



# Privata sjukvårdsförsäkringar i Sverige

## Hjälpande eller stjälpande för den offentliga specialistvårdkön?

Agnes Kågström & Olivia Zackrisson

### Abstract

Private health insurance has rapidly increased under the 21st century and has become a target for political debate in recent years. Some argue that private health insurance can be a relief for the public health care system, while others claim that private insured patients buy themselves ahead in line and make the public waiting time longer. This paper aims to examine how private health insurance affects waiting time for specialist-healthcare in the areas orthopedics, dermatology, eye-care, otorhinolaryngology (ear, nose and throat) and urology. The study is based on longitudinal panel data on regional level during the years 2011-2015. The coefficients are estimated through OLS analysis both with and without region fixed effects. The results are significant and positive which indicates that waiting time increases when users of private health care increases, ie. there is a causal effect. The results should be considered carefully as there may be a problem with reversed causality which could, in some terms, affect the results. Another conclusion is that the increase in private health care users does not decrease the public waiting time, which is in line with previous research from other OECD-countries.

Key words: private health insurance, supplementary health insurance, access to care, health care queueing, specialized care, physician induced demand

Kandidatuppsats Nationalekonomi, 15hp

Hösttermin 2020

Handledare: Mikael Lindahl

Institutionen för nationalekonomi med statistik

Handelshögskolan vid Göteborgs universitet

## Innehållsförteckning

<b>1. INLEDNING</b> .....	<b>3</b>
<b>2. BAKGRUND</b> .....	<b>4</b>
<b>3. SYFTE OCH FRÅGESTÄLLNING</b> .....	<b>7</b>
3.1 AVGRÄNSNING.....	7
<b>4. TIDIGARE FORSKNING</b> .....	<b>8</b>
4.1 INTERNATIONELLA STUDIER.....	8
4.2 SVENSKA STUDIER.....	10
<b>5. TEORETISKT RAMVERK</b> .....	<b>11</b>
5.1 PRIVAT FÖRSÄKRING SOM SUBSTITUT.....	12
5.2 VÅRDKÖER OCH UTBUD.....	12
5.3 VÅRDKÖER OCH EFTERFRÅGAN.....	13
<b>6. DATA</b> .....	<b>16</b>
6.1 BEROENDE VARIABEL, VÅRDKÖER.....	16
6.2 OBEROENDE VARIABEL, PRIVATA SJUKVÅRDSFÖRSÄKRINGAR (PSF).....	17
6.3 KONTROLLVARIABLER.....	18
<b>7. METOD &amp; MODELL</b> .....	<b>20</b>
7.1 OMVÄND KAUSALITET.....	22
7.2 SJUKVÅRD I ANNAN REGION.....	23
<b>8. RESULTAT</b> .....	<b>24</b>
8.1 DESKRIPTIV STATISTIK.....	24
8.2 REGRESSIONER.....	25
8.3 TEST AV OMVÄND KAUSALITET.....	28
<b>9. DISKUSSION &amp; ANALYS</b> .....	<b>30</b>
9.1 EXTERN VALIDITET.....	32
<b>10. SLUTSATS</b> .....	<b>34</b>
<b>11. FRAMTIDA FORSKNING</b> .....	<b>35</b>
<b>12. BILAGOR</b> .....	<b>36</b>
<b>13. REFERENSER</b> .....	<b>40</b>

# 1. Inledning

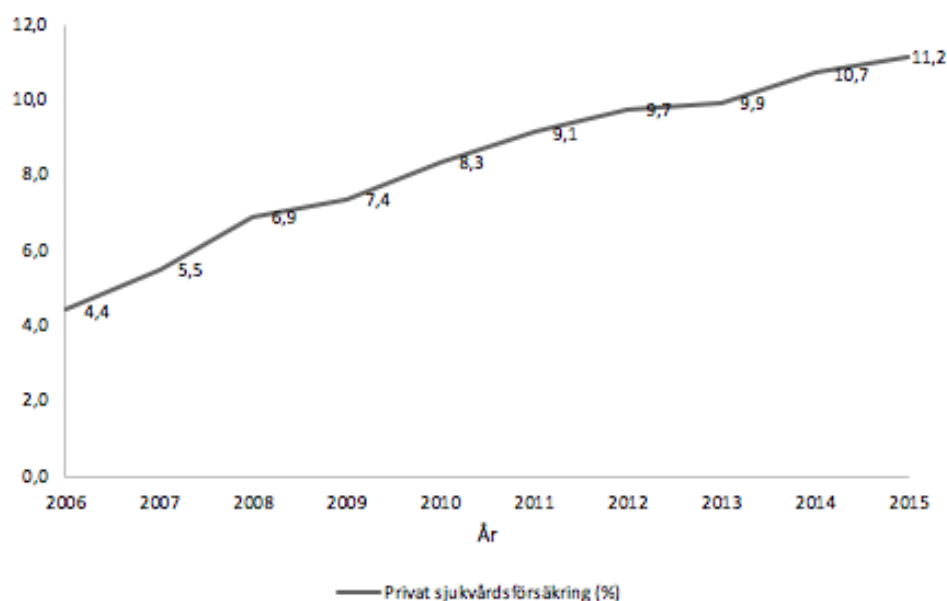
Under de senaste decennierna har privata sjukvårdsförsäkringar blivit allt mer populära i Sverige. Under 2019 hade cirka 13 procent av alla sysselsatta i åldrarna 15–74 år en sjukvårdsförsäkring (Svensk Försäkring, 2020a). Ökningen av antalet försäkringar aktualiserar en rad frågor om sjukvårdens framtida organisering, finansiering och vård på lika villkor. Samtidigt pågår en politisk debatt om försäkringarnas vara eller icke vara. Kritiker menar att försäkringspatienter får snabbare vård på bekostnad av andra medborgare, och att försäkringarna är problematiska ur ett rättviseperspektiv. Argumentationen grundar sig i att privata försäkringsavtal erbjuder en garanti om kortare väntetid än den allmänna sjukvårdsförsäkringen. Försvarare menar å andra sidan att försäkringstagare inte går före någon i kön, utan snarare avlastar den. De lyfter istället fram att försäkringspatienter skjuter till mer pengar till sjukvården samtidigt som individens valfrihet ökar (Sveriges Radio, 2019).

Vad privata sjukvårdsförsäkringar innebär för Sveriges sjukvård och samhället i stort är ett relativt outforskat område. Den här uppsatsen fokuserar på hur privata sjukvårdsförsäkringar påverkar vårdköerna till specialistvård. Kan privata sjukvårdsförsäkringar avlasta den offentliga vården och leda till kortare vårdköer? Eller är det tvärtom så att försäkringarna förlänger väntetiden för de som inte är försäkrade och leder till längre köer? Förhoppningen är att undersökningen ska kunna bidra till ytterligare kunskapsunderlag och debatt kring den framtida vårdmarknaden i Sverige.

## 2. Bakgrund

Privata sjukvårdsförsäkringar började säljas i Sverige redan under 1980-talet, men var länge mycket ovanligt (Myndigheten för vård- och omsorgsanalys, 2020). Sedan millennieskiftet har däremot försäkringstypen blivit allt vanligare. År 2000 var det cirka 103 000 personer i Sverige som hade en privat försäkring. År 2017 hade antalet stigit till 638 000 personer. Det innebär en ökning med cirka 519 procent under 17 år (Palme, 2017).

*Figur 1. Utveckling av andel privata sjukvårdsförsäkringar i åldersgruppen 30-65 år, uttryckt i procent*



*Källa: Svensk Försäkring. Databearbetning: Mårten Palme.*

En privat sjukvårdsförsäkring kan tecknas av en enskild individ, via grupp (ofta fackförbund) eller genom att en arbetsgivare tecknar den till sina anställda som en förmån eller företagshälsovård. Försäkringen tecknas med ett försäkringsbolag som i sin tur har avtal med privata vårdgivare. Den största gruppen som har privat sjukvårdsförsäkring har fått den via arbetet och två tredjedelar är män, vilket kan förklaras av att det är vanligast i mansdominerade branscher (Palme, 2017). Enligt branschorganisationen Svensk Försäkring är anledningen till att det blivit vanligare med arbetsgivarbetald försäkring att arbetsgivare vill minska sjukfrånvaron

och förbättra arbetsmiljön och hälsan (Svensk Försäkring, 2017, s. 10f). Den snabbast växande försäkringstypen fram till år 2015 var gruppförsäkring, eftersom det blir allt vanligare att fackföreningar erbjuder privata sjukvårdsförsäkringar. I detta fall kan det fungera som en typ av inkomstförsäkring (Svensk Försäkring, 2017, s. 8). Senare statistik från år 2019 har visat att det är arbetsgivarbetald försäkring som ökar snabbast (Svensk Försäkring, 2020a).

Privata försäkringsavtal kan vara mer eller mindre omfattande. Kullberg, Blomqvist och Winblad (2019), som undersökt avtal från de sju största försäkringsbolagen i Sverige, fann att privata sjukvårdsförsäkringar till stor del innehåller vårdtjänster som även ingår i den allmänna sjukvårdsförsäkringen. Det kan exempelvis handla om besök hos allmänläkare, specialistläkare eller operationer<sup>1</sup>. Tjänster som inte ingår i en privat sjukvårdsförsäkring är vård relaterat till akuta tillstånd, graviditet och förlossning, kroniska sjukdomar, fetma, missbruk och skador från extremsporter. Försäkringarna kan inte heller erbjuda högspecialiserad vård som bara utförs på universitetssjukhus, exempelvis vissa cancerbehandlingar. Innehållet i försäkringarna skiljer sig inte nämnvärt beroende på om försäkringen tecknas individuellt eller i grupp. En viktig del av försäkringen är att få vård inom en viss tidsram. Alla sju undersökta försäkringsbolag erbjöd en sådan garanti. För kontakt med en specialist varierade den garanterade maximala väntetiden mellan 3-7 dagar beroende på försäkringsavtal. För operation låg den mellan 14-21 dagar (Kullberg, Blomqvist & Winblad, 2019). Det kan jämföras med vårdgarantin i den allmänna sjukvårdsförsäkringen, där maximal väntetid är 90 dagar för första besök hos specialist och 90 dagar för operation (Sveriges kommuner och regioner, 2020).

Försäkringar som innehåller samma vårdtjänster som den offentligt finansierade vården, men med snabbare tillgång eller större frihet i valet av vårdgivare, brukar klassas som supplement. I Sverige är alltså sjukvårdsförsäkringarna främst supplementära. I andra länder kan försäkringarna utgöra ett substitut eller komplement till den allmänna sjukförsäkringen (Sagan & Thomson, 2016, s. 12). De svenska försäkringsavtal som innehåller ekonomisk ersättning för resor eller patientavgifter kan däremot också ses som komplement till den allmänna sjukförsäkringen (Kullberg, Blomqvist & Winblad, 2019). Klassificeringen av de svenska försäkringarna som

---

<sup>1</sup> De allra flesta försäkringsbolagen inkluderar även några av följande vårdtjänster: eftervård och rehabilitering efter operation, ytterligare en medicinsk bedömning, tio tillfällen med en psykolog eller psykoterapeut, ersättning för boende- och resekostnader vid sjukhusvistelse och ersättning för patientavgifter i den offentliga vården.

supplement avser innehållet, för att kunna jämföra vilken roll försäkringarna har i olika länders sjukvårdssystem. Däremot kan försäkringarna användas som både substitut och komplement till den offentliga sjukvården.

Sveriges sjukvårdssystem grundar sig i Beveridgemodellen<sup>2</sup>, vilket innebär att sjukvården bygger på en skattefinansierad allmän försäkring. På senare tid har privata vårdgivare ökat och det är vanligt att regionerna har avtal med dessa och därmed får ersättning för att ta emot offentligt finansierade patienter. Det innebär således att en och samma privata utförare kan ta emot både privat finansierade patienter och patienter från den offentliga vårdkön. Premieintäkter från privata sjukvårdsförsäkringar utgör dock fortfarande en mycket liten del av sjukvårdens kostnader. Enligt beräkningar från Svensk Försäkring stod försäkringarna för 1 procent av sjukvårdens totala kostnader (Svensk Försäkring, 2020b). Det är också viktigt att poängtera att patienter med störst vårdbehov ska prioriteras enligt hälso- och sjukvårdslagen, 3 kap. 1§ (SFS 2017:30). Hur det efterlevs i praktiken är svårt att avgöra, och det kan givetvis finnas situationer där patienter står inför liknande vårdbehov.

Hur privata sjukvårdsförsäkringar påverkar vårdköer för icke försäkrade patienter är en fråga som debatterats utifrån olika antaganden. En del menar att försäkringarna frigör resurser i den offentliga sektorn eftersom patienter flyttar till den privata sektorn och då lämnar mer utrymme i den offentliga vårdkön (Svensk Försäkring, 2016). Dessa patienter fortsätter även att betala skatt till det allmänna sjukförsäkringssystemet. Samtidigt är det faktum att privat betalda och offentligt betalda patienter får vård på samma mottagning något som legat till grunden för antagandet att försäkringspatienter prioriteras före patienter från den offentliga vårdkön (Lapidus, Gerin & Suhonen, 2020).

---

<sup>2</sup> Beveridgemodellen är samlingsnamnet för länder där sjukvårdssystemet bygger på en skattefinansierad allmän försäkring, med låga patientavgifter och hög grad av statliga utförare.

## 3. Syfte och frågeställning

Syftet med uppsatsen är att undersöka om det finns ett kausalt samband mellan privata sjukvårdsförsäkringar och de offentliga vårdköerna inom specialistvården<sup>3</sup>. Förhoppningen är att uppsatsen ska kunna bidra med relevanta faktaunderlag för debatten och belysa problematiken med privata sjukvårdsförsäkringar i Sverige. En debatterad fråga är huruvida det är rättvist eller inte att kunna gå före i den aggregerade sjukvårdskön, men det är inte avsiktligt att undersöka, utan endast nettoeffekten av privat försäkring på den offentliga kön till specialistsjukvård i Sverige.

Frågeställningen lyder således “Hur påverkar förändringen av privata sjukvårdsförsäkringar vårdköen inom specialistvården i Sverige?”

### 3.1 Avgränsning

Fokus för den här uppsatsen ligger på försäkringarnas påverkan på kötiden till ett första besök inom områdena ortopedi, hudsjukvård, öron-näsa-halssjukvård, ögonsjukvård samt urologi, eftersom de är de vanligaste områdena som nyttjas av privata försäkringstagare (Svensk Försäkring, 2020b). Med väntetid till första besök menas tiden från kontakt med sin vårdgivare, alternativt får en remiss, till besök hos en specialistläkare första gången. Väntetid på operation eller behandling är andra aspekter av väntetid. Första besöket kan dock tänkas innehålla besök som både är av lindrig och allvarlig karaktär, och därför fånga en bredare efterfrågan och konsumtion av vården än operationer kan. En annan begränsning är att studien undersöker åren 2011–2015 eftersom regionerna innan dess rapporterade kötider på ett annorlunda sätt som hade kunnat ge missvisande resultat. Uppgifter om privata sjukvårdsförsäkringar på regionnivå finns endast tillgängliga fram till och med år 2015.

---

<sup>3</sup> Specialistvård drivs på sjukhus och i öppenvård och är vård specialiserad inom vissa områden, som t.ex. gynekologi, ortopedi, öron-näsa-hals osv.

## 4. Tidigare forskning

Frågan om hur privata sjukvårdsförsäkringar påverkar vårdköer är ett relativt outforskat område. Försäkringarna har dessutom en varierande roll i olika länders sjukvårdssystem, vilket gör att resultat från enskilda studier kan vara svåra att applicera på andra länder. Därför begränsas den här litteraturöversikten till länder där privata sjukvårdsförsäkringar, likt Sverige, utgör ett supplement till den offentliga vården.

### 4.1 Internationella studier

Internationellt finns några få studier som berör privata sjukvårdsförsäkringar eller privat finansiering och vårdköer. Kreindler (2010) har sammanställt utvärderande studier av olika länders försök att korta vårdköer. Vissa länder har provat strategin att stödja privat sjukvårdsförsäkring på olika sätt, i förhoppning om att det ska få fler privata vårdgivare att etablera sig. Tanken är att ett ökat privat utbud som lockar till sig en del av patienterna kan minska trycket på de offentliga vårdköerna utan att staten behöver öka utgifterna. Resultaten från tvärsnittsstudier är tvetydiga, men visar i viss utsträckning att länder med en större del privat sjukvårdsförsäkring har längre vårdköer. Samtidigt kan väntetider variera mycket mellan länder där graden av privat sjukvårdsförsäkring är ungefär lika stor (Kreindler, 2010, s.18).

Det tydligaste empiriska exemplet är från Australien, där antalet medborgare med privat sjukvårdsförsäkring ökade snabbt från 31 till 45 procent i början på 2000-talet. Regeringens förhoppning var då att utbudet av privata vårdgivare skulle öka och att trycket skulle minska på den offentliga vårdkön. Senare utvärderingar har inte kunnat finna evidens för att varken köerna eller kostnaderna minskade som en följd av sjukvårdsförsäkringen, även om köerna minskade initialt. En förklaring är att personerna som lockades av privat sjukvårdsförsäkring tenderade att vara yngre, friskare och därav inte speciellt vårdkrävande. Som en ytterligare effekt kan de privata försäkringarna dessutom ha drivit en ny efterfrågan på vårdtjänster som var lönsamma för vårdföretagen (Kreindler, 2010, s. 19). Slutsatsen, enligt Kreindler, är att en större privat sektor inte per automatik leder till större kapacitet i sjukvården, och i de fall där kapaciteten ökar är det inte nödvändigtvis på ett sätt som leder till kortare vårdköer.



Liknande resultat går att finna i en jämförande studie från 2004 som fokuserar på länders uppdelning mellan privat och offentligt finansierad sjukvård (Tuohy et al., 2004). Författarna ställer sig frågan om en parallell privat sektor kan minska trycket på den offentliga vården och därav köerna. Enligt studien, som undersöker sex OECD-länder, finns det inga belägg för att köerna minskar med en större privat sektor. Empiri från länder som Storbritannien och Nya Zeeland där patienter kan ha privat sjukvårdsförsäkring och samtidigt ha kvar sin allmänna sjukvårdsförsäkring visar på längre köer i den offentliga vården än i Kanada och Nederländerna. I de senare länderna kan patienterna inte kan förflytta sig fram och tillbaka mellan offentlig och privat sektor (Tuohy et al. 2004, s. 375).

Samtidigt finns forskning som finner stöd för att privata sjukvårdsförsäkringar skulle kunna påverka vårdköer i en annan riktning. I en studie om danska arbetsgivarbetalda försäkringar med data från 2007, minskade vårdbesöken hos de offentligt finansierade sjukhusen med 10 procent till förmån för privata sjukhus (Søgaard et al., 2013). Författarna tolkar det som att trycket på offentligt finansierade sjukhus minskade och att tillgängligheten därav ökade för både försäkrade och icke försäkrade patienter.

En mängd studier har även undersökt hur efterfrågan på vård påverkas av att ha en privat sjukvårdsförsäkring, med mycket varierande resultat. Kiil (2012), som undersökt danska arbetsgivarbetalda försäkringar, finner inget signifikant stöd för att försäkringstagare nyttjar vård mer än andra. För gruppen som arbetar inom privat sektor syntes dock en liten signifikant ökning i kontakten med sjukhus och öppenvård. Resultat från en annan dansk studie visar på att försäkringstagare nyttjar vård mer än andra när det kommer till tandvård och besök hos fysioterapeut, vilket är förenat med patientavgifter i Danmark. För kostnadsfria besök på vårdcentral syntes ingen skillnad i användning mellan privat försäkrade och icke försäkrade patienter (Møller Pedersen, 2005). Ytterligare en studie som undersökt vårdanvändning konstaterar att försäkringen främst används för tandvård, men också för att undvika det obligatoriska besöket till primärvården för att få en remiss till specialistläkare (Bíró, 2014). Studien innehöll 11 europeiska länder och undersökte endast de som var 50 år eller äldre. Resultatet visade inte på någon signifikant förändring i nyttjandet av vård hos personer med

försäkring. Eftersom sjukvårdsbehovet ökar med åldern, menar Bíró att resultatet går att använda som en indikation på att nyttjandet inte heller borde öka i befolkningen som helhet.

## 4.2 Svenska studier

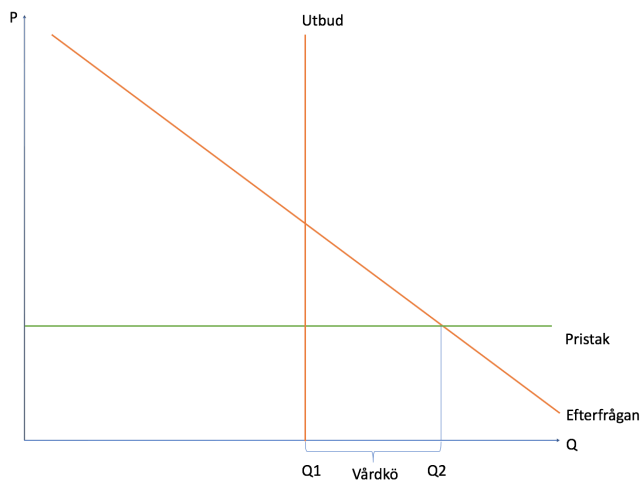
Vetenskapliga undersökningar kring privata sjukvårdsförsäkringar i Sverige handlar framför allt om vad som utmärker gruppen som har försäkring och försäkringarnas innehåll (Palme 2017; Kullberg, Blomqvist & Winblad, 2019). En ansats att undersöka hur försäkringarna påverkar det övriga vårdssystemet finns representerat i ett regeringsuppdrag (2020) och i en rapport av intresseorganisationen Sveriges kommuner och regioner, SKR (2012). Regeringsuppdraget utfördes av Myndigheten för vård och omsorg och gick ut på att beskriva riskerna med att privata försäkringstagare får företräde till hälso- och sjukvården framför de patienter som får sjukvård i den offentliga vården. Enligt myndigheten finns det inte några indikationer på att privata sjukvårdsförsäkringar har avlastat det övriga sjukvårdssystemet, men att det heller inte går att utesluta att de kan ha gjort det (Myndigheten för vård- och omsorgsanalys, 2020). SKR:s utredare Caj Skoglund gör bedömningen att “Det är osannolikt att utvecklingen av privata sjukvårdsförsäkringar kommer att märkbart påverka det svenska hälso- och sjukvårdssystemet i sin helhet under överskådlig framtid” (Sveriges kommuner och regioner (tidigare SKL), 2012, s.39). Båda rapporterna konstaterar att det finns lite kunskap om, och i så fall hur, försäkringarna påverkar tillgången på vård.

Sammanfattningsvis kan den tidigare forskningen anses tvetydig och det verkar svårt att faktiskt dra en konkret slutsats om hur privata sjukvårdsförsäkringar påverkar vårdkö. Enligt ovanstående rapporter kommer försäkringarna inte att avlasta vården, men det finns heller inga signifikanta resultat som pekar på ett kausalt samband.

## 5. Teoretiskt ramverk

Marknaden för vård styrs av utbud och efterfrågan på vårdtjänster. Kö till vård uppstår när efterfrågan är större än utbudet. I Sverige finns även ett pristak på vårdtjänster i offentlig regi (patientavgifter) som också påverkar jämvikten mellan utbud och efterfrågan. I figur 2 visas ett scenario på vårdköer. Vid pristaket efterfrågas  $Q_2$  enheter vård. Utbudet är dock begränsat till  $Q_1$  enheter. Skillnaden mellan dessa punkter utgör ett efterfrågeöverskott, alltså vårdkö.

Figur 2. Vårdkö i den offentliga sektorn när efterfrågan är högre än utbudet.

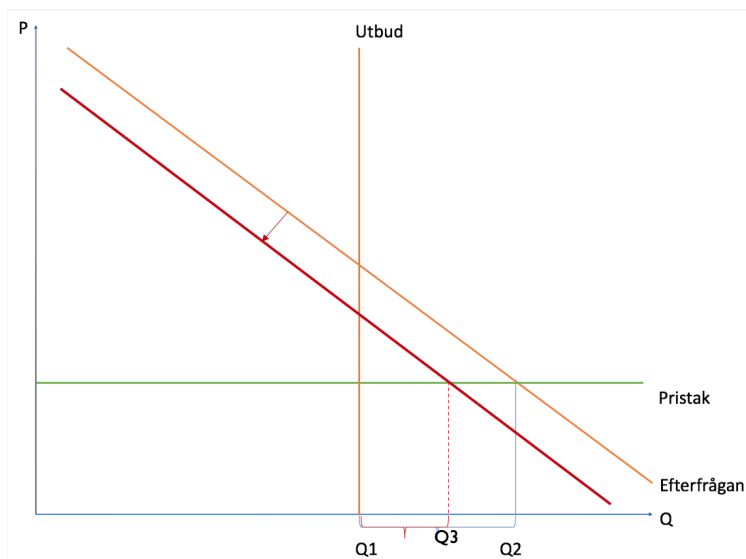


I länder med *Beveridgemodellen* är köer ett sätt att kontrollera efterfrågan. Patienter reagerar på pris, men även väntetid, och staten kan välja hur mycket vård som ska bjudas ut (förutsatt att det endast finns offentligt styrda utövare). En viss väntetid leder därför till att patienter inte söker vård för enklare åkommor, vilket innebär en besparing för samhället, givet att besöken är undvikbara. Köer kan däremot vara negativt om medborgare värderar vård högt och inte får tillgång till vård i tid (Bhattacharya, Hyde & Tu 2014, s. 332f). Det är mer sannolikt att hitta långa väntetider i offentligt finansierad vård på grund av statens mål att kontrollera de offentliga utgifterna, vilket innebär att utbudet inte kan möta efterfrågan. Länder som har haft relativt korta köer har betalat vårdgivarna på basis av volymen och samtidigt inte ställt så strikta krav på dess kostnader (Kreindler, 2010, s. 7).

## 5.1 Privat försäkring som substitut

Givet att försäkrade patienter väljer att inte längre ta del av den skattefinansierade vården till förmån för privat vård, så bör efterfrågan i den offentliga vårdköen minska. De privata sjukvårdsförsäkringarna används på så sätt som ett *substitut* till offentligt finansierad vård. Ett ökat antal försäkringar skulle därmed, allt annat lika, kunna frigöra resurser i det offentliga sjukvårdssystemet med effekten kortare köer. Detta illustreras i figur 3, där vårdköen krymper till avståndet mellan Q1 och Q3. Enligt Kreindler (2010) är det dock ett vanligt misstag att se på privata sjukvårdsförsäkringar som ett sätt att förändra efterfrågan. Utifrån antagandet att personer som skaffar privat sjukvårdsförsäkring fortsätter att nyttja vård i samma utsträckning, så har bara efterfrågan flyttats från offentlig till privat sektor om det aggregerade utbudet hålls konstant. Kreindler menar istället att privata sjukvårdsförsäkringar kan vara en strategi för att förändra utbudet. Om fler patienter betalar för sin egen vård kommer privata vårdgivare att öka och det ökade antalet tillgängliga behandlingar kan möta efterfrågan och minska köer (Kreindler 2010).

Figur 3. Förändring i vårdkö när efterfrågan minskar

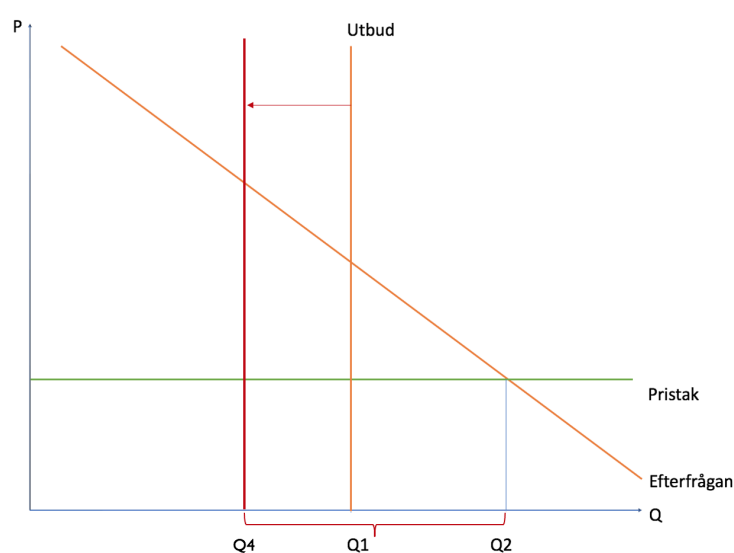


## 5.2 Vårdköer och utbud

En omständighet kring utbudet är att tillgången till utbildad sjukvårdspersonal är begränsad. Om det är mer attraktivt att jobba i privat sektor, kan ett ökat privat utbud innebära att läkare flyttar

från offentlig sektor till privat. Med det resonemanget skulle utbudet i offentlig sektor minska och leda till längre vårdköer, vilket illustreras i figur 4. En annan effekt som kan påverka utbudet är hur vårdutövare agerar. Det faktum att vårdutövare i Sverige tar emot patienter både genom avtal med regioner och försäkringsavtal ger två olika inkomstkällor, där de privata patienterna ger en större vinst eftersom de betalas med privata medel. Det kan ge vårdutövare incitament att prioritera privat finansierade patienter före de offentligt finansierade patienterna. En sådan effekt skulle innebära att köerna i den offentliga vården ökar. Enligt Tuohy (2004) kan det också finnas ett egenintresse hos privata vårdutövare att hålla de offentliga köerna långa genom att prioritera privata patienter, och på så sätt öka efterfrågan på privat finansierade tjänster (Tuohy, 2004, s. 373).

Figur 4. Förändring i vårdkö när utbudet minskar.



### 5.3 Vårdköer och efterfrågan

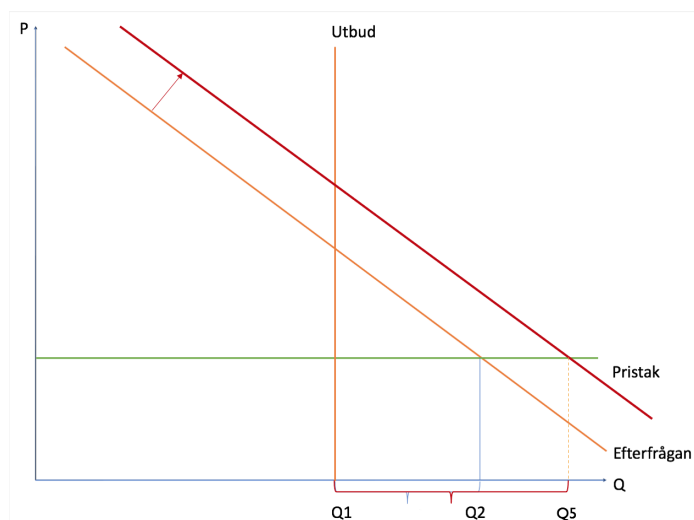
Något som karakteriserar marknaden för vård är *informationsasymmetrin* mellan läkare och patient. Läkaren har ett kunskapsövertag och kan därmed föreslå behandlingar som patienten inte själv hade valt, om denne hade haft tillräcklig information. Läkaren kan på så vis öka behovet av vård, inom ekonomisk teori känt som *physician-induced-demand* (Bhattacharya, Hyde och Tuohy, 2014, s. 91). Eftersom fler privata sjukvårdsförsäkringar innebär ett ökat inslag av privat finansiering, skulle det kunna öka incitamentet bland privat anställda läkare att erbjuda fler

behandlingar i syfte att hålla uppe efterfrågan. Det skulle i sin tur öka vårdkonsumtionen och leda till längre köer. Några sådana incitament finns inte bland offentligt anställda läkare, eftersom patientavgifterna är bestämda på förhand.

En ytterligare aspekt på efterfrågan är patientens agerande och *moral hazard*. Definitionen på moralisk risk är att det förekommer incitament att ta större risker eftersom kostnaden av dessa risker bärs av andra (Frank & Cartwright, 2016, s. 207). I fallet med sjukvårdsförsäkring skiftar nyttjandet beroende på försäkringens omfattning. Ju mer "heltäckande" en försäkring är, desto mindre incitament har patienten att ta hand om sin hälsa (Bhattacharya, Hyde och Tu, 2014, s. 219).

Ett liknande scenario är att privat sjukvårdsförsäkring skulle kunna öka efterfrågan på vårdtjänster överlag (Tuohy, 2004, s. 373). Detta är en fråga som har studerats i större skala i *Oregon Medicaid Experiment* år 2012, där en del av urvalet vann sjukvårdsförsäkring via utlottning (för att det skulle vara fullkomligt slumpmässigt). Resultatet visade att de som hade vunnit utnyttjade sjukvården signifikant mer än de som inte hade vunnit (Bhattacharya, Hyde & Tu, 2014, s. 13). I fallet med privata sjukvårdsförsäkringar kan det tänkas att det finns större incitament för patienten att kontakta vården med vetskap om att väntetiden är kortare och i vissa fall att någon annan (arbetsgivaren) står för kostnaden. Bland de som har individuella privata försäkringar kan det tänkas att dessa patienter i vissa fall nyttjar vården i större utsträckning eftersom de redan har betalat premien. Dessa förändringar i efterfrågan leder teoretiskt sett till längre vårdköer (se figur 5). Den nya efterfrågekurvan gör att skillnaden mellan efterfrågad kvantitet, Q5 och utbudens kvantitet, Q1 är större än tidigare.

Figur 5. Förändring i vårdkö när efterfrågan ökar.



Sammanfattningsvis skulle privata sjukvårdsförsäkringar enligt resonemangen ovan kunna påverka utbud och efterfrågan på vård i olika riktningar. Hur offentliga vårdköer påverkas beror slutligen på vilken eller vilka effekter som är starkast.

Nettoeffekten av förändringar i utbud och efterfrågan skulle därmed kunna leda till att

1. De offentliga vårdköerna ökar
2. De offentliga vårdköerna är opåverkade
3. De offentliga köerna minskar

## 6. Data

### 6.1 Beroende variabel, Vårdköer

För att mäta väntetid i vårdkö används paneldata fördelat per region under tidsperioden 2011-2015. Den ursprungliga datan kommer från kommun- och landstingsdatabasen Kolada och Statistiska centralbyrån, SCB. Datan har sammanställts av Sveriges kommuner och regioner (SKR) och presenteras på hemsidan [vantetider.se](http://vantetider.se).

För att begränsa omfattningen av den här uppsatsen undersöks några vårdområden där det kan antas att privata sjukvårdsförsäkringar har större effekt på köerna. Enligt en sammanställning från Svensk Försäkring sker överlägset flest besök med privat försäkring inom ortopedi. Andra vanliga vårdområden är ögon, öron/näsa/hals, hud och gynekologi/urinvägar (Svensk Försäkring, 2020b). Det är viktigt att poängtera att det inte finns någon exakt sammanställning på hur försäkringarna nyttjas, men beräkningen kan ses som en kvalificerad uppskattning över hur försäkringsbesöken fördelar sig.

Utifrån ovan nämnda vårdområden konstrueras två mått på vårdköer. Det första mäter enbart väntetid för första besök hos en ortoped. Det andra måttet är ett sammanvägt genomsnitt för väntetiden på första besök inom de fem områdena ortopedi, hud, ögon, öron/näsa/hals och urologi. Det sammanvägda måttet är viktat utifrån storleken på patientgrupperna inom respektive vårdområde. Väntetider inom ortopedi bygger på data från årens tolv månader. Det sammanvägda måttet är på grund av tidsmässiga skäl begränsat till data från april och oktober respektive år. De data som finns tillgängliga för vårdköer baseras på hur stor andel patienter som fått vänta olika tidsintervall (0-30, 31-60, 61-90 och mer än 90 dagar). Dessa data har i den här uppsatsen transformerats för att mäta hur stor andel som väntat mer än 30 dagar, mer än 60 dagar och mer än 90 dagar.

Det innebär att sex olika beroendevariabler används:

1. Andel som fått vänta mer än 30 dagar på ett första besök hos en ortoped
2. Andel som fått vänta mer än 60 dagar på ett första besök hos en ortoped
3. Andel som fått vänta mer än 90 dagar på ett första besök hos en ortoped



4. Andel som fått vänta mer än 30 dagar på ett första besök inom sammanvägt mått
5. Andel som fått vänta mer än 60 dagar på ett första besök inom sammanvägt mått
6. Andel som fått vänta mer än 90 dagar på ett första besök inom sammanvägt mått

Det hade givetvis varit önskvärt att kunna mäta hur den genomsnittliga väntetiden ökar eller minskar i sig. En brist med datan i denna studie är att den endast möjliggör tolkning av förändringar mellan de angivna intervallen, något som bör hållas i åtanke vid tolkning av resultatet. Alla offentliga sjukhus ingår i statistiken, men data från enskilda privata sjukhus eller specialistmottagningar kan saknas som en följd av att regionen inte har anmält mottagningen eller att mottagningen saknar förutsättningar att rapportera statistik. Bortfallet av vissa privata mottagningar kan vara problematiskt om de på ett systematiskt sätt avviker från observationerna, och på så sätt påverkar värdet på beroendevariablerna.

För att försöka mäta bortfallet har det gjorts en stickprovskontroll för ortopedmottagningar 2011, där sjukhus och mottagningar i den här studiens data jämförts med de vårdgivare som fanns registrerade i patientregistret<sup>4</sup> samma år. Jämförelsen visade att tolv regioner har ett bortfall på 0 procent (mätt som antalet icke rapporterade vårdtillfällen av antalet totala vårdtillfällen). Fyra regioner ligger mellan 2-4 procent och två regioner ligger mellan 9-11 procent. Undantaget är Halland, där 34 procent av observationerna saknas, samt Norrbotten där jämförelsen är mycket osäker. Jämförelsen bör ses som en kvalificerad uppskattning. Det verkliga bortfallet kan vara något lägre eller något högre, men bör inte avvika markant från uträkningen. Bortfallet av observerade mottagningar bör därför inte heller nämnvärt påverka värdet på beroendevariablerna.

## 6.2 Oberoende variabel, Privata sjukvårdsförsäkringar (PSF)

För privata sjukvårdsförsäkringar används data på andelen privata försäkringstagare mellan 30-65 år per år och region, mellan 2011-2015. Datat kommer från Svensk Försäkring och innehåller uppgifter från de 10 försäkringsbolag som erbjuder sjukvårdsförsäkring i Sverige. Dessa data har

---

<sup>4</sup> Patientregistret upprättas av socialstyrelsen. Alla vårdgivare i Sverige som bedriver hälso- och sjukvård inom slutenvård eller öppen specialiserad vård är skyldiga att rapportera vårdtillfällen till registret.

sedan matchats av SCB med uppgifter i LISA-databasen<sup>5</sup> (Palme, 2017). Mårten Palme, professor i nationalekonomi på Stockholms Universitet, har bearbetat datan och bistått med den.

### 6.3 Kontrollvariabler

Två faktorer som kan tänkas påverka privat sjukvårdsförsäkring och vårdköer är hälsolivå/vårdbehov och efterfrågan på vårdtjänster. Hur mycket den enskilda individen värderar nyttan av en privat försäkring påverkar troligtvis också valet att skaffa en försäkring. Hur mycket dessa faktorer påverkar antalet försäkringar kan dock tänkas skifta beroende på om försäkringen är betald av arbetsgivaren, eller om individen gör ett eget val att teckna försäkringen. Eftersom det inte är möjligt att direkt observera hälsolivå eller efterfrågan på vårdtjänster används variabler som speglar demografi och samvarierar med hälsolivå och/eller efterfrågan på vård som kontrollvariabler.

#### ***Ålder***

Äldre personer kan tänkas vara mer vårdkrävande än yngre personer och bör därför påverka efterfrågan på vård. Tidigare forskning har samtidigt visat att försäkringarna har en större koncentration i åldersgruppen 29 till 62 år (Palme, 2017, s. 41). Därför inkluderas ålder som en kontrollvariabel. Variabeln definieras som andelen av befolkningen över 65 år per region och år. Data är hämtad från SCB.

#### ***Kön***

Det finns tidigare forskning som indikerar på att kön korrelerar med vårdkonsumtion, vilket bör påverka vår utfallsvariabel (Lager, Walander & Ebbevi, 2019, s.12). Palme (2017) har även visat att fler män än kvinnor har privata sjukvårdsförsäkringar. I de fall där det finns en snedfördelning mellan könen inom observerade vårdområden kan detta kontrolleras för. Variabeln mäts som andelen kvinnor per region och år. Data är hämtad från SCB.

---

<sup>5</sup> LISA databasen är en del av SCB som presenterar longitudinell data. LISA innehåller detaljerade data om sjukförsäkringen på individnivå och som följer en persons övergångar mellan exempelvis förvärvsarbete, arbetslöshet och sjukdom (scb.se).

### ***Utbildningsnivå***

Tidigare forskning som beskriver demografin hos den grupp som har en privat sjukvårdsförsäkring har visat att gruppen till största del är i arbetsför ålder samt har i genomsnitt längre utbildning än befolkningen i övrigt (Palme 2017; Kullberg, Blomqvist & Winblad, 2019). Korrelation mellan utbildning och hälsa är dessutom välbelagt inom forskningen (Bhattacharya, Hyde & Tu, 2014, s. 51). Därför inkluderas utbildningsnivå som en kontrollvariabel. Data på utbildning är hämtad från SCB och mäter andelen personer med eftergymnasial utbildning i åldersgruppen 16-74 år, fördelat på region och år. I variabeln ingår eftergymnasial utbildning som är kortare än tre år, tre år, mer än tre år eller forskarutbildning.

### ***Inkomstnivå***

Försäkringstagare har även genomsnittlig högre inkomst än befolkningen i övrigt (Palme 2017; Kullberg, Blomqvist & Winblad, 2019). Även denna faktor korrelerar med hälsa (Bhattacharya, Hyde & Tu, 2014, s. 51). Därför inkluderas en kontrollvariabel för inkomst. Variabeln anger mediannettoinkomst i tusentals kronor, per region och år bland personer som är 20 år och äldre. Data är hämtad från SCB.

### ***Utrikesfödda***

Det är vidare väl belagt inom forskningen att socioekonomisk status och hälsonivå har en positiv korrelation (Bhattacharya, Hyde & Tu, 2014, s. 51). Därför väljs det att kontrollera för utrikes födda, en faktor som kan kopplas till socioekonomisk status. Variabeln definieras som andelen utrikes födda per region och år. Data är hämtad från SCB.

### ***Arbetslöshet***

Cirka 60,4 procent av de som har en privat försäkring har fått den via arbetet (Palme, 2017). Arbetslöshet har också visat sig vara korrelerat med hälsa och kan antas påverka vårdbehov (Bhattacharya, Hyde & Tu, 2014, s. 51). Arbetslöshet mäts som andelen arbetslösa per region och år. Data är hämtad från SCB.

## 7. Metod & Modell

För att estimeras sambandet mellan privata sjukvårdsförsäkringar och offentlig specialistvårdkö används paneldata med kontroll för en rad variabler, samt årsfixa och regionfixa effekter. Datan omfattar åren 2011-2015 och är uppdelad på Sveriges 21 regioner. För analys används en *pooled OLS modell*, samt en *fixed effects modell* (FE), där den senare också inkluderar regionfixa effekter. För att uppskatta den sanna effekten av privat sjukvårdsförsäkring på vårdköer är det viktigt att antagandet om strikt exogenitet håller, det vill säga  $E(U_{it} | X_i) = 0$ . Det innebär att det inte finns någon korrelation mellan feltermen och de oberoende variablerna. Sådan korrelation kan annars ge *omitted variable bias* i modellen (Stock & Watson, 2020, s. 374). Det skulle innebära att uteslutna variabler som finns i feltermen ger en över- eller underestimering av den estimerade kausala effekten av intressevariabeln.

Modellen som används skattas med regionfixa effekter, vilket innebär att en dummyvariabel inkluderas för varje region. På så sätt kontrolleras för icke observerbara variabler som varierar mellan regioner, men är konstanta för en och samma region över tid och skulle kunna utgöra *omitted variable bias* i OLS-modellen. Därutöver används årsdummies för att kontrollera för variabler som är lika mellan regioner, men varierar över tid. Eftersom en modell med regionfixa effekter ger möjlighet att kontrollera för fler omständigheter som kan påverka resultatet antas den modellen vara föredragen för att besvara frågeställningen.

Ett annat alternativ kan vara en *random effects (RE)* modell, som med fördel ger mer specifika skattningar än *fixed effects*. En utmaning är att den kräver starkare exogenitetsantaganden (Gujarati & Porter, 2009, s. 603). Enligt Wooldridge (2012) kan det vara en fördel att jämföra *FE*, *RE* och *pooled OLS*, eftersom olika stor del av icke observerbara fixa effekter som kan ge en bias lämnas i feltermen (Wooldridge, 2012, s. 494). *RE* förväntas även estimeras ett värde som kommer ligga mellan FE och OLS estimaten. Därför testas regressioner med *random effects*, men fokus ligger på de två andra modellerna. Eftersom samma region observeras över fem år är det troligt att det finns korrelation mellan feltermen över tid inom en och samma region, vilket i så fall utmanar antagandet om homoskedasticitet (Stock & Watson, 2020, s. 376). För att ta hänsyn till sådan autokorrelation körs regressionen med robusta klustrade standardfel.

Det här är modellerna, där den första (1) är en *pooled OLS modell* och den andra (2) *fixed effect model*.

1)

$$\begin{aligned} \text{Vårdkö}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{PSF}_{it} + \beta_2 \text{Kön}_{it} + \beta_3 \text{Ålder}_{it} + \beta_4 \text{Utbildningsnivå}_{it} + \beta_5 \text{Inkomstnivå}_{it} \\ & + \beta_6 \text{Arbetslöshet}_{it} + \beta_7 \text{Utrikesfödd}_{it} + \tau B2_t + \dots + \tau BT_t + u_{it} \end{aligned}$$

2)

$$\begin{aligned} \text{Vårdkö}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{PSF}_{it} + \beta_2 \text{Kön}_{it} + \beta_3 \text{Ålder}_{it} + \beta_4 \text{Utbildningsnivå}_{it} + \beta_5 \text{Inkomstnivå}_{it} \\ & + \beta_6 \text{Arbetslöshet}_{it} + \beta_7 \text{Utrikesfödd}_{it} + aR2_i + \dots + aRn_i + \tau B2_t + \dots + \tau BT_t + u_{it} \end{aligned}$$

Där vårdkö är väntetid för ortopedi respektive det samlade måttet för specialistvård. Varje variabel i paneldatan är indexerad med  $i$ =region och  $t$ =år.  $T$  representerar totalt antal observerade år. Lilla  $n$  representerar totalt antal regioner.  $R$  är en dummy för respektive region som antar värdet 1 om  $i=n$ , och 0 om  $i \neq n$ .  $B$  är en dummy för respektive år som antar värdet 1 om  $t=T$  och 0 om  $t \neq T$ . Lilla  $u$  definierar feltermen. PSF betecknar andelen privata sjukvårdsförsäkringar.

De inkluderade kontrollvariablerna speglar framför allt hälsonivå hos invånarna och kan tänkas påverka efterfrågan på vård. Faktorer på utbudssidan är däremot svårare att integrera i modellen. Vissa effekter kan tänkas vara bestående över tid och fångas upp av de regionfixa dummyvariablerna. Det är exempelvis troligt att regionerna på grund av geografiska och demografiska skillnader har olika möjlighet att samordna och effektivisera vården, samt att tillgången till utbildad vårdpersonal i vissa delar av Sverige är mycket begränsad. Andra variabler på utbudssidan kan tänkas variera mindre systematiskt över tid och inom regioner, exempelvis skiftande resurser beroende på specifika satsningar eller sparkrav. Dynamik på arbetsmarknaden eller i den politiska styrningen är andra faktorer som skulle kunna påverka utbudet av vård och därmed vårdköer. Antal läkare och vårdplatser kan tänkas vara en intressant variabel, men kan bli missvisande eftersom vissa regioner har större specialistsjukhus som tillgodoser vård för patienter i hela landet, till exempel Sahlgrenska och Akademiska sjukhuset i Uppsala. En sådan variabel

skulle visa att Uppsala och Västra Götalandsregionen har fler platser än övriga regioner, men eftersom alla platser inte går till boende i respektive region så väljs den variabeln bort i regressionen. Däremot är läkare och vårdplatser en del av en regions totala resurser som skulle kunna påverka resultatet.

Sammanfattningsvis kan det inte uteslutas att det finns icke observerade variabler som kan påverka utfallet, men modellen med regionfixa effekter skulle kunna vara fördelaktig eftersom det går att kontrollera för icke observerbara variabler som annars skulle ge en bias i estimaten.

## 7.1 Omvänd kausalitet

Ett metodologiskt dilemma i den här uppsatsen är risken för omvänd kausalitet. Det är inte omöjligt att ökningen av antalet privata sjukvårdsförsäkringar till viss del är en konsekvens av långa vårdköer, vilket skulle innebära att det finns ett omvänt kausalt samband i modellen. Med omvänd kausalitet i modellen blir det svårt att skatta den verkliga effekten, eftersom feltermen korrelerar med intressevariabeln och gör att antagandet om strikt exogenitet inte håller (Stock & Watson, 2020, s. 342). Ett sådant endogenitetsproblem skulle kunna lösas med en instrumentvariabel, men en lämplig sådan har inte kunnat identifieras för den här undersökningen.

Att vårdköer kan driva utvecklingen av privata sjukvårdsförsäkringar bekräftas av Tynkkynen et al. (2018), som har kartlagt drivkrafter bakom utvecklingen av försäkringsmarknaderna i de nordiska länderna. Det finns dock även andra omständigheter som påverkat marknaden i Sverige, till exempel regleringar av vårdmarknaden för att stimulera konkurrens, ökad lobbyism från försäkringsbolag samt förmånsbeskattning. De allt fler arbetsgivarbetalda försäkringarna har dessutom blivit en förmån som anställda i högre grad förväntar sig (åtminstone i den privata sektorn), vilket kan indikera på att en förändrad attityd till privat sjukvårdsförsäkring också är en drivande faktor (Tynkkynen et al., 2018, s. 490). För Sveriges del har vårdköer både ökat och minskat under de senaste decennierna, medan privata sjukvårdsförsäkringar har ökat stadigt, vilket också indikerar att fler faktorer än vårdköer är drivande för utvecklingen (Tynkkynen 2018, s. 490).

Tynkkynen et al. (2018) beskriver köer som den initialt drivande faktorn för fler privata sjukvårdsförsäkringar i de nordiska länderna, men när marknaden väl börjar bli etablerad spelar kulturella faktorer en större roll. En viktig omständighet är att ökningen av privata sjukvårdsförsäkringar främst sker genom arbetsgivare och fackförbund, där långa vårdköer har hävdats vara en mindre drivande faktor (Tynkkynen 2018, s. 486). Det kan dock tänkas att arbetsgivarens beslut att teckna försäkring för sina anställda drivs av dålig tillgänglighet i vården, medan det för de anställda inte är något direkt val på grund av långa vårdköer.

För att testa om det finns en antydning till omvänd kausalitet skapas en ny variabel där värdena på privata sjukvårdsförsäkringar mellan 2013 - 2015 skattas mot köerna 2011 - 2013, för att se om värdena på privat sjukvårdsförsäkring för de senare åren påverkat de tidigare värdena på vårdköer. Resultatet presenteras under "Resultat".

$H_0: \beta_1 = 0 \rightarrow$  ingen omvänd kausalitet

$H_a: \beta_1 \neq 0 \rightarrow$  omvänd kausalitet

## 7.2 Sjukvård i annan region

Datan gällande privata sjukvårdsförsäkringar anger hur stor andel i arbetsför ålder som har en försäkring, fördelat på region och år. Det hade givetvis varit önskvärt att kunna mäta det faktiska nyttjandet av försäkringarna. Ett möjligt problem för modellen är om försäkringstagare besöker privata vårdgivare i en annan region än den region där de bor. Det skulle utmana antagandet om randomisering (Wooldridge, 2012, s. 482). Att mäta det är i dagsläget mycket svårt.

Försäkringarna består sammanlagt av en mängd olika avtal med försäkringsbolag, som i sin tur har avtal med en mängd olika privata vårdgivare. Det kan inte uteslutas att nyttjandet av vård i en annan region än där en bor kan påverka resultatet. Något som däremot talar för att problemet inte borde vara alltför omfattande, åtminstone inom ortopedin, är att det är ett vanligt vårdområde med stora volymer patienter och därav många utövare i hela landet.

## 8. Resultat

### 8.1 Deskriptiv statistik

Från tabell 1 framgår att väntetider inom ortopedi har högre medelvärden än det sammanställda måttet, vilket tyder på att patienter generellt får vänta längre på ett första besök hos en ortoped jämfört med den sammanslagna väntetiden för de fem specialistområdena som observerats. En annan skillnad värd att notera är skillnader i standardavvikelse mellan de olika beroendevariablerna. För måtten som anger hur stor andel som väntat mer än 90 dagar är standardavvikelsen något lägre än för de övriga tidsintervallerna. Det är rimligt, eftersom de som fått vänta mer än 30 dagar består av en större grupp patienter, vilket ger en större spridning i observationerna. Medelvärdet för andel med privat sjukvårdsförsäkring är 0,101, alltså 10,1 procent, och standardavvikelsen för privata sjukvårdsförsäkringar ligger på 0,03.

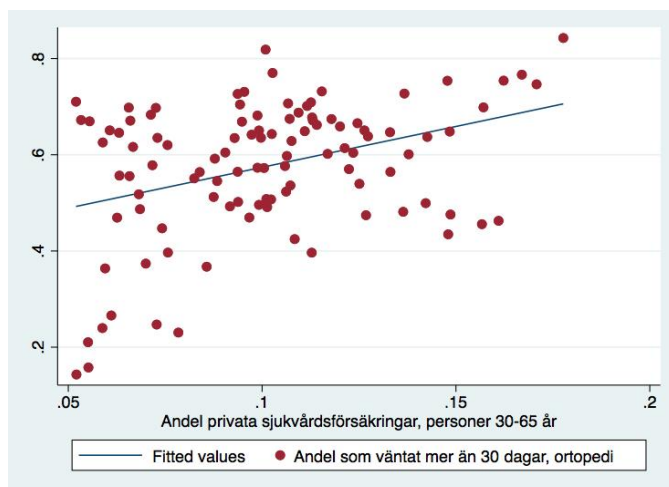
*Tabell 1. Summeringstabell över samtliga variabler.*

<b>Variabler</b>	<b>Obs.</b>	<b>Medelvärde</b>	<b>Standardavvikelse</b>	<b>Min.</b>	<b>Max.</b>
30+ dagar, ortopedi	105	0.576	0.141	0.143	0.843
60+ dagar, ortopedi	105	0.283	0.137	0.010	0.643
90+ dagar, ortopedi	105	0.130	0.097	0.00082	0.475
30+ dagar, samlat mått	105	0.520	0.102	0.207	0.760
60+ dagar, samlat mått	105	0.226	0.100	0.0321	0.539
90+ dagar, samlat mått	105	0.109	0.075	0.00804	0.406
Privat sjukvårdsförsäkring	105	0.101	0.031	0.0520	0.178
Kön	105	0.499	0.003	0.490	0.505
Ålder	105	0.211	0.021	0.152	0.245
Arbetslöshet	105	0.079	0.013	0.049	0.102
Utbildningsnivå	105	0.309	0.045	0.247	0.442
Inkomstnivå	105	202.9	12.77	178.8	250
Utrikes född	105	0.126	0.042	0.0483	0.234



Sambandet mellan privata sjukvårdsförsäkringar och alla beroende variabler för vårdköer visar en positiv korrelation. Värdena ligger mellan 0,2775 och 0,3731. Nedan visas korrelationen mellan privat sjukvårdsförsäkring och andelen som fått vänta mer än 30 dagar på första besök hos en ortoped. Övriga korrelationsdiagram redovisas i Bilaga 1.

*Figur 6. Korrelationsdiagram mellan privat sjukvårdsförsäkring och andelen som fått vänta mer än 30 dagar på första besök hos ortoped.*



## 8.2 Regressioner

Resultatet presenteras för ortopedi och det samlade måttet var för sig. Varje beroendevariabel (30+, 60+ och 90+ dagar) har skattats i tre olika regressionsmodeller som inkluderar olika kontroller: 1) Årsdummies och övriga kontrollvariabler 2) Regionfixa effekter, årsdummies, men utan övriga kontrollvariabler 3) Regionfixa effekter, årsdummies och med övriga kontrollvariabler. Modell 1) är den grundläggande OLS modellen. Modellerna 2) och 3) är FE-modeller vilka har gemensamt att de innehåller regionfixa effekter.

Regressioner för ortopedin redovisas i tabell 2. Skattningarna visar genomgående positiva värden på riktningskoefficienten för privata sjukvårdsförsäkringar. Resultaten från FE-modellen utan kontrollvariabler visar värden mellan 2,573 och 7,744 beroende på tidsintervall. Med kontrollvariabler ökar estimaten ytterligare. Koefficienterna bör dock beaktas med försiktighet då

de visar väldigt höga värden. Som exempel visar resultatet för beroendevariabeln 60+ dagar en positiv riktningskoefficient på 9,41, när regressionen körs med FE och kontrollvariabler. Det skulle innebära att om andelen privata sjukvårdsförsäkringar ökar i gruppen 30-65 år med 1 procentenhet, så ökar andelen som fått vänta mer än 60 dagar med 9,41 procentenheter. Det motsvarar en ökning av medelvärdet för variabeln 60+ dagar med cirka 33 procent.

Tabell 2. Regressionsresultat för ortopedi.

Variabler	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	OLS 30+ dagar	FE 30+ dagar	FE 30+ dagar	OLS 60+ dagar	FE 60+ dagar	FE 60+ dagar	OLS 90+ dagar	FE 90+ dagar	FE 90+ dagar
PSF	2.764*** (0.414)	2.573 (3.456)	4.113 (2.784)	2.523*** (0.407)	7.744** (3.507)	9.410*** (2.699)	1.553*** (0.336)	7.162** (2.565)	8.746*** (2.646)
2012	0.017 (0.043)	-0.021 (0.030)	0.065 (0.075)	0.020 (0.044)	-0.057* (0.032)	0.056 (0.108)	0.028 (0.033)	-0.046* (0.023)	0.028 (0.099)
2013	0.014 (0.052)	-0.045 (0.041)	0.079 (0.148)	0.028 (0.048)	-0.079* (0.045)	0.091 (0.212)	0.042 (0.034)	-0.064* (0.033)	0.043 (0.189)
2014	0.019 (0.066)	-0.066 (0.067)	0.118 (0.233)	0.043 (0.058)	-0.135* (0.068)	0.124 (0.336)	0.060 (0.039)	-0.117** (0.048)	0.039 (0.304)
2015	0.059 (0.080)	-0.056 (0.085)	0.196 (0.317)	0.088 (0.072)	-0.142 (0.087)	0.212 (0.454)	0.102** (0.051)	-0.124* (0.063)	0.086 (0.409)
Kön	-20.615*** (3.872)		-29.890 (19.602)	-16.630*** (3.894)		-31.698 (23.332)	-8.079*** (2.804)		-22.630 (23.198)
Ålder	-3.296 (2.293)		-4.228 (4.615)	-2.502 (2.012)		-5.653 (6.009)	-2.249* (1.301)		-4.349 (5.325)
Arbetslöshet	1.507 (1.423)		-0.616 (1.508)	-0.240 (1.536)		-0.527 (1.681)	-1.239 (1.142)		-0.958 (1.395)
Utb. nivå	-0.554 (0.672)		3.772 (7.375)	-0.196 (0.639)		3.853 (9.130)	-0.149 (0.454)		2.959 (8.593)
Ink. nivå	-0.005** (0.002)		-0.017* (0.009)	-0.007*** (0.002)		-0.021* (0.011)	-0.005*** (0.002)		-0.015 (0.010)
Utrikes född	0.273 (0.570)		-1.150 (5.922)	0.596 (0.613)		-2.179 (7.523)	0.399 (0.447)		-0.178 (6.081)
Intercept	12.286*** (2.443)	0.353 (0.309)	18.401 (10.924)	10.144*** (2.298)	-0.419 (0.313)	19.546 (14.064)	5.627*** (1.601)	-0.525** (0.230)	13.557 (13.611)
Obs.	105	105	105	105	105	105	105	105	105
R2	0.387	0.153	0.184	0.310	0.141	0.204	0.260	0.140	0.199
Justerat R2	0.314	0.129	0.054	0.229	0.085	0.109	0.173	0.095	0.112

Robusta standardfel i paranteser

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

När skattning av samma regressioner körs med OLS blir koefficienterna genomgående lägre jämfört med fixa regioneffekter. Koefficienterna varierar mellan 1,553 och 2,764. Alla OLS-skattningar av privata sjukvårdsförsäkringar är dessutom signifikanta på en procents nivå. De flesta kontrollvariabler är icke signifikanta med undantag för inkomstnivå och kön. Vad gäller könsvariabeln visar den höga minusestimat. En förklaring kan vara att den innehåller väldigt lite

variation över tid, vilket kan förklara att små förändringar får stora utslag i regressionen. Variabeln bör inte tolkas som en enskild effekt på vårdkö, men är av intresse som kontrollvariabel. Vid test att exkludera variabeln förändras inte koefficienterna nämnvärt.

Resultat från regressioner för det samlade måttet redovisas i tabell 3 och följer samma mönster som ortopedin. Koefficienterna för privat sjukvårdsförsäkring är relativt höga när de skattas med FE för samtliga tre tidsintervall. Regressioner med OLS ger lägre estimat. Som exempel visar regression (7) värdet 0,917. Det skulle innebära att en ökning i privat sjukvårdsförsäkring i åldrarna 30-65 år med 1 procentenhet ökar andelen som får vänta mer än 90 dagar med 0,917 procentenheter. Det motsvarar en ökning av medelvärdet för variabeln 90+ dagar med 8,4 procent. Estimaterna är högst för andelen som fått vänta mer än 30 dagar och lägst för andelen som fått vänta mer än 90 dagar, vilket även är fallet för vårdköerna inom ortopedin.

Alla OLS-skattningar av privata sjukvårdsförsäkringar för det samlade måttet är signifikanta på en procents nivå. FE-resultaten med kontrollvariabler inkluderade har en lägre signifikansnivå på högst fem procent, med undantag gruppen 30+ dagar. Överlag visar skattningarna R2-tal med en accepterad förklaringsgrad. Koefficienter från skattningar med *random effects* visar, som väntat, värden som ligger mellan skattningarna med OLS och FE. Alla skattningar av privata sjukvårdsförsäkringar med *random effects* visar positiva signifikanta resultat på en enprocentig nivå. Dessa redovisas i bilaga 2.

Tabell 3. Regressionsresultat för samlat mått.

Variabler	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	OLS	FE	FE	OLS	FE	FE	OLS	FE	FE
	30+ dagar	30+ dagar	30+ dagar	60+ dagar	60+ dagar	60+ dagar	90+ dagar	90+ dagar	90+ dagar
PSF	1.628*** (0.312)	4.124 (2.723)	5.369* (2.624)	1.460*** (0.329)	7.106** (3.207)	8.249** (3.243)	0.917*** (0.287)	6.352** (2.244)	7.003** (2.585)
2012	-0.002 (0.028)	-0.048** (0.019)	0.005 (0.057)	0.013 (0.029)	-0.052** (0.022)	0.021 (0.070)	0.014 (0.021)	-0.045** (0.017)	0.033 (0.054)
2013	-0.020 (0.033)	-0.089*** (0.026)	0.029 (0.109)	0.016 (0.033)	-0.078** (0.030)	0.083 (0.131)	0.031 (0.024)	-0.055** (0.020)	0.111 (0.101)
2014	0.029 (0.041)	-0.089** (0.040)	0.074 (0.179)	0.057 (0.041)	-0.110** (0.047)	0.116 (0.218)	0.065** (0.030)	-0.087*** (0.030)	0.152 (0.165)
2015	0.110** (0.052)	-0.057 (0.056)	0.145 (0.241)	0.147*** (0.053)	-0.081 (0.063)	0.200 (0.291)	0.145*** (0.041)	-0.059 (0.043)	0.246 (0.223)
Kön	-9.179*** (3.167)		-10.727 (13.507)	-5.943* (3.121)		-24.896* (14.180)	-2.485 (2.170)		-21.926* (12.359)
Ålder	-1.958 (1.355)		-7.880* (4.487)	-1.732 (1.334)		-9.866* (5.667)	-1.602 (0.981)		-7.292 (4.400)
Arbetslöshet	2.555*** (0.969)		1.362 (1.248)	1.812* (0.986)		2.004 (1.353)	0.718 (0.757)		1.422 (0.956)
Utb. nivå	-0.170 (0.439)		-8.350 (7.245)	0.096 (0.424)		-10.927 (7.447)	0.105 (0.311)		-10.765* (5.297)
Ink. nivå	-0.004*** (0.002)		0.003 (0.010)	-0.004** (0.002)		0.004 (0.010)	-0.003** (0.001)		0.002 (0.007)
Utrikes född	-0.051 (0.381)		-1.084 (3.846)	-0.073 (0.395)		-3.043 (4.643)	-0.103 (0.299)		-3.209 (3.543)
Intercept	6.040*** (1.800)	0.159 (0.253)	8.873 (7.346)	4.096** (1.797)	-0.429 (0.298)	16.561* (8.088)	2.176* (1.288)	-0.485** (0.209)	14.930* (7.355)
Obs.	105	105	105	105	105	105	105	105	105
R2	0.396	0.100	0.046	0.337	0.105	0.021	0.348	0.120	0.000
Justerat R2	0.325	0.295	0.304	0.258	0.301	0.327	0.270	0.380	0.403

Robusta standardfel i paranteser

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### 8.3 Test av omvänd kausalitet

Testet för omvänd kausalitet visar signifikanta koefficienter i alla skattningar med OLS. För FE-modellen skiftar resultaten. Det samlade måttet visar signifikans för variablerna 60+ och 90+ dagar, medan resultatet inte visar signifikans i regressioner för ortopedin (Resultat visas i bilaga 3). De signifikanta och svagt positiva koefficienterna från regressionerna med OLS visar på att ökade vårdköer kan öka privat sjukvårdsförsäkring, alltså att det finns ett omvänt kausalt samband. De icke signifikanta koefficienterna från regressioner med fixa regioneffekter inom

ortopedin indikerar å andra sidan att ett sådant kausalt samband är mindre troligt. FE bör emellertid ses som det starkare testet i det här fallet, eftersom det enbart använder sig av variationen inom regioner över tid. Det vill säga, det har där kontrollerats för de ytterligare faktorer som kan ge upphov till omvänd kausalitet: sådana faktorer som inte kan observeras men som varierar mellan regioner (men är konstanta över tid). Det är alltså mer troligt att det förekommer omvänd kausalitet i det samlade måttet än inom ortopedi. Detta innebär att det inte med tillräckligt god säkerhet går att förkasta nollhypotesen:

$H_0: \beta_1 = 0$  (ej omvänd kausalitet)  $H_a: \beta_1 \neq 0$  (omvänd kausalitet).

## 9. Diskussion & Analys

Skillnaderna mellan regressionerna är att estimaten genomgående är lägre med OLS än med regionfixa effekter. Det innebär alltså att koefficienterna för privat sjukvårdsförsäkring är lägre när kontroll för regionfixa effekter inte inkluderas. En orsak till skillnaden i koefficient mellan de olika modellerna skulle kunna bero på att problemet med omvänd kausalitet är större när regionfixa effekter används. Vi finner dock inte stöd för det när omvänd kausalitet testas. Enligt testet förekommer omvänd kausalitet i OLS-skattningarna och i två fall av FE-skattningarna, vilket kan innebära att koefficienter är överestimerade. De olika testresultaten gör att koefficienterna inom ortopedin bör vara mer korrekt estimerade än det samlade måttet, där testet tyder på omvänd kausalitet i båda modellerna.

Ett annat genomgående resultat är att koefficienterna är högre inom ortopedin än för det samlade måttet på specialistvård. Det kan indikera att privat sjukvårdsförsäkring påverkar köer inom ortopedin mer än det gör inom de andra vårdområden som ingår i det gemensamma måttet. Det är inte möjligt att urskilja vilket av områdena som eventuellt drar ner resultatet. Det kan tänkas att ortopedi har estimerat ett säkrare resultat då observationerna gäller januari till december, medan det samlade måttet endast baseras på vårdköer i april och oktober, på grund av tidsbegränsning.

Oavsett om det förekommer omvänd kausalitet eller inte, utesluter det inte att det skulle finnas en positiv kausal effekt av privata sjukvårdsförsäkringar på vårdkö samtidigt. Eftersom resultatet, med ett undantag, visar positiva signifikanta koefficienter på den oberoende variabeln i alla mätningar med kontrollvariabler kan det antas att privata sjukvårdsförsäkringar påverkar vårdkö i positiv riktning, det vill säga att vårdkön ökar när privata sjukvårdsförsäkringar ökar. Dock kan det inte avgöras storleken på effekten, även om den förväntas vara positiv och starkare inom ortopedin än det samlade måttet. Som konstaterats tidigare, tror vi mer på FE-modellen, än OLS-modellen, då den kontrollerar för variabler som varierar mellan regionerna men är konstanta över tid. Det förekommer dessutom mindre indikationer på omvänd kausalitet med FE för ortopedimåttet. Även om estimaten med FE generellt är höga, kan resultaten från modellen ses som ett argument för att det ändå finns ett positivt kausalt samband mellan privata sjukvårdsförsäkringar och vårdkö.

Samtliga estimat för privat sjukvårdsförsäkring (där kontrollvariabler är inkluderade) är signifikanta på en 5- eller 1-procentig nivå, med undantag för en regression som har signifikans på en 10-procentig nivå och en regression som saknar signifikans. Samtliga koefficienter är även positiva vilket innebär att konfidensintervallen är positiva. Resultatet bör emellertid tolkas med försiktighet, eftersom koefficienterna bygger på antagandet om att strikt exogenitet håller och att det alltså inte existerar någon omvänd kausalitet.

Utifrån resultatet är det osannolikt att privata sjukvårdsförsäkringar skulle kunna avlasta vården, eftersom koefficienterna är positiva och inte negativa. Det finns heller inget som tyder på att vårdköerna skulle vara opåverkade när antalet försäkringar förändras. Det går i linje med tidigare forskning som inte har kunnat finna evidens för att privata sjukvårdsförsäkringar kan vara ett medel för att minska vårdköer i flera OECD-länder (Kreindler, 2010). Troligtvis gäller alltså den effekten även Sveriges sjukvårdssystem. Utifrån teorin om hur vårdköer uppstår bör resultatet vara en effekt antingen som en följd av ökad efterfrågan, minskat utbud eller både och. Vilken effekt som är starkast och styr den positiva nettoeffekten på kötid är däremot svårt att avgöra utifrån den här undersökningen.

En förklaring till att vården inte avlastas av fler försäkringspatienter kan handla om demografi hos gruppen som har privat sjukvårdsförsäkring. Gruppen är generellt högre utbildad och har högre inkomst än befolkningen i genomsnitt, vilket är korrelerat med bättre hälsa (Bhattacharya, Hyde & Tu, 2014, s. 51). Resultat från Australien (Kreindler, 2010) visade att det i första hand var de som inte hade så stort vårdbehov som skaffade en privat försäkring och därmed var de vårdkrävande patienterna kvar i den offentliga vårdkön. Med tanke på att privata försäkringstagare i Sverige också verkar vara friskare än de utan försäkring, kan det tänkas vara samma situation i Sverige som i Australien. Ett annat resultat från Australien var att efterfrågan hos de privata försäkringstagarna förändrades efter en tid, då de började efterfråga andra behandlingar än tidigare. En sådan effekt skulle också kunna ske i Sverige i framtiden, eller redan existera.

En ytterligare förklaring till att försäkringarna inte avlastar vården kan vara att utbudet på kort sikt inte förändras på aggregerad nivå, då både läkarutbildning och etablering på marknaden tar flera år. Den ökning av privata vårdgivare som kan tänkas ske när det finns fler potentiella konsumenter skulle därmed leda till att utbudet i den offentliga vården minskar (och därmed hålls konstant på aggregerad nivå). Det kan också tänkas att privata vårdgivare prioriterar privat finansierade patienter före offentligt betalda patienter, vilket också skulle resultera i ett minskat utbud i offentlig sektor. Däremot kan det tänkas ske en förändring i det aggregerade utbudet på lång sikt. En ökad efterfrågan skulle kunna bero på *moral hazard* eller *physician induced demand*. Att studera sådana beteenden är generellt mycket svårt, och tidigare forskning om hur försäkringarna används har visat resultat i olika riktningar.

## 9.1 Extern validitet

Vårt att minnas är att den här undersökningen bygger på data från ett fåtal specialistområden där försäkringarna nyttjas mer frekvent. Resultatet gäller således för ortopedi, hudsjukvård, öron-näsa-hals, ögonsjukvård och urologi. Försäkringarnas aggregerade påverkan på sjukvårdssystemet som helhet skulle kunna se annorlunda ut. Samtidigt är dessa områden de allra vanligaste användningsområdena för de med privata försäkringar och skulle kunna vara en indikator för hur försäkringar kan påverka inom resterande vårdområden.

En begränsning i studien är tidsramen, då det endast funnits möjlighet att titta på data från åren 2011-2015. Den relativt korta tidsperioden gör att resultatet skulle kunna vara påverkat av någon tillfällig trend. Den tydligaste förändringen som påverkat sjukvården under tidsperioden (och som kunnat identifieras) är Kömiljarden, en satsning där regioner som uppvisade kortare kötid blev belönade ekonomiskt. Kömiljarden avvecklades 2015 och senare utvärderingar har visat att köerna minskade under reformen för att sedan öka igen 2014/2015, även om det inte går att slå fast att det var en direkt följd av reformen (Myndigheten för vård- och omsorgsanalys, 2017, s. 100). Kömiljarden fick även kritik för att regioner ska ha prioriterat lätta åkommor medan kroniskt sjuka med många återbesök prioriterades ned, även om det varit svårt att belägga sådana undanträngningseffekter (Läkartidningen, 2014). Det kan med god sannolikhet antas att gruppen som undersöks i den här studien inte är kroniskt sjuka, och därför bör reformen inte påverka koefficienterna i negativ riktning, det vill säga att köerna i datan är längre än de hade varit vara



utan reformen.

I takt med att privata sjukvårdsförsäkringar blir vanligare kan också sammansättningen av personer med försäkring förändras, samt uppdelningen mellan individuell, grupp- och arbetsgivarbetald försäkring. Exempelvis har andelen kvinnor med försäkring ökat de senaste åren (Palme, 2017). Det kan också tänkas att privata sjukvårdsförsäkringar blir vanligare inom fler branscher. Sådana förändringar skulle kunna påverka vårdköerna annorlunda än de resultat som presenteras i den här undersökningen.

## 10. Slutsats

Den här uppsatsen handlar om hur ökningen av privata sjukvårdsförsäkringar i Sverige påverkar vårdköer inom specialistområdena ortopedi, hudsjukvård, öron-näsa-halssjukvård, ögonsjukvård och urologi. Resultatet tyder på att privata sjukvårdsförsäkringar har en positiv effekt på väntetid i vårdkö, vilket innebär att när privata sjukvårdsförsäkringar ökar så ökar kötiden. Det är dessvärre svårare att avgöra effektens storlek. Resultatet indikerar även att det kausala sambandet är starkare inom ortopedi än för det samlade måttet, som gäller samtliga undersökta vårdområden. Viktigt att notera vid tolkning av resultatet är att de estimerade koefficienterna gäller under förutsättning att det inte förekommer omvänd kausalitet och att exogenitetsantagandet därmed håller. Det test på omvänd kausalitet som används i den här uppsatsen tyder på att ortopedimåttet kan ha estimerat ett säkrare resultat i jämförelse med det samlade måttet, när FE-modellen används. Sammantaget indikerar den här undersökningen även på att privat sjukvårdsförsäkring inte kan avlasta vården, vilket går i linje med tidigare forskning från andra länder. Ett tydligt resultat är att privat sjukvårdsförsäkring har en positiv korrelation med alla beroendevariabler och därmed kan det konstateras att det finns ett positivt samband mellan privat sjukvårdsförsäkring och offentlig specialistvårdkö.

## 11. Framtida forskning

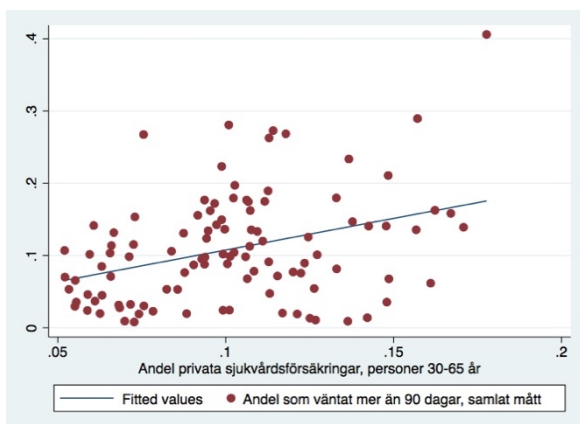
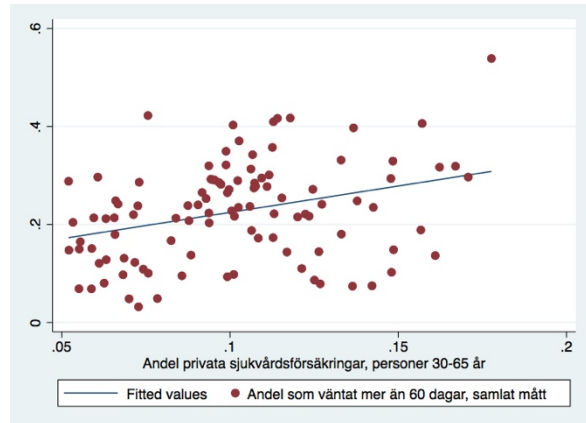
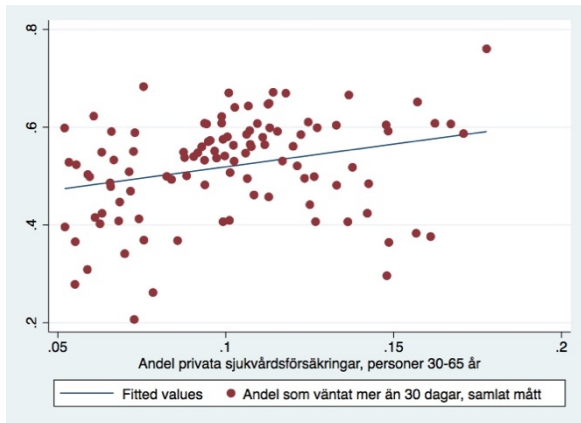
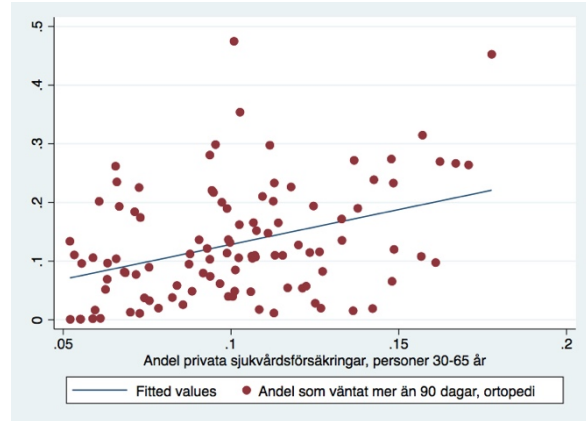
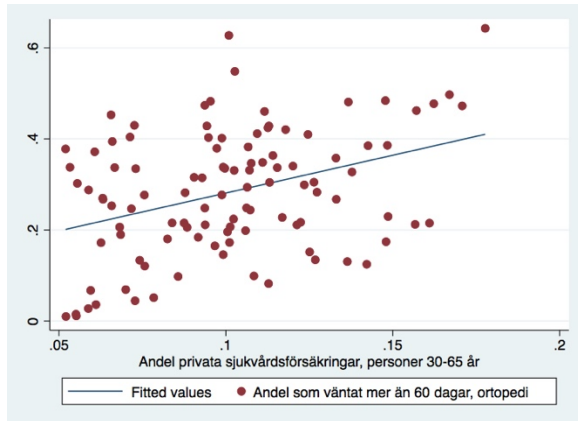
Utvecklingen av privata sjukvårdsförsäkringar i Sverige är fortfarande relativt ny. En förutsättning för en sådan marknad är att det finns privata vårdgivare. Samtidigt kan det ta tid för en privat vårdmarknad att etablera sig. Den snabbaste ökningen av privata sjukvårdsförsäkringar finns innan 2011, även om det fortfarande ökat efter det. Det skulle kunna innebära att effekten såg annorlunda ut innan 2011 när accelerationen var större och sjukvårdsmarknaden inte hunnit anpassa sig. Ur det perspektivet vore det intressant att undersöka utvecklingen över en längre tidsperiod, och med fördel även kunna studera kötider från tiden innan marknaden för privata sjukvårdsförsäkringar ens var etablerad.

En begränsning är att den här undersökningen baserar sig på aggregerade data, vilket inte gör det möjligt att studera hur försäkringspatienter nyttjar vården på individnivå. Ett exempel på det är att den privata sjukvårdsförsäkringen skulle kunna användas både som substitut och komplement till den allmänna sjukvårdsförsäkringen. För att kunna få en bättre förståelse för förhållandet mellan privata sjukvårdsförsäkringar och kötid hade det varit relevant att undersöka efterfrågan, priselasticitet, vårdkonsumtion, attityd och beteende på sjukvårdsmarknaden. Detta för att kunna förstå på individnivå vem det är som använder och nyttjar sin försäkring samt i vilken utsträckning och varför.

Försäkringsmarknaden har varit snabbväxande under de senaste decennierna och det är inte otroligt att antalet personer som är privat försäkrade fortsätter att öka. För att få djupare förståelse för hur och varför privata sjukvårdsförsäkringar påverkar vårdköer är det en god idé att designa studier som kan hantera omvänd kausalitet i den här frågan, vilket varit en begränsning i den här studien. Eftersom det finns en tydlig positiv korrelation mellan privata sjukvårdsförsäkringar och vårdköer, och vi med god sannolikhet tror att det sambandet är kausalt, förtjänar frågeställningen en vidare och djupare forskning.

# 12. Bilagor

Bilaga 1. Korrelationsdiagram mellan privat sjukvårdsförsäkring och beroendevariabler för vårdkö.



Bilaga 2. Regressioner med *random effects* modell.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ortopedi	Ortopedi	Ortopedi	Samlat mått	Samlat mått	Samlat mått
<b>Variabler</b>	30+ dagar	60+ dagar	90+dagar	30+ dagar	60+ dagar	90+dagar
<b>PSF</b>	3.130*** (0.762)	3.362*** (0.693)	2.036*** (0.433)	1.965*** (0.544)	1.945*** (0.508)	1.241*** (0.350)
<b>2012</b>	0.030 (0.039)	0.015 (0.044)	0.024 (0.033)	-0.000 (0.028)	0.007 (0.032)	0.008 (0.023)
<b>2013</b>	0.028 (0.066)	0.017 (0.070)	0.033 (0.047)	-0.015 (0.046)	0.009 (0.051)	0.022 (0.034)
<b>2014</b>	0.037 (0.093)	0.025 (0.093)	0.046 (0.057)	0.031 (0.074)	0.042 (0.077)	0.048 (0.050)
<b>2015</b>	0.079 (0.118)	0.065 (0.121)	0.083 (0.075)	0.106 (0.098)	0.122 (0.099)	0.121* (0.066)
<b>Kön</b>	-22.408*** (6.162)	-18.252*** (6.051)	-9.274** (4.110)	-10.304** (4.977)	-8.162 (4.963)	-3.752 (3.149)
<b>Ålder</b>	-2.637 (2.968)	-1.375 (2.939)	-1.561 (1.873)	-2.605 (3.172)	-2.040 (2.965)	-1.403 (1.908)
<b>Arbetslöshet</b>	-0.283 (1.297)	-0.759 (1.490)	-1.486 (1.311)	1.328 (0.983)	1.289 (1.154)	0.528 (0.941)
<b>Utb. nivå</b>	-0.167 (0.977)	0.187 (0.961)	0.040 (0.617)	-0.635 (1.169)	-0.252 (1.010)	0.016 (0.601)
<b>Ink. nivå</b>	-0.008** (0.004)	-0.008* (0.004)	-0.006* (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.002)
<b>Utrikes född</b>	0.889 (0.717)	0.852 (0.768)	0.570 (0.560)	-0.052 (0.557)	-0.190 (0.595)	-0.125 (0.458)
<b>Intercept</b>	13.626*** (3.802)	10.805*** (3.675)	6.088** (2.552)	6.890** (3.358)	5.197 (3.304)	2.664 (2.048)
<b>Obs.</b>	105	105	105	105	105	105

Robusta standardfel i paranteser

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

### Bilaga 3. Test av omvänd kausalitet.

Test för omvänd kausalitet omfattar en ny oberoende variabel (PSF\_lead), som tar värden på privata sjukvårdsförsäkringar mellan 2013 - 2015. Dessa skattas mot köerna 2011 – 2013.

Omvänd kausalitet, FE	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variabler	Ortopedi 30+ dagar	Ortopedi 60+ dagar	Ortopedi 90+ dagar	Samlat mått 30+ dagar	Samlat mått 60+ dagar	Samlat mått 90+ dagar
PSF_lead	-2.187 (5.333)	3.418 (6.521)	3.929 (5.181)	3.375 (4.026)	9.048* (4.955)	7.081* (3.543)
2012	0.099 (0.138)	0.070 (0.143)	0.063 (0.098)	-0.014 (0.127)	-0.039 (0.131)	0.004 (0.084)
2013	0.127 (0.264)	0.099 (0.282)	0.098 (0.193)	0.029 (0.233)	-0.007 (0.245)	0.061 (0.158)
Kön	9.844 (26.296)	1.955 (27.779)	-3.083 (16.654)	38.677* (21.181)	9.255 (23.621)	-0.793 (14.339)
Ålder	-2.815 (10.615)	-1.416 (10.500)	-2.565 (7.772)	-8.941 (11.427)	-7.640 (11.122)	-5.530 (6.910)
Arbetslöshet	-2.127 (2.210)	-1.484 (1.838)	-1.297 (1.479)	1.201 (1.840)	1.571 (1.826)	1.033 (1.162)
Utb. nivå	0.996 (11.111)	2.259 (13.588)	1.016 (11.087)	-22.941* (11.658)	-19.783 (13.317)	-15.353* (8.599)
Ink. nivå	-0.015 (0.017)	-0.019 (0.018)	-0.014 (0.015)	0.022 (0.019)	0.017 (0.019)	0.008 (0.013)
Utrikes född	4.734 (12.076)	0.726 (14.684)	-1.754 (10.958)	5.155 (7.519)	1.603 (9.555)	-0.240 (6.462)
Intercept	-1.249 (16.753)	2.285 (17.530)	4.559 (11.285)	-15.343 (13.181)	-1.495 (14.139)	3.899 (8.011)
Obs.	63	63	63	63	63	63
R2	0.137	0.061	0.048	0.447	0.243	0.209

Robusta standardfel i parenteser

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Omvänd kausalitet, OLS	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variabler	Ortopedi 30+ dagar	Ortopedi 60+ dagar	Ortopedi 90+ dagar	Samlat mått 30+ dagar	Samlat mått 60+ dagar	Samlat mått 90+ dagar
PSF_lead	2.378*** (0.590)	1.762*** (0.594)	0.779* (0.453)	1.250*** (0.376)	0.953*** (0.345)	0.438* (0.231)
2012	0.010 (0.047)	0.011 (0.047)	0.024 (0.035)	-0.010 (0.029)	0.000 (0.030)	0.007 (0.021)
2013	0.004 (0.062)	0.016 (0.055)	0.035 (0.038)	-0.035 (0.037)	-0.009 (0.034)	0.016 (0.023)
Kön	-17.943*** (5.426)	-11.748** (5.311)	-3.167 (3.647)	-4.743 (4.059)	-0.233 (3.699)	1.990 (2.298)
Ålder	-4.485 (3.169)	-3.267 (2.535)	-2.670* (1.575)	-1.287 (1.690)	0.222 (1.453)	-0.132 (0.923)
Arbetslöshet	2.852* (1.674)	0.993 (1.915)	-0.464 (1.443)	2.831** (1.158)	1.395 (1.148)	0.134 (0.770)
Utb. nivå	-0.877 (0.949)	-0.395 (0.863)	-0.151 (0.596)	-0.061 (0.545)	0.506 (0.495)	0.407 (0.328)
Ink. nivå	-0.003 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.003 (0.002)	-0.003* (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.003** (0.001)
Utrikes född	-0.230 (0.713)	0.191 (0.818)	0.114 (0.619)	0.025 (0.460)	0.387 (0.489)	0.342 (0.340)
Intercept	10.817*** (3.504)	7.407** (3.166)	2.923 (2.133)	3.456 (2.318)	0.613 (2.103)	-0.466 (1.308)
Obs.	63	63	63	63	63	63
R2	0.350	0.216	0.174	0.343	0.231	0.215

Robusta standardfel i parenteser

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## 13. Referenser

Bhattacharya, Jay; Hyde, Timothy & Tu, Peter. (2014). *Health economics*. Basingstoke: Palgrave Macmillan

Bíró, Aniko. (2014). Supplementary private health insurance and health care utilization of people aged 50+, *Empirical economics*, 2014 (46): s. 501-524

Frank, Robert & Cartwright, Edward. (2016). *Microeconomics and Behaviour*. 2. Uppl. London: McGraw-Hill

Gujarati, Damodar N. & Porter, Dawn C. (2009). *Basic econometrics*, 5 uppl., Boston: McGrawHill

Kiil, Astrid. (2012). Determinants of employment-based private health insurance coverage in Denmark. *Nordic Journal of Health Economics*, 2012 (1): s. 1-38

Kreindler, Sara. (2010). Policy strategies to reduce waits for elective care: a synthesis of international evidence. *British Medical Bulletin*, 2010 (95): s.7–32

Kullberg Lina; Blomqvist Paula & Winblad Ulla. (2019). Health insurance for the healthy? Voluntary health insurance in Sweden. *Health policy (Amsterdam)*, 123 (8), s.737–746.

Lager Anton, Walander Anders & Ebbevi David. (2019). *Förklarar könsskillnaderna i vårdkonsumtion av sjukdomsbörda? En studie i Stockholms län*. Centrum för epidemiologi och samhällsmedicin, Region Stockholm: Rapport 2019:5,  
<https://www.folkhalsoguiden.se/globalassets/verksamheter/forskning-och-utveckling/centrum-for-epidemiologi-och-samhallsmedicin/folkhalsoguiden/rapporter-och-faktablad/rapport-2019.5-forklaras-konsskillnader-i-vardkomsumtion-av-sjukdomsborda.pdf> (Hämtad 2021-01-12)



Lapidus, John; Gerin, Enna & Suhonen Daniel. (2020). Lagbrott när regionerna låter privatpatienter gå före, *Dagens Nyheter*, 16 november, <https://www.dn.se/debatt/lagbrott-nar-regionerna-later-privatpatienter-ga-fore/> (Hämtad: 2021-01-07)

Läkartidningen. (2014). *Kömiljarden avskaffas*, 23 oktober, <https://lakartidningen.se/aktuellt/nyheter/2014/10/komiljarden-avskaffas/> (Hämtad: 2021-01-08)

Myndigheten för vård- och omsorgsanalys. (2017). *Löftesfri garanti? En uppföljning av den nationella vårdgarantin*. Rapport 2017:6

Myndigheten för vård- och omsorgsanalys. (2020). *Privata sjukvårdsförsäkringar - Ett kunskapsunderlag om möjliga konsekvenser för patienter och medborgare*. Rapport 2020:3

Møller Pedersen, Kjeld. (2005). Voluntary supplementary health insurance in Denmark. *Public finance and management*, 5(4), s. 544-566

Palme, Mårten. (2017) *Vem har privat sjukvårdsförsäkring i Sverige? En deskriptiv analys*. Svensk försäkrings rapportserie, vår framtida välfärd, Del 5

Sagan, Anna & Thomson, Sarah. (2016). *Voluntary Health Insurance in Europe: Role and Regulation: Observatory Studies Series*, 43. World Health Organization.

SFS 2017:30 Hälso- och sjukvårdslag.

Stock, James H. & Watson, Mark W. (2020). *Introduction to econometrics*. Fourth edition, global edition Harlow: Pearson

Sveriges Kommuner och Regioner. (2012). *Privata Sjukvårdsförsäkringar i Sverige - omfattning och utveckling*. <https://webbutik.skr.se/bilder/artiklar/pdf/7164-933-1.pdf> (Hämtad 2021-01-12)

Sveriges kommuner och regioner. (2020). *Vårdgarantin*, <https://www.vantetider.se/vetamer/vardgaranti/> (Hämtad 2020-12-03)

Svensk Försäkring. (2016). *Privata sjukvårdsförsäkringar ger kortare vårdkö.*

<https://www.svenskforsakring.se/aktuellt/debatt/20162/privata-sjukvardsforsakringar-ger-kortare-vardko/> (Hämtad: 2021-01-12)

Svensk Försäkring. (2017). *Sjukvårdsförsäkring – Varför och för vem?* Svensk Försäkrings rapportserie, vår framtida välfärd, Del 5

Svensk Försäkring. (2020a). *Sjukvårdsförsäkring,*

<https://www.svenskforsakring.se/statistik/skadeforsakring/sjukvardsforsakring/> (Hämtad 2021-01-12)

Svensk Försäkring. (2020b). *Så här fungerar en sjukvårdsförsäkring,*

<https://www.svenskforsakring.se/om-forsakring/vad-ar-och-hur-funkar-det/sa-har-fungerar-en-privat-sjukvardsforsakring/> (Hämtad 2021-01-06)

Sveriges Radio. (2019). *Privata vårdgivare ger sina försäkringspatienter snabbare vård,* 16 december, <https://sverigesradio.se/artikel/7368554>, (Hämtad 2020-11-17)

Søgaard, Rikke; Pedersen, Morten Saaby & Bech, Mickael. (2013). To what extent does employer-paid health insurance reduce the use of public hospitals? *Health policy (Amsterdam)*, 113 (1-2), s.61–68

Tuohy, Carolyn Hughes; Flood, Colleen M & Stabile, Mark. (2004). How Does Private Finance Affect Public Health Care Systems? Marshaling the Evidence from OECD Nations. *Journal of Health Politics, Policy and Law* 29 (3), s. 359-396

Tynkkynen, Liina-Kaisa et al. (2018). Development of voluntary private health insurance in Nordic countries – An exploratory study on country-specific contextual factors. *Health policy (Amsterdam)*, 122 (5) s. 485–492

Wooldrige, Jeffrey M. (2012). *Introductory Econometrics: a modern approach*. 5. Uppl. Mason, Ohio: South-Western Cengage Learning