendT3b			3,062** [1,143]
trendT2			0,271 [0,298]	Y.eff	Y	Y	Y
trendC			-	C.var	Y	Y	Y
Y.eff	Y	Y	Y	Con	73,47** [30,57]	57,87* [27,903]	62,699* [29,779]
C.var	Y	Y	Y	Obs	38	35	35
Con	105,9*** [32,39]	75,899* [32,9]	93,777*** [14,951]	R <sup>2</sup>	0,977	0,9831	0,9894
Obs	36	35	35				
R <sup>2</sup>	0,913	0,9311	0,9893				

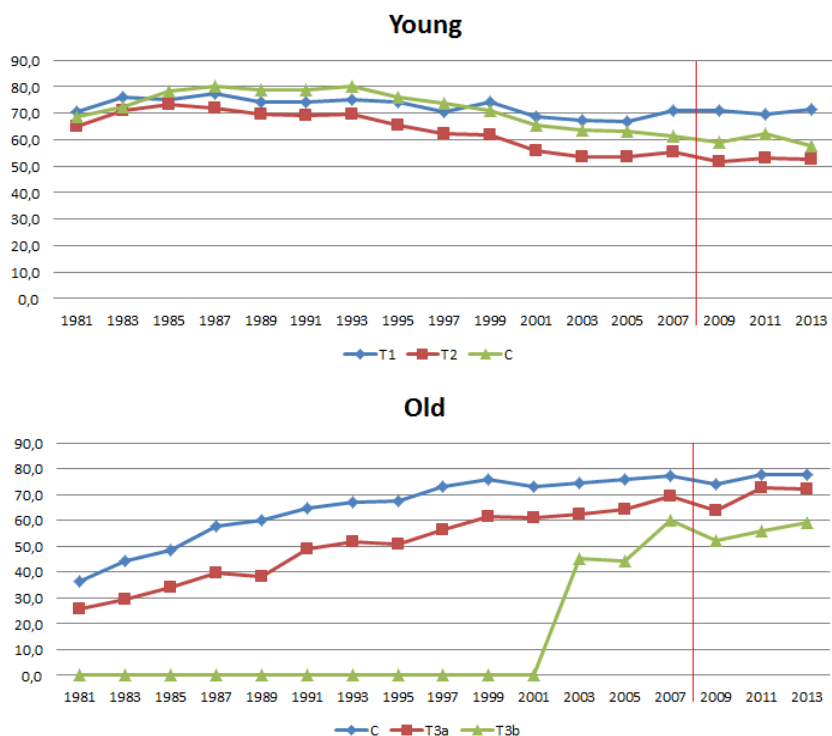
Specifikationerna för vår DiD-regression med lags och leads för OLD respektive YOUNG ger i båda fallen att TreatmentT-dummin tappas sin statistiska signifikans till förmån för placebo-dummin lead1 i OLD respektive YOUNG samt även lag2 i OLD. Notera dock att den statistiskt negativa effekten av T2 för 25-34-gruppen i YOUNG är remarkabelt lik med och utan lags+leads. Detta sker alltså till trots av årseffekternas inkludering – vilket gör ett test med ex.vis. en dummy för tidsperioden innan treatment överflödig.

När vi lägger till interaktionsvariabeln state\_trends (columnen L+L+s = LAGS+LEADS+state\_trends) för respektive grupp och en parametrisk tidstrend som är specificerad som additiv med diskreta heltal, så ser vi hur grupptrendvariabeln för 16-24 i YOUNG har stark precision, och den enda kvarvarande statistiskt signifikanta variabeln av de andra är lag1. För OLD ser vi att alla grupptrendvariabler är statistiskt signifikanta om än i varierande grad. Dessa tillägg av grupptrendvariabler får en att misstänka att KIA har mest möjlighet att hålla för OLD då de fortfarande statistiskt resonerat med 95 % -konfidensintervall har liknande trendkoefficienter, medan det för YOUNG i variabelkontexten med grupptrendvariabler är mindre troligt att KIA håller speciellt då trendkoefficienten för T2 är så pass låg. Detta sistnämnda kan dock vara en



indikator på att 25-34-åringarna har drabbats negativt av treatmenten eller mer troligt att någon annan tidsvariant variabel har påverkat den här gruppen särskilt värre än andra grupper.

Vi har alltså motsatsen till en Ashenfelter-dip – en Ashenfelter-topp där treatment-grupperna i tidsperioden precis före treatment ökar sin andel som svarar jakande på att ha varit hos tandläkare/tandhygienist. Se grafer nedan:



Närvaron av den här placeboeffekten gör att vi kan ej kan förkasta nollhypotesen om att specifikt REFORM2008 inte har någon statistiskt signifikant effekt på graden av hur många som svarar jakande på tandläkar/tandhygienistbesök under föregående år i de undersökta åldersgrupperna.

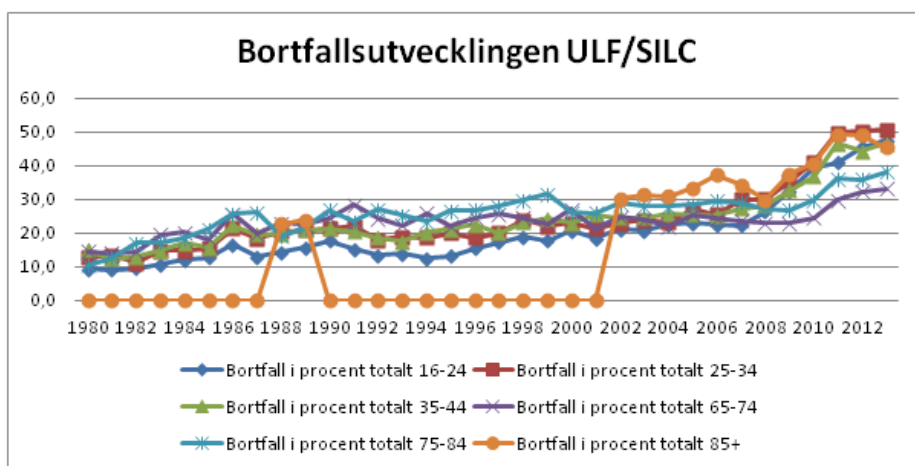
Att vi behåller nollhypotesen för OLD respektive YOUNG i de tidsperioder som upphåller PTA (f.81 och f.91 respektive), gör att vi även för de andra tidsperioderna ej bör dra slutsatser om att statistisk signifikans skulle vara en indikator på de facto kausal effekt.

Placeboeffektens närvaro kan bero på att det är några andra icke observerade tidsvarianta variabler som påverkar besöksbenägenheten. Det kan också vara så att om vi hade mer granulerad data i tid och paneldata-följande av individer att vi hade kunnat isolera en effekt av ATB.

Det ska dock noteras att då vi har att göra med fixed effekt specifikation med DiD, så ser vi enbart på den variation i X-variabler som finns mellan tidsperioder för varje grupp och den här variationen begränsas ytterligare genom att inskränkas till hur den skiljer sig åt mellan grupperna. Det här har risk att öka delen av variation som reflekterar klassiska mätfel – vilka tenderar att ge en skevhet i estimat som är åt det dämpande hållet.

### 7.4.2. Surveydatans begränsningar

Återigen bör här nämnas att ULF-datans insamlingsmetodik ändrades under 2006 vilket kan påverka jämförbarheten av datapunkter före och efter den perioden. En bredare problematik är hur överförbart i allmänhet ULF-materialet såsom survey är till populationen och därmed vad man bör bära med sig i tolkningen av resultaten. Bryman nämner fyra faktorer som felkällor vid surveyforskning; urvalsfel, samplingsrelaterade fel, fel vid datainsamlingen, och fel vid databearbetningen.<sup>142</sup> Det är av vikt att ha den här problematiken i åtanke vid den modellering av ULFs tvärsnittsdata som här genomförs och de konsekvenser för intern och extern validitet som medföljer därur. Datan som använts i ovanstående DiD-regressioner är baserade på ett antagande om att de genomsnittsvärden som rapporteras i ULF-undersökningarna som är fritt tillgängliga för allmänheten är sanna approximationer av populationen. Dock arbetar statistikerna bakom ULF-undersökningen med felmarginaler för sina värden – dessa har jag ej kunnat beakta.



En problematik som ingår i att använda sig av surveydata istället för revealed data är att den kategori konsumenter vi är ute efter – de med låga inkomster och som ej går till tandläkaren men eventuellt induceras till tandläkarbesök av REFORM2008 – eventuellt har stark korrelation med att inte delta i surveyundersökningar. Om man funderar i termer av samvetsgrannhet<sup>143</sup> så kan en låg sådan grad vara samvarierad med både frånvaro i statistiska undersökningar & frånvaro från tandvården/dålig tandhälsa. Att ULF-undersökningarna har en bortfallsutveckling som är stigande i tid, och med variationer i kön ex.vis<sup>144</sup>, gör att den här felkällan kan vara hög vid tolkandet av reformens effekter.

Notera då att även om ULF-statistiken kompenserar för det här med bredare felmarginaler, så har jag som tidigare nämnt ej kunnat inkorporera dessa i mina DiD-regressioner.

### 7.4.3. Från statistisk signifikans till ekonomisk magnitud

Ekonometri är att med hjälp av ekonomisk teori som analysinstrument och statistisk teori erhålla ekonometriska resultat som är en sammanvägd analys där statistisk signifikans och (ekonomisk) magnitud av de koefficienter vi är ute efter att skatta. Att med statistiska metoder försöka avgöra existensen av en isolerad kausal effekt är av stort värde. Ziliak & McCloskeys starka toner i att

<sup>142</sup> S.120f, Bryman, 2002

<sup>143</sup> Conscientiousness på engelska

<sup>144</sup> Kvinnors bortfall minus mäns bortfall skiljer sig i absoluta tal upp till 10%-enheter beroende på åldersgrupp.

hävda att tester av statistisk signifikans inte är ett vetenskapligt test – existens av effekt kräver den uppföljande frågan om effektens magnitud för att undvika att hamna i kunskapsproduktion som Ziliak & McCloskey kallar "sizeless".<sup>145</sup> Deras terminologi av statistisk signifikans respektive (ekonomisk) magnitud i Precision respektive Oomph finner jag vara goda omrubriceringar.<sup>146</sup>

Oomph handlar här alltså om att sätta den uppmätta effekten, ex.vis  $\approx 7,5\%$  -enheter för OLD, i kontext. För vår analys är det onekligen värt att ha i åtanke att den ekonomiska förändringen medelst REFORM2008 för en genomsnittsmänniska troligtvis inte är särdeles stor. Bouis et al använde sig av ett godtyckligt mått på överskridande av två (negativa) standardavvikelsers (beräknat över alla observationer i deras OECD-data) förändring i arbetslöshetsersättning inom ett givet år för att identifiera och definiera en arbetslöshetsersättningsreform som en "reformshock".<sup>147</sup> När vår REFORM2008 en sådan definition?

Det är väldigt svårt att svara på, då vi återigen har problemet med brist på data samt därtill att själva systemförändringen med REFORM2008 i viss mån handlade om att förenkla stödsystemet från ersättningar för specifika behandlingar till en tandvårdscheck (Då specifikt ATB, ej STB el. högkostnadsskyddet) som ska kunna användas till allt (räknat mot en referensprislista). En möjlig jämförbar ersättningspunkt från Förordning (1998:1337) om tandvårdstaxa skulle kunna vara ersättningen för bastandvårdsabonnemang då ATB kan användas för att betala det. Givet 4\$, 10\$, så kan vi se att grundbeloppet under punkt 97 och 98 Bilaga till förordningen är 200 kr för Abonnemang på bastandvård för vuxna under 30 år, per år och 200 kr för Abonnemang på bastandvård för vuxna över 30 år, per år.<sup>148</sup> Jag har fått indikationer men ej vetskap om exakt hur dessa ersättningar justerats med åren, men givet att dessa värden ur 1998-förordningen också gäller 2007 så är den ekonomiska impakten i strikt statssubsidiemening till den enskilde när det kommer till isolerat ATB: Kontroll: 30-74, från 200 till 150 kr/år (notera dock här att 65+ är ett särskilt fall) Treatment: 20-29, 75+, från 200 till 300 kr/år.<sup>149</sup>

Givet att detta är en relevant jämförelsepunkt, så ser vi att det ex post så vidgas skillnaden mellan treatment och kontrollgrupperna i det allmänna tandvårdsbidragshänseendet. Detta gör bristen på uppmätt statistiskt signifikant effekt än mer pikant. Osäkerheten i uppgiftsjämförelserna gör det än mer svårt att ge en idé om vilken slags efterfråge- och/eller inkomstelasticitet våra resultat konformerar till.

## 7.5. Skissartad beräkning av reformkostnad i relation till reformeffekt

Om vi låter DiD-estimatoren för OLD respektive YOUNG även inkludera placeboeffekten som en genuin effekt, dvs. låt oss *anta* att de ursprungliga regressionerna mätte någonting verkligt. Vad skulle den ekonomiska kostnaden för reformen i relation till dess effekt i så fall kunna skisseras vara?

---

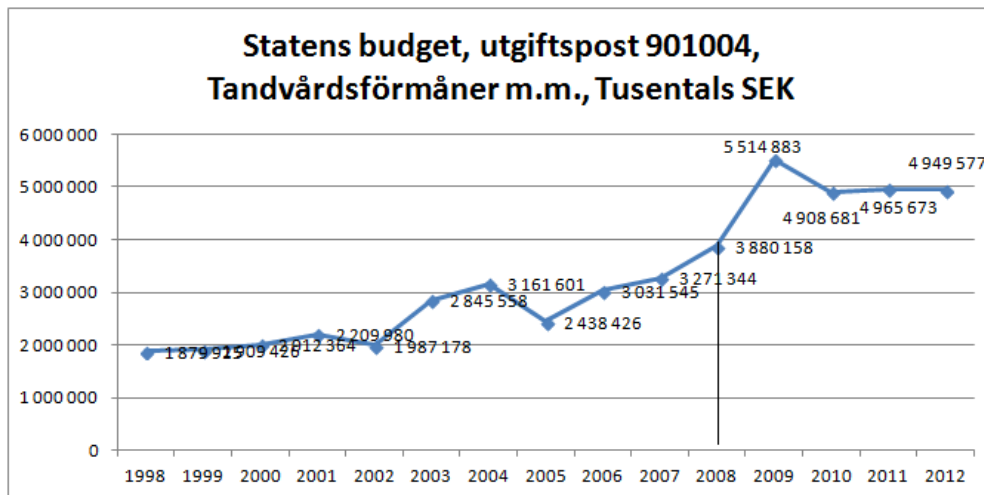
<sup>145</sup> S.4f, Ziliak & McCloskey, 2008

<sup>146</sup> S.23, Ibid.

<sup>147</sup> S.3, Bouis et al, 2012

<sup>148</sup> S.36f, s.42, Försäkringskassan, Regelbok för socialförsäkringen 2007

<sup>149</sup> Om man inflationsjusterar 200 kr från 1998 till 2007 så blir det 226 kr, ekonomifakta.se



Utifrån siffror<sup>150</sup> från Ekonomistyrningsverket som illustreras i ovanstående graf så blir, inflationsjusterat i 2012 års penningvärde<sup>151</sup>, de sammanlagda utläggerna för 2008-2012 (inkl.första halvan av 2008 där reformen ej var införd) minus utläggerna för 2003-2007 för statens utgiftspost 901004: Tandvårdsförmåner m.m.: 8,484692000 miljarder. Den kostnaden innehåller STB och högkostnadsskyddet, samt den tandvårdsförmån vi främst är intresserade av: ATB. ATB-förändringen för hög-treatment gruppen old har inneburit en estimerad årlig genomsnittlig effekt, givet f.81 reg(2) koefficienten, på ökade besök med 60 214 antal. ATB-förändringen gällande YOUNG, för hög-treatment gruppen 16-24 har inneburit en estimerad årlig genomsnittlig effekt, givet f.91 reg(6) koefficienten, på ökade besök med 126 757 antal, och för hög-treatmentgruppen 25-34 ökade besök med 40 233 antal. Den senare gruppens (25-34) genomsnittliga årliga effekt bör dock beaktas att den även rör sig inom negativa effektdomänen rent statistiskt inom 95 % - konfidensintervallet.

*Givet* att den här reformen verkligen har mätt ATB-skillnadens besöksinducerande effekt och att proportionen av faktiska utlägg för tandvårdschecken bör överrensstämma med propositionens prognosticerade andel: 1,1/6 miljarder<sup>152</sup> och om vi bortser från gruppen 25-34, så bör den statliga kostnaden per inducerat genomsnittligt besök på årsbasis för perioden 2008-2013 vara avrundat 8 320 kr/inducerat besök. Den siffran är nota bene skissartad och baserad på konceptuell inklusion av placeboeffekten som en reell effekt inbakad i den kausala treatment-effekten. Oavsett dess verklighetsgiltighet så kvarstår frågan för vidare forskning: var REFORM2008 värt pengarna?

<sup>150</sup> S.91, Ekonomistyrningsverket, 2013

<sup>151</sup> M.h.a. ekonomifakta.se

<sup>152</sup> S.146, Prop. 2007/08:49

## 8. Sammanfattande kommentarer, vidare forskning, och konstruktivt förslag

Genom att nyttja det faktum att ATB ges i dubbelt så hög grad till vissa grupper än andra, så har den här uppsatsen försökt spåra en kausal effekt genom en difference-in-differences teknik på surveydata från ULF.

### 8.1. Sammanfattande kommentarer om resultatet och dess brister

Det konditionella självständighetsantagandet, eller strikt exogenitet i en fixed effect kontext, är här baserad på att all källa till omitted variable bias i våra regressioner beror på icke-observerade variabler som är tidsinvarianta – dvs. de varierar *ej* i tid. Dessa tidsinvarianta faktorer har definierats bort i DiD-estimatet och bör då ge oss den kausala effekten givet att inga uteslutna<sup>153</sup> variabler som spelar roll för selektion till att välja att gå till tandläkaren varierar i tid. Det är en undersökning som baseras på surveydata i Sverige och bör därför ha svag extern validitet, men intern validitet över den svenska befolkningen bör den här undersökningen i viss mån ha – hållandes surveydatans begränsningar i minne. Håller detta?

Utmaningarna rent tekniskt kring hur man ska tolka dessa resultat är flera. Men givet de efterföljande testerna av de längsta dataperioderna som klarat av parallell-trend antagandet<sup>154</sup> så sluter man sig till att vi *ej* kan statistiskt säkerställa existensen av någon  $\beta_{DiD}$ -effekt av differentialen i ekonomisk magnitud av ATB mellan åldersgrupper och andelen som svarar jakande i surveyundersökningarna genomförda inom ramen för ULF att de varit hos tandläkare eller tandhygienist över året. Ett av REFORM2008s mål, att "[...]få personer i åldersgruppen 20-29 år att i högre omfattning än tidigare besöka tandvården i förebyggande syfte" kan med den här uppsatsens metodologiska specifikation mätas *ej* ha uppfyllts som en följd av introduktionen av ATB.

Om vi hade haft en statistiskt säkerställd effekt, så hade ett behov av att utvärdera kritiskt huruvida den centrala frågeställningen den skattade effekten av REFORM2008 för *de med allra lägst inkomster* i åldersgrupperna 20-40 år och över 80 år att besöka tandvården. EK5 som kontrollvariabel är här hjälpsam men inte nog – då jag har att göra med tvärsnittsdata så kan jag inte heller följa individer som jakat till EK5 och i sin tur deras besöksinduceringstendenser av REFORM2008. Därtill ska här återigen nämnas problematiken med bortfallsbenägenheten i ULF och dessa bortfallnas troliga samvariation med samvetsgrannhet och dess implikation för tolkningen av resultatet p.g.a. ett biased urval. En annan källa till biased estimat då jag misstänker att den kan skilja sig mellan åldersgrupper och undersökningsår är den icke närvarande kontrollvariabeln etnisk bakgrund/immigrationshistoria, ty implikationer om intern validitet för den Sverige-bosatta befolkningen följer av den tidigare nämnda enkätundersökningen från socialstyrelsen<sup>155</sup> för att utvärdera befolkningens tandhälsa 2009 där: "82% av personerna födda i Europa utanför EU uppger att orsaken till att de avstod från vård trots behov var att de inte hade råd. Bland svenskfödda är motsvarande siffra 44 procent."<sup>156</sup>

I brist på att kunna erhålla integritetskränkande individuell data om tandvårdshälsostatus och tandvårdsbesökande i revealed preferences form, dvs. faktiskt data om folks faktiska ekonomiska beteende på tandhälsomarknaden, så har vi här fått nöja oss med deskriptiv statistik i surveyform. Men just p.g.a. det problem med bortfall som jag tidigare nämnt gör att vi har problem med att externalisera resultaten till hela populationen och då särskilt till den del av populationen som utgör bortfallet (som jag förväntar mig har andra potential outcomes av

<sup>153</sup> Inkluderade *observerade* kontrollvariabler är EK5 och K.

<sup>154</sup> Fr.81 för OLD och fr.91 för YOUNG

<sup>155</sup> S.16, Socialstyrelsen, "Befolkningens tandhälsa 2009[...]", 2010

<sup>156</sup> S.30, Socialstyrelsen, "Befolkningens tandhälsa 2009[...]", 2010, därtill cf. s.21, Försäkringskassan, 2012

REFORM2008). Ett sätt att erhålla en idé om hur bortfallspopulationen skiljer sig åt från icke-bortfallspopulationen vore att komplettera med kvalitativ metod. Djupintervjuer för att erhålla människors samvetsgrannhet och/eller tandhälsobenägenhetsrespons visavi ekonomiska förändringar är dock i sin tur behäftat med andra utmaningar, såsom att subjekten ska kunna formulera sig förståeligt och resonera kring sitt eget beteende samt vara ärliga mot sig själva och intervjuaren. Men stated preferences (i djupintervjuform, här ej menat som contingent-valuation studier) som komplement till revealed preferences kan illuminera och ge en bättre bild av den systematiserade kunskap man vill erhålla.<sup>157</sup>

## 8.2. Diskussion om teoretisk vidareutveckling

I ett konferenspaper om "economics" så postulerar Schelling att, diskuterandes cigarettkonsumtion, att den präglas av "[...] *an anomaly in consumer theory, consumers getting negative satisfaction out of something they spend a lot of money to consume*".<sup>158</sup> Jag postulerar att man skulle kunna se icke-konsumtion av tandvård som en sådan anomali-konsumtion.<sup>159</sup> Icke-konsumtionen av tandvård blir en kostnad där egenvård ej är tillräcklig för att kompensera samt blir lidande av ej regelbunden kontakt med tandvården för de allra mest utsatta för tandsjukdomar socioekonomiskt. Ett sätt jag postulerar att modellera tandvårds-undvikande vore att inkludera "dental avoidance" som ett "bad" i Becker/Murphys rational addiction model och inkludera det i en modifierad tandhälsospecifik Grossman-kapitalmodell.<sup>160</sup> Istället för att se på tidigare konsumtion av cigaretter såsom ökandes marginalnytta av nuvarande cigarettkonsumtion, så skulle man istället använda tidigare "dental avoidance" som ökandes marginalnytta av nuvarande "dental avoidance". Ironin i den här modellen blir att lärandeprocessen av att använda "bad"-et i dåtid för att öka marginalnyttan av den i nutid, är att "dental avoidance" som inte beror på inkomst skulle definieras såsom vara utbildnings-/psykologiskt i ursprung (e.g. tandvårdskräck, nutidsorientering, osäkerhet/felaktig uppfattning om dental hälsostatus, etc). Häri ingår också att försöka skatta kostnaden av detta "bad".

Ett alternativ till en dental-avoidance-addiction model hade varit att använda sig av duration analys för att få ett estimerat mått på tandvårdsundvikandets "duration dependence", vilket dock ställer starka krav på frånvaron av selektionseffekter för ett non-biased estimat.

Även om den absoluta summan av tandvårdssubsidier inte skiljt sig väsentligen för en individ som ej kommer upp i högkostnadsskydd el. nyttjar STB, i det gamla åtgärdssubventionssystemet kontra ex post REFORM2008s checksystem, så är checksystemet mer transparent för slutkonsumenten. Rent psykologiskt torde det ha haft en viss effekt utöver de rent ekonomiska incitamenten. Oaktat psykologiska förklaringsmodeller och koncept/faktorer<sup>161</sup> så är det jag försökt mäta hur folk faktiskt reagerar på förändrade ekonomiska incitament och ekonomisk teori kring folks dentalhälsobeteende. REFORM2008 handlade delvis om att försöka ge fler människor ekonomiskt råd att gå till tandläkaren. Ehuru, i en enkätundersökning som Socialstyrelsen genomförde ex post REFORM2008 så ställdes frågan till de som uppgett att de

<sup>157</sup> Ett exempel är Brymans refererande av Sutton & Rafaelis hypotesprövande av servicebemötande (uppvisande av positiva känslor gentemot kund) och omsättning på ett underlag av 576 närbutiker ur en rikstäckande amerikansk butikskedja – där de fann ett negativt samband. Efter komplementering med djupintervjuer så förstod de dock varför: högre omsättning -> mer stress -> uppvisande av negativa känslor, var det verkliga kausalitetsbandet, där butiker med lägre omsättning hade lägre stress och personal som var mer benägna att uppvisa positiva känslor. Se s.420, Bryman, 2002

<sup>158</sup> S.293, Schelling, 1978

<sup>159</sup> Oaktat dess orsaker, psykologiska (e.g. tandvårdsrädsla) och/eller ekonomiska, etc.

<sup>160</sup> Om Rational Addiction i Becker-Murphys tappning, se t.ex. s. 149, Folland et al, 2007

<sup>161</sup> Såsom ex.vis attityd, känsla av sammanhang, socialt stöd och personlighetsegenskaper eller mer komplexa hälsopsykologiska modeller såsom: "[...]Health Belief Model, Theory of Reasoned Action, Theory of Planned Behaviour, samt Transtheoretical Model of Change.", s.19, Andersson, 2012

avstått tandvård trots behov: *"Vilken var den viktigaste orsaken till att du inte sökte tandvård senaste gången du var i behov av tandvård?"*. I genomsnitt av åldersgrupperna så angav 50% anledningen *"Hade inte råd"* – detta efter REFORM2008.<sup>162</sup> Jönsson&Karlssons tidigare nämnda (inaktuella) data om genomsnittshushållens totala utgifter angav dock att hushållen 1992 la cirka 1,6 ggr mer på hårvård än tandvård över ett år. Kan ovanifrån-perspektivet missa rationella individers subjektiva värdering av tandvård? Fuchs argumenterar för risken för felallokering av resurser om man inte tar i beaktande det faktum att konsumenters relativa värdering av hälsa skiljer sig åt – och att ett perspektiv från *"public health professionals"*<sup>163</sup> ofta överestimerar det konsumtionsvärde – dvs. hälsa som slutprodukt för konsumenten – hälsa har.

Men perspektivet från den enskilda individen som rationell konsument behöver också nyanseras. Ett relevant exempel Fuchs tar upp är om egenvård för dentalhälsa, refererande till surveys som visar att *"[...]many people do not brush their teeth regularly, even when they believe that brushing would significantly reduce tooth decay and gum trouble"*<sup>164</sup> Sunstein & Thalers behaviouralistisk-ekonomiska och kognitiv-psykologiska perspektiv emfaserar att konsumenter ibland gör inferiora beslut med avseende på deras egen välfärd: *"decisions that they would change if they had complete information, unlimited cognitive abilities, and no lack of willpower"* – dvs. bunden rationalitet och viljestyrka.<sup>165</sup>

### 8.3. Konstruktivt förslag

Givet det normativa antagandet<sup>166</sup> att en av målsättningarna med statliga subventioner för tandvård är att minska andelen som ej har besökt tandläkare/tandhygienist på ett givet år, samt att vårt perspektiv är *"silo-budgetens"*<sup>167</sup>, dvs. att vi enbart betrakta de medel som finns till förfogande för ATB redan idag (c:a 1,555527 miljarder, baserat på skissartade kalkyleringar i 6.5. ovan i uppsatsen), så är den här uppsatsens konstruktiva förslag att använda sig av de medel som idag anslås till ATB och än mer stöpa dessa medels utdelande i former som beaktar vad Sunstein & Thaler summerar som *"framing effects, starting points, and default rules"*<sup>168</sup>, då detta påverkar individens val.

Min tes är således att systemet med ATB så som det ser ut idag bör kompletteras med påminnande brev vartannat år till medborgarna om hur mycket ATB de har på sitt tandvårdskonto samt hotintroduktionen att ackumuleringen av ATB i två år nollställs efter dessa två år och påbörjas igen. Formuleringarna i brevet bör emfasera att pengarna *"brinner inne"* om de ej används. På så vis kan man stryka under *"default rules"*-aspekten av dagens existerande system samt *"frame"*:a in en tickande klocka som bör få de medborgare med störst loss-avoidance att induceras till besök. Utläggen för breven dras ifrån ATB-ersättningen. Med samma budgetering stipulerar jag således att ATB<sub>brev+brinn</sub> bör ha bättre besöksinducerings effekter än nuvarande konstruktion.

Det idealiska dataunderlaget hade varit en fullgod koll på individuellt följd mängd och kostnad av egenvård och tandvård, samt dessa komponenters hälsoeffekter samt en värdering av

<sup>162</sup> S.30, Socialstyrelsen, "Befolkningens tandhälsa 2009[...]", 2010

<sup>163</sup> S.162, Cooper & Culyer, 1973

<sup>164</sup> S.162f, Ibid.

<sup>165</sup> S.4, Sunstein & Thaler, 2003

<sup>166</sup> Extra-welfarism snarare än welfarism, cf. diskussion s.214, Bridges, 2003

<sup>167</sup> Som beslutsfattare *"[...]maximize health gain for a given budget, which gives an implicit [cost-effectiveness] ratio at the margin"*, s.520, Eichler et al, 2004

<sup>168</sup> S.3, Sunstein & Thaler, 2003

denna tandhälsa(WTP-assesments genom revealed preferences och/eller stated preferences, etc) och följandes dessa individers utsättande av en randomiserad treatment-trial. Den strikt silobudgeterade approachen är inte tillräcklig. Sintonen&Arinen refererar till Yule et al som hävdar att "[...]cost savings approach tends to underestimate true benefits to the society because it typically ignores time and travel costs and reductions in physical uneasiness, like pain and discomfort."<sup>169</sup> Att därför ej betrakta enskilda individers värdering av dental hälsa, oavsett elicitering, och att i distributiv kollektiv mening samla ihop dem i en cost-benefit, får oss att hamna i en kostnads-effekt analys som inte är "paretoeansk", för att använda Karlssons terminologi.<sup>170</sup>

En fundamental fråga ur hälsoekonomiskt hänseende är vad som påverkar efterfrågan på tandvård och hur kan man skatta dessa efterfrågeförändringars värde. Den här uppsatsen har givit vissa indikationer om hur tandvård generellt kan värderas, men att tandvårdskonsumentsprissänkningen genom REFORM2008 ej förmått tillräckligt många att träda över gränsen där  $MC_{\text{tandvård}} < MB_{\text{tandvård}}$  och därmed induceras att gå från noll till åtminstone ett tandläkar-/tandhygienist över ett år, för att ge en ekonometriskt och dentalhälsoekonomiskt robust kausal effekt. En aforism som tillskrivits flera är att "economists know the price of everything and the value of nothing". Här kan man säga att REFORM2008 definierade ett *value* att uppnå – fler förmås besöka tandvården – medan den här uppsatsen sökte mäta huruvida REFORM2008s *price*-förändring förmådde konsumenterna att ändra sitt tandvårdsbesökandebeteende i önskad *value*-riktning. Uppsatsens undersökta avseende, beaktat de förbehåll som analysens begränsningar har, föranleder konklusionen att reformens bett är allt för mjukt.

---

<sup>169</sup> S.1287, Culyer&Newhouse Volym1B, 2000

<sup>170</sup> S.203, Karlsson, 1991



## 9. Referensförteckning

- Andersson, Sven Ingmar, *"Tandhälsa och psykologi"*, Lund: Studentlitteratur, 2012.
- Angrist, Joshua D., Pischke, Jörn-Steffen, *"Mostly Harmless Econometrics – An Empiricist's Companion"*, Princeton University Press: Princeton, New Jersey, 2009
- Arinen, Sisko, Sintonen, Harri, Rosenqvist, Gunnar, *"Dental utilisation by young adults before and after subsidisation reform in Finland"*, The University of York, Centre for Health Economics, Discussion Paper 149, 1996
- Arrow, Kenneth J, *"Uncertainty and the welfare economics of Medical Care"*, The American Economic Review, Volume LIII, Number 5, December 1963 (från: Bulletin of the World Health Organization | February 2004, 82 (2) )
- Berggren, Niclas, Jordahl, Henrik, Poutvaara, Panu, *"The looks of a winner: Beauty and electoral success"*, Journal of Public Economics, Vol 94, Issues 1–2, February, s. 8-15, 2010
- Bosma, Hans, Schrijvers, Carola, Mackenbach, Johan P., *"Socioeconomic inequalities in mortality and importance of perceived control: cohort study"*, BMJ Vol 319:4 dec, 1999
- Bouis, Romain; Causa, Orsetta; Demmou, Lilas; Duval, Romain, *"How quickly does structural reform pay off? An empirical analysis of the short-term effects of unemployment benefit reform"*, Journal of Labor Policy 2012, 1:12 (september 2014: <http://www.izajolp.com/content/1/1/12>)
- Bridges, John FP, *"Stated preference methods in health care evaluation: an emerging methodological paradigm in health economics"*, Applied Health Economics and Health Policy 2003:2 (4) 213-224, 2003
- Bryman, Alan, *"Samhällsvetenskapliga metoder"*, Malmö: Liber Ekonomi, 2002.
- Choi, Moonkyung Kate, *"The impact of Medicaid insurance coverage on dental service use"*, Journal of Health Economics 30, 1020– 1031, 2011
- Collin Bagewitz, Ingrid, *"Prosthodontics, care utilization and oral health-related quality of life"*, Malmö: Malmö högskola, Department of Prosthetic Dentistry, department of Oral Public Health, Faculty of Odontology, 2007
- Cooper, Michael H., Culyer, Anthony J., (red), *"Health Economics"*, Penguin Books: Middlesex, 1973
- Culyer, Anthony J., Newhouse, Joseph P., (red), *"Handbook of health economics"*, Volym 1A, Elsevier, 2000. (ch 7 s.347-405: Grossman, Michael, *"The Human Capital Model"*)
- Culyer, Anthony J., Newhouse, Joseph P., (red), *"Handbook of health economics"*, Volym 1B, Elsevier, 2000. (ch 24 s.1251-1296: Sintonen, Harri, Linnosmaa, Ismo, *"Economics of dental services"*)
- Darnell, Adrian C., Evans, J. Lynne, *"The Limits of Econometrics"*, Edward Elgar Publishing Limited: Aldershot, 1990
- Devaux, Marion, *"Income-related inequalities and inequities in health care services utilisation in 18 selected OECD countries"*, Eur J Health Econ 16:21–33, 2015
- Eichler, Hans-Georg, Kong, Sheldon X, Gerth, William C., Mavros, Panagiotis, Jönsson, Bengt, *"Use of Cost-effectiveness analysis in Health-Care Resource Allocation Decision-Making: How are Cost-effectiveness Threshold Expected to Emerge?"*, Value in Health, Vol 7 No 5. 518-528, 2004

Ekonomifakta.se, <http://www.ekonomifakta.se/sv/Fakta/Ekonomi/Finansiell-utveckling/Rakna-pa-inflationen/>, 21:23, må 12 jan 2015

Ekonomistyrningsverket, ESV 2013:38, "Rapport - Tidsserier, statens budget m.m. 2012", 2013

Folland, Sherman, Goodman, Allen C., Stano, Miron, "The Economics of Health and Health Care", 5th ed, Prentice Hall, 2007.

Försäkringskassan, "När tänderna får vänta – analys av de som inte har regelbunden kontakt med tandvården", Socialförsäkringsrapport 2012:10, 2012

Försäkringskassan, "Regelbok för socialförsäkringen 2007", 2007

Försäkringskassan, Socialförsäkringsrapport 2010:11, "Det nya tandvårdsstödet från den 1 juli 2008 - Besöksfrekvenser i förebyggande syfte, samt effekterna av skyddet mot höga kostnader", ISSN 1654-8574

Försäkringskassan, Svar på regeringsuppdrag, Dnr 74853-2008, "Analys av besöksfrekvenser för tandvårdsbesök i förebyggande syfte och effekterna av skyddet mot höga kostnader i det tandvårdsstöd som infördes den 1 juli 2008", 2010-05-24

Gottfredsson, Linda S., Deary, Ian J., "Intelligence predicts health and longevity, but why?", Current directions in psychological science, Vol 13 No. 1, 2004

Grossman, Michael, "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", Journal of Political Economy, Vol. 80, No. 2, s. 223-255, 1972

Grytten, Jostein, Dalen, Dag Morten, "Too many for too few? Efficiency among dentists working in private practice in Norway", Journal of Health Economics 16, 483-497, 1997

Grytten, Jostein, Holst, Dorte, "Supplier inducement - its effect on dental services in Norway", Journal of Health Economics 9, 483-491, 1990

Halvorsen, Bente, Willumsen, Tiril, "Willingness to pay for dental fear treatment - Is supplying dental fear treatment socially beneficial?", Eur J Health Econ, 2004:49, 299-308, 2004

Hamp, Sven-Erik (red), "Tandvård och tandhälsa i ett tvärvetenskapligt perspektiv", Linköping: Linköping University, 1977

Jönsson, Bengt, Arvidsson, Göran, Levin, Lars-Åke, Rehnberg, Clas, "Hälsa, vård och tillväxt", Valfärdspolitiska rådets rapport 2004, SNS Förlag: Stockholm, 2004

Jönsson, Bengt, Karlsson, Göran, "Tandvården – en ekonomisk analys", SNS Förlag: Stockholm, 1994

Karlsson, Göran, "Hälsoekonomisk analys av dentala implantat", Department of Health and Society Linköping University: Linköping, 1991

Kaufhold, R., Meyer, V. Paul, Fink, D., "Comparison of dental fees in Europe - The "Euro-Z" project", HEPAC, 2001:2, 11-17, 2001

Koenig, F., Swanson, W., & Harter, C., "Future time orientation, social class and anomia", Social Behavior & Personality: An International Journal, 9(2), s. 123-127, 1981

Lindblom, Christer, "I väntan på tandvård - hur tandrötan blev politik", Stockholm: Carlssons Bokförlag, 2004

Lundborg, Petter, "The health returns to schooling — what can we learn from twins?", Journal of Population Economics, 26:673–701, 2013

Manning, Willard G., Newhouse, Joseph P., Duan, Naihua, Keeler, Emmett, Benjamin, Bernadette,

Leibowitz, Arleen, Marquis, M. Susan, Zwanziger, Jack, *"Health Insurance and the Demand for Medical Care - evidence from a randomized experiment"*, RAND Corporation: Santa Monica, CA, 1988

Mueller, Curt D., Monheit, Alan C., *"Insurance coverage and the demand for dental care - Results for Non-aged White Adults"*, Journal of Health Economics 7, 59-72, 1988

Nguyen, Lien, Häkkinen, Unto, *"Choices and utilization in dental care - Public vs. private dental sectors, and the impact of a two-channel financed health care system"*, Eur J Health Econom 51:99–106, 2006

Nilsson, Anton, Paul, Alexander, *"The Effect of Copayments on Children's and Adolescents' Demand for Medical Care"*, Unpublished working paper, March 2014

Oscarson, N., Källestål, C., Lindholm, L., *"A Pilot Study of the Use of Oral Health-Related Quality of Life Measures as an Outcome for Analysing the Impact of Caries Disease among Swedish 19-Year-Olds"*, Caries Research 2007;41:85-92, 2007

Proposition 2007/08:49, *"Statligt tandvårdsstöd"*

*"Regeringen presenterar tandvårdsreform"*, <http://www.regeringen.se/sb/d/9728/a/91664>, 12 okt 2014 15:00

Riksrevisionen, RIR 2012:12, *"Tandvårdsreformen 2008 – når den alla?"*

Rintakoski K., Kaprio J., Murtomaa H, *"Genetic and environmental factors in oral health among twins"*, Journal of Dental Research, 89 (7) , pp. 700-704, 2010

Rooth, Anna Birgitta (red), *"Folkdikt och folkstro"*, Lund: Gleerups förlag, 1971

Royalty, Anne Beeson, Hagens, John, *"The effect of premiums on the decision to participate in health insurance and other fringe benefits offered by the employer: evidence from a real-world experiment"*, Journal of Health Economics 24, 95–112, 2005

Tandvårds- och läkemedelsförmånsverket, *"Nulägesbeskrivning av det statliga tandvårdsstödet – rapportering av regeringsuppdrag"*, 2014,

Schaafsma, Joseph, *"A new test for supplier-inducement and application to the Canadian market for dental care"*, Journal of Health Economics 13, 407-431, 1994

Schelling, T. C., *"Egonomics, or the Art of Self-Management"*, The American Economic Review, Vol. 68 No. 2, Papers and Proceedings of the ninetieth meeting of the American Economic Association, may 1978, 290-294, 1978

Socialstyrelsen, *"Befolkningens tandhälsa 2009 - Regeringsuppdrag om tandhälsa, tandvårdsstatistik och det statliga tandvårdsstödet"*, Artikelnr 2010-6-5

Socialstyrelsen, Försäkringskassan, *"Befolkningens tandhälsa - Regeringsuppdrag om tandvårdsstatistik, tandhälsa och tandvårdsförsäkring. Delrapport 2 av 3"*, Artikelnr 2006-107-12

Socialstyrelsen, *"Hälsoekonomiskt vetenskapligt underlag – Nationella riktlinjer för vuxentandvård 2010 Preliminär version"*

Socialstyrelsen.se,  
<http://www.socialstyrelsen.se/statistik/statistikdatabas/halsoochsjukvardspersonal>, 22:44, 8 dec 2014

Statens beredning för medicinsk utvärdering, *"Behov av utvärdering i tandvården"*, 2000

Statistiska centralbyrån, "Levnadsförhållanden. Rapport nr 49. Tandhälsa och tandvård", Stockholm: Statistics Sweden, 1986

Statistiska centralbyrån, ULF/SILC

Statistiska centralbyrån, "Förändringar i Undersökningarna av levnadsförhållandena 2006–2008 - En studie av jämförbarheten över tid för välfärdsindikatorerna", Befolknings- och välfärdsstatistik 2010:4, 2010

Statistiska centralbyrån, Philip Andö, "Beskrivning av statistiken LE0101", BV/SV 2014-05-23

Sunstein, Cass R., Thaler, Richard H., "Libertarian Paternalism Is Not an Oxymoron", AEI-Brookings Joint Center for Regulatory Studies working paper no. 03-2, John M. Olin Law & Economics Working paper no. 185 (2D series), Public Law and Legal Theory Working Paper No. 43, 2003.

"Tandvårdsreformen träder i kraft", <http://www.regeringen.se/sb/d/10750/a/108280>, 12 okt 2014 15:00

TLV.se, <http://www.tlv.se/tandvard/tandvardsstodet/Ersattningssystem-for-tandvard/>, 11:45 16 dec 2014

Varian, Hal R, "Microeconomic Analysis", 3<sup>rd</sup> edition, New York: W. W. Norton & Company, Inc, 1992

Wagstaff, Adam, "Inequalities in Health in Developing Countries: Swimming against the tide?", The World Bank, 2002

Ziliak, Stephen T. ,McCloskey, Deirdre N., "The Cult of Statistical Significance – how the standard error costs us jobs, justice, and lives", The University of Michigan Press: Ann Arbor, 2008

#### Muntliga källor

Collin Bagewitz, Ingrid, Försäkringsodontologisk rådgivare vid Försäkringskassan samt odont dr, övertandläkare vid Centrum för specialisttandvård Oral protetik, Malmö, Folktandvården Skåne AB., kl. 11:10 – 11:45, 31 okt 2014

Lundh, Håkan, Försäkringsodontologisk koordinator vid Försäkringskassan samt Docent och specialisttandläkare i bettfysiologi, kl. 10:00-11:05, 31 okt 2014

## 10. Appendix

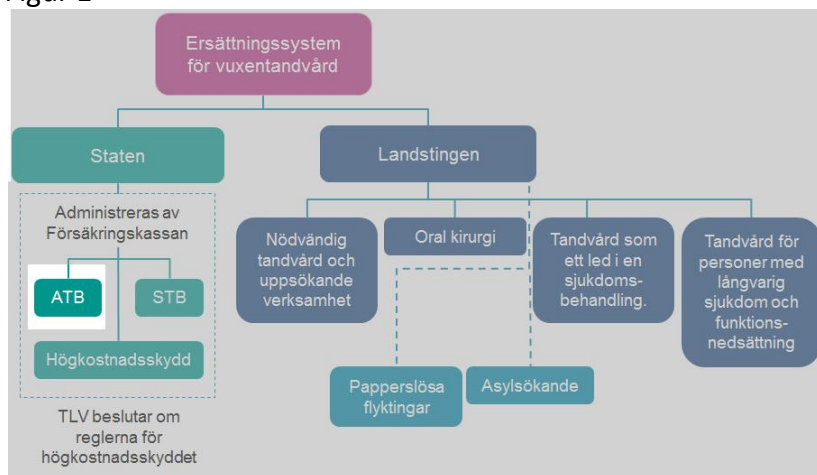
Förkortningar och begrepp:

**DiD:** difference-in-differences

**ATB:** Allmänt tandvårdsbidrag

**REFORM2008:** Proposition 2007/08:49, "Statligt tandvårdsstöd"

Figur 1



Bearbetning av figur från TLV.se

Tabell 1

### Behov av tandläkarvård men ej sökt tandläkarvård

Avvikelseandel från kontroll för årspår

Young	2010-2011	2012-2013	Genomsnitt
16-24 år	0,81	0,64	<b>0,7</b>
25-34 år	1,09	1,27	<b>1,2</b>
35-44 år	1,00	1,00	
<b>Old</b>			
65-74 år	1,00	1,00	
75-84 år	0,75	0,88	<b>0,8</b>
85+ år	0,81	1,13	<b>1,0</b>

### Bilaga 1

#### Definitioner av EK5

1980-2007: "Med ekonomisk kris menas här att man någon gång under de senaste 12 månaderna varit med om att lönen eller pengarna tagit slut och man har blivit tvungen att vidta något av följande: 1. Låna från släkt eller vänner för att klara matkontot. 2. Låna från släkt eller vänner för att kunna betala hyran i tid. 3. Begära socialhjälp för att klara matkontot. 4. Begära socialhjälp för att kunna betala hyran i tid. Frågorna har ställs ej till kvarboende (hos föräldrarna) 16-17 -åringar."

2008-2013: "Personer som svarat JA på någon av följande tre frågor: ""Har det under senaste 12 månaderna hänt att du / ni kommit efter med betalningen av..."" ""...avgiften till bostadsrättsföreningen / hyran för bostaden?"" ""...räntor och amorteringar för bostaden?"" ""...räkningar för el, gas, telefon, vatten sophämtning eller liknande?"""