



LUNDS
UNIVERSITET

Nationalekonomiska institutionen
Kandidatuppsats [NEKH03]

Kontinuitet och hyrläkare

En empirisk studie av sambandet mellan patient-läkarkontinuitet och användandet av hyrläkare i den svenska offentliga primärvården

Januari 2019

Handledare: Margareta Dackehag

Författare: Kristian Sundgren

Sammanfattning

Under senare tid har bristande patient-läkarkontinuitet uppmärksammats allt mer i debatter, nyhetsartiklar och myndighetsrapporter. Samtidigt redovisar landstingen och regionerna allt större utgifter för hyrpersonal i vården. Denna uppsats ämnar undersöka om det finns ett samband mellan ökad användning av inhyrd vårdpersonal och minskad kontinuitet i vården. Utifrån landstingens/regionernas årliga utgifter för inhyrda primärvårdsläkare och resultat från Nationell Patientenkät, där patienter ombeds besvara huruvida de ofta får träffa samma läkare vid sina primärvårdsbesök, skapas uppsatsens huvudvariabler. Lämpliga kontrollvariabler valdes utifrån tidigare forskning inom området och ej observerbara variabler, specifika för respektive region/landsting, försöks kontrolleras för genom fixed effects-modeller. Studien finner inget signifikant samband mellan hyrläkarkostnad och kontinuitet när samtliga variabler är inkluderade i modellen, inklusive tidsdummies och fixed effects för regioner/landsting. Uppsatsen avslutas med förslag på hur ett eventuellt samband, med annan analysnivå och ytterligare variabler, hade kunnat undersökas vidare.

Nyckelord: kontinuitet, primärvård, hyrläkare, stafettläkare, regioner, landsting

Innehållsförteckning

1. Introduktion	3
1.1 Beskrivning av uppsatsen	3
1.1 Läkartillgång i Sverige	5
1.1.1 Tillgång på läkare i primärvården	5
1.1.2 Hyrläkare	6
1.2 Kontinuitet i primärvården	6
2. Tidigare forskning	7
2.1 Tidigare forskning kring kontinuitet och dess samband med patientutfall och upplevd vårdkvalitet.....	8
2.2 Tidigare forskning kring egenskaper som är förknippade med kontinuitet.....	10
3 Data	12
3.1 Nationell Patientenkät	13
3.1.1 Urval.....	13
3.1.2 Representativitet.....	14
3.1.3 Gamla och nya patientenkäten.....	14
3.2 Beroende variabel.....	14
3.3 Oberoende variabler	16
3.4 Deskriptiv statistik.....	17
4 Metod	20
4.1 Linjär regression med procentsats som beroende variabel.....	20
4.2 Paneldata	22
4.3 Pooled OLS	23
4.4 Fixed effects	24
4.5 Empiriska modeller	25
5 Resultat.....	26
5.1 Baslinjemodell.....	27
5.2 Regressioner OLS.....	28
5.3 Regressioner fixed effects	31
6. Diskussion	34
7. Förslag till vidare forskning	35
Referenslista	37
Appendix	43

1. Introduktion

Under de senaste åren har bristande kontinuitet¹ i vården uppmärksammats i nyheterna, av myndigheter och av vårdpersonalen själva. Det har till exempel handlat om enskilda fall med patienter som ideligen blivit tilldelade nya läkare med missade diagnoser (Drysén & Pettersson Grill 2016a) eller förvirring i livets slutskede (Drysén & Pettersson Grill 2016b) som följd. IVO, Inspektionen för vård och omsorg, rapporterade 2016 att tillfälligt anställda läkare gör det svårare att bibehålla läkarkontinuitet vilket kan medföra försämrad vårdkvalitet och två år senare rapporterade Myndigheten för vård- och omsorgsanalys (Vårdanalys 2018) att var femte läkare i primärvården var vikarie eller hyrläkare². Vårdförbundet (Mokhtari 2016) har belyst att inhyrd personal lättare kan göra misstag då de inte känner till rutinerna på arbetsplatsen och 722 allmänläkare har i ett upprop krävt en nationell plan för att bland annat lösa bemanningsproblemen i primärvården (Ström 2018). Att det både finns växande problem med kontinuitet i vården och en allt mer ökande användning av hyrpersonal verkar tydligt (Perkiö, 2018). Men beror det förstnämnda på det sistnämnda? Är det användandet av hyrpersonal som driver den försämrade kontinuiteten? Tidigare forskning har funnit samband mellan förbättrad patient-läkarkontinuitet och förbättrade patientutfall samt högre upplevd vårdkvalitet bland patienter. Andra studier har analyserat vilka egenskaper hos patienter och vårdcentraler som är associerade med kontinuitet vid återkommande läkarbesök. Utifrån denna forskning förefaller förändrad kontinuitet vara en viktig vårdaspekt att analysera och huruvida användandet av hyrläkare har varit en påverkande faktor. Denna uppsats ämnar undersöka detta eventuella samband.

Utifrån hypotesen att ett mer omfattande användande av hyrläkare har en negativ effekt på kontinuiteten ställs frågan: *Vilken effekt har hyrläkarna på kontinuiteten i primärvården?*

1.1 Beskrivning av uppsatsen

Beroende på landstinget/regionen (hädanefter län) skickas årligen, eller vartannat år, Nationell Patientenkät (NPE) ut för att undersöka hur patienter upplever hälso- och sjukvården. Enkätfrågorna är uppdelade i sju områden där kontinuitet och koordinering är ett av de undersökta områdena. Patienter som svarar på primärvårdsenkäten frågas hur ofta de får träffa samma läkare vid sina besök. Det är dessa svar som blir underlaget för uppsatsens mått på

¹ Kontinuitet: i vilken utsträckning patienter blir behandlade av samma personal vid återkommande läkarbesök.

² Läkare som arbetar tillfälligt på en vård enhet, ofta inhyrd via bemanningsföretag. Även kallad stafettläkare.

kontinuitet. Måttet på användandet av hyrpersonal är länens årliga utgifter för hyrläkare i primärvården. Andra faktorer som tidigare forskning visat kunna ha en effekt på patient-läkarkontinuitet kommer att användas som kontrollvariabler i olika linjära regressionsmodeller på paneldata där sambandet mellan kontinuitet och användandet av hyrläkare i primärvården undersöks.

Analysen gjordes på aggregerad länsnivå eftersom det var på denna nivå som relevant information fanns att tillgå. Denna avgränsning medför att variationer inom länet, till exempel mellan vårdcentraler i olika kommuner, inte blir tydliga och därför riskerar detta att även variationer för ett enskilt län över tid kan bli små.

Regressionsanalyserna visade endast ett signifikant samband mellan *kostnad* och *kontinuitet* för perioden 2009-2014 då samtliga kontrollvariabler och tidsdummies var inkluderade i modellen, men med fixed effects för län exkluderade. Inget signifikant samband kunde ses vid motsvarande regression för 2015-2017. När fixed effects-modeller användes fanns inget signifikant samband, i någon av perioderna, mellan *kostnad* och *kontinuitet* när tidsdummies inkluderades, ej heller med inkluderade kontrollvariabler. Något samband mellan *kostnad* och *kontinuitet* kunde således ej fastställas.

Uppsatsen inleds med att beskriva behovet av hyrläkare i Sverige utifrån tillgången på allmänläkare. Därefter beskrivs vad kontinuitet i primärvården innebär samt en problematisering kring enkätsvar som ett mått på vårdkvalitet. Texten övergår sedan i kapitlet Tidigare forskning. Eftersom denna uppsats inte försöker replikera någon tidigare studie kommer detta kapitel belysa vad tidigare forskning visat att förbättrad kontinuitet kan ha för effekt på patientutfall och upplevd vårdkvalitet. Även den forskning som ligger till grund för valet av uppsatsens kontrollvariabler innefattas i kapitlet. Även hur länens anlitande av hyrläkare går till beskrivs kortfattat. Sedan, i kapitlet Data, redogörs för de regressionsvariabler som används i uppsatsen, hur de är definierade och varifrån den underliggande informationen till dem har inhämtats. Efter Data kommer metodkapitlet där en förklaring till användandet av linjära modeller ges. De OLS- och fixed effects-modeller som används i uppsatsen presenteras samt att de problem som linjär regression på paneldata kan medföra illustreras. I kapitlet Resultat visas och diskuteras resultaten från regressionerna och övergår till kapitlet Diskussion där ett sammanfattande och avslutande resonemang förs utifrån vad uppsatsen indikerat. Slutligen ges förslag till vidare forskning.

1.1 Läkartillgång i Sverige

Då användandet av hyrläkare inom primärvården är den oberoende variabel med störst betydelse för uppsatsen förklaras behovet av hyrläkare utifrån tillgången på allmänläkare i Sverige och det ges en kort beskrivning av hur länens anlitande av hyrläkare går till.

1.1.1 Tillgång på läkare i primärvården

I Socialstyrelsens senaste planeringsstöd (2018) uppger 13 av de tillfrågade 18 landstingen att de har ett stort behov av att rekrytera specialistläkare inom allmänmedicin (allmänläkare). En förklaring till detta kan läsas i Läkarförbundets pressmeddelande angående deras enkät som skickades ut till samtliga läkare i primärvården 2015 (Sveriges läkarförbund, 2015). Enkätsvaren visade att 53 procent av primärvårdsläkarna var över 55 år gamla och att andelen i pensionsålder ökar starkt fram till år 2020. Samtidigt som andelen som når pensionsålder ökar så ökar inte antalet färdigutbildade specialister i samma utsträckning under denna period. I pressmeddelandet framhålls även att Sverige, i jämförelse med andra OECD-länder, har få allmänläkare i förhållande till det totala antalet läkare och att primärvården i Sverige är ”svagt utvecklad” (Sveriges läkarförbund, 2015). Sverige är bland de länder i OECD med flest antal läkare per invånare samtidigt som vi befinner oss kring botten vad gäller hur stor andel av läkarkåren som är allmänläkare, vilket gör att Sverige även hamnar långt ner på listan vad gäller just antal allmänläkare per invånare (Organisationen för ekonomiskt samarbete och utveckling (OECD) u.å.). Dessutom visade Läkarförbundets undersökning (Agerberg 2013a) att bland sina medlemmar i offentlig sektor arbetade 46 procent av allmänläkarna deltid och att stickprov bland privata vårdcentraler visade på hög andel deltidsarbetande läkare även där.

Merparten av landstingen rapporterar alltså stort behov av att rekrytera allmänläkare men exakt hur många som saknas för fullgod bemanning är svårt att veta. Den senaste omfattande undersökningen gjordes 2012 av Läkarförbundet (Agerberg 2013b) i en enkät som gick ut till nästan alla vårdcentraler. Resultaten visade att ca 1400 allmänläkare saknades om riksdagens mål med en fast primärvårdsläkare per 1500 invånare skulle kunna uppfyllas. Även 2017 var bristen minst 1400 heltidsarbetande allmänläkare enligt Heidi Stensmyren, Läkarförbundets ordförande (Sveriges läkarförbund 2017). Utifrån denna bakgrund står det tydligt att det inte går att komma ifrån att allmänläkare kan behövas hyras in på korta eller långa uppdrag för att säkerställa tillräcklig personal hos underbemannade vårdcentraler.

1.1.2 Hyrläkare

Då tillräcklig bemanning på till exempel en vårdcentral inte kan säkerställas med hjälp av befintlig personal kan vårdenheten hyra in läkare från vårdbemanningsföretag. Storleken på dessa företag varierar, från stora bemanningskoncerner till enskilda läkare med F-skattsedel (Konkurrensverket 2015). Eftersom det hade blivit outhärligt att upphandla enskilda kontrakt för den inhyrda personalen för varje period som bemanningspersonal behöver anlitas så upprättas istället ramavtal mellan landsting och leverantörer. Då ramavtal upprättats, i det här fallet för hyrläkare, finns redan överenskomna villkor kring pris och andra leveransvillkor och nya kontrakt kan tilldelas (avropas) från ramavtalet för enskilda uppdrag (Upphandlingsmyndigheten, 2018).

1.2 Kontinuitet i primärvården

I publikationen ”Effektiv vård” (SOU 2016:2) delas kontinuitet inom hälso- och sjukvård in i tre områden: *teknisk kontinuitet*, *administrativ kontinuitet*, samt *personlig kontinuitet*. I denna uppsats är det den personliga kontinuiteten som åsyftas då ordet kontinuitet används.

Personlig kontinuitet är den kontinuitetsform som anses viktigast bland patienterna (utredningen En nationell samordnare för effektivare resursutnyttjande inom hälso- och sjukvården 2016, hädanefter SOU 2016). Saultz och Albedaiwi (2004 s. 445, min översättning) beskriver formen som ”en pågående personlig relation mellan patient och läkare som kännetecknas av personlig tillit och ansvar”. Både hos patienter och vårdpersonal anses den personliga kontinuiteten vara trygghetsskapande. Att patienten slipper återupprepa sin sjukdomshistoria för en ny vårdkontakt och istället har vetskapen om att den man möter i vården känner till både ens tidigare och nuvarande problem upplevs som en stor trygghet. En personcentrerad vård kan behandla patienten utifrån en individuell sjukdomsbild istället för, eller som ett komplement till, behandlingar som passar den genomsnittlige patienten med liknande diagnos (Anell 2015). För personalen ger en mer komplett bild av patientens sjukdomshistorik ”en känsla av kontroll, säkerhet och trygghet” (SOU 2016: s. 257)

I en rapport av Svenska läkarförbundet (Pettersson & Engbom 2015) ses kontinuiteten i läkarkontakterna som en central faktor för hur patienterna upplever sin vård. Även för läkarna är kontinuiteten viktig då återkommande besök med samma patient kan fokuseras kring ny information som uppkommit när mindre tid behövs läggas på att gå igenom tidigare sjukdomshistoria eller att lära känna patienten. Att läkaren ges möjlighet att följa upp

sjukdomsförlopp och behandlingar genom kontinuerlig patient-läkarrelation "ger också förutsättningar för individuellt lärande och kvalitetsutveckling" (Pettersson & Engbom 2015, s. 5).

Att objektivt mäta vårdkvalitet som en följd av kontinuitet i vården har dock varit svårt. Det som ofta mätts i kontinuitetsstudier är istället en proxyvariabel för vårdens kvalitet, nämligen upplevd patientnöjdhet. Denna subjektiva mätvariabel medför såklart även den vissa problem. När till exempel Sveriges läkarförbund (Pettersson & Engbom 2015) studerade sambandet mellan läkarbemanning hos vårdcentraler och vårdkvalitet framhävde de att det är svårt att genom enkäter mäta patientnöjdhet och sedan använda resultaten för vårdens utveckling eftersom patientegenskaperna hos de olika vårdcentralerna kan skilja sig åt. Dessutom är inte patienternas nöjdhet det enda måttet för vårdkvalitet och bör därför kompletteras med mått på den medicinska kvaliteten för att ge en mer objektiv helhetsbild av vårdkvaliteten (Pettersson & Engbom 2015, Glenngård & Anell 2012). Även Vårdanalys (2017, s. 126) pekar på de brister som NPE lider av i allmänhet, trots att de konstaterar att NPE "är ett av de få underlag som finns för att följa upp målen i den svenska primärvården". Utöver att de delar Läkarförbundets uppfattning om att svaren på enkätfrågorna inte nödvändigtvis mäter vad de är avsedda att mäta anser Vårdanalys att det saknas viktig bakgrundsinformation om respondenterna samt att deras NPE-resultat inte går att följa över tid.

2. Tidigare forskning

I introduktionen nämndes två nyheter där den implicita förklaringen till de negativa patientutfallen var bristande kontinuitet. För att avgöra om det kan finnas ett mer explicit samband mellan kontinuitet och patientutfall presenteras tidigare forskning kring detta först i kapitlet. Efter nästa underrubrik behandlas istället tidigare studier som kunnat uppvisa att vissa egenskaper hos patienten eller patientens vårdcentral är associerade med förbättrad eller försämrad patient-läkarkontinuitet. Utifrån dessa studier har uppsatsens kontrollvariabler skapats.

2.1 Tidigare forskning kring kontinuitet och dess samband med patientutfall och upplevd vårdkvalitet

Dessa problem med vad patientnöjdhet egentligen mäter tas upp av Saultz och Albedaiwi (2004) i deras systematiska granskning av 20 studier från Europa, USA och Australien, från 70- fram till 00-talet, ämnade att undersöka kopplingen mellan kontinuitet och patientnöjdhet. De olika studierna hade ofta olika mått på kontinuitet. Ett återkommande mått var huruvida patienterna kunde namnge sin läkare. Mer standardiserade mått var Usual Provider Continuity (UPC) Index där antalet besök hos patientens huvudsakliga läkare dividerades med det totala antalet läkarbesök där 1 är högsta värdet om alla besök är hos samma läkare. Sequential Continuity (SECON) Index, ett mått på korttidskontinuitet som mäter i vilken utsträckning patienter träffar samma läkare som de gjorde vid sitt senaste besök. NOP, hur många olika läkare en patient träffar, samt ett mått där patienterna själva utvärderade kontinuiteten på en Likertskala, precis som i NPE. Författarna ställde sig frågan huruvida ökad personlig kontinuitet kommer att öka nöjdheten hos alla patienter eller endast hos dem som värderar personlig kontinuitet högt. Detta frågade de sig efter att deras granskning visat en konsekvent, signifikant positiv korrelation mellan kontinuitet och patientnöjdhet. Anledningen till frågeställningen är att få vårdstudier (4 av 20 i Saultz och Albedaiwis granskning) är, ofta av etiska skäl, randomiserade och på grund av detta kan resultaten från dessa icke-randomiserade studier inte ge en bild av en allmängiltig korrelation. De fyra randomiserade studierna i författarnas granskning visade dock på högre patientnöjdhet bland de grupper som hade högre kontinuitet. Dessutom menar de att förhållandet mellan kontinuitet och upplevd patientnöjdhet kan vara dubbelriktat. Särskilt i de fall då patienten har möjlighet att själv välja läkare kan patientnöjdheten påverka kontinuiteten genom att en nöjd patient tenderar att stanna kvar hos sin nuvarande läkare och en missnöjd patient söker sig till en ny läkare.

Två nyare studier har undersökt kopplingen mellan kontinuitet och akutsjukvård. En engelsk tvärsnittsstudie (Barker, Steventon & Deeny 2016) med över 230 000 patienter mellan 62 och 82 år och en svensk longitudinell studie (Kohnke & Zielinski 2017) med drygt 8000 patienter i alla åldrar. Den svenska studien undersökte hur kontinuitet var korrelerat med nyttjandet av akutsjukvård (akutavdelning, samt jourläkarcentral), den engelska kontinuitet och sjukhusinläggningar vars orsak hade kunnat hanterats av primärvården (ambulatory care sensitive conditions). I den engelska studien såg man att patienter som till större del träffade samma primärvårdsläkare behövdes läggas in mer sällan för tillstånd som kunde förhindrats

eller förebyggts av primärvården. De patienter som befann sig i gruppen med medelkontinuitet (UPC: 0,4-0,7) var med om 8,96 % färre av denna sorts sjukhusinläggningar än gruppen med låg kontinuitet (UPC: 0-0,4). Patienterna som tillhörde gruppen med hög kontinuitet (UPC: 0,7-1,0) var med om 12,49 % färre sjukhusinläggningar jämfört med lågkontinuitetsgruppen. Den svenska studien gjord i Blekinge var, så vitt författarna visste, den första svenska studien som undersökt effekten av kontinuitet på sjukvårdsanvändning. Kohnke och Zielinskis kontinuitetsmått var en sammanvägning av UPC, SECON och Continuity of Care index (CoCI) där man istället beräknar en procentsats för varje enskild läkare en patient besökt utifrån antal besök hos denna dividerat på det totala antalet läkarbesök. De fann att kontinuitet var signifikant negativt korrelerat med akutvårdsbesök och deras beräknade incidenskvoter (incidence rate ratios) antydde att patienterna med lägst kontinuitetsindex hade dubbelt så många akutbesök än de som hade högst index.

Allt eftersom att sjukvårdens patientdatabaser utvecklats och blivit mer omfattande har möjligheten för longitudinella kohortstudier vad gäller sambandet mellan kontinuitet och dödlighet ökat. Pereira Gray m. fl. publicerade 2018 en systematisk granskning av studier kring just detta. Efter att lämpliga studier gallrats utifrån granskningens urvalskriterier resulterade den i en granskning av 22 publikationer från nio länder, samtliga publicerade från 2010 och framåt. Tio av studierna undersökte kontinuitet med läkare oavsett specialisering. Nio av dem undersökte kontinuitet med läkare inom primärvården och tre tittade på specialistläkare utanför primärvården. Den vanligaste mätningen av kontinuitet var med UPC-index. 18 av studierna visade att bättre kontinuitet var signifikant förknippat med lägre dödlighet. Tre av studierna fann inte något samband och i en studie var resultaten motstridiga. Även om effekten på dödlighet, i de studier där samband fanns, generellt var liten så var den inom ett spann som är vanligt för många medicinska behandlingar. Då denna koppling mellan kontinuitet och dödlighet kunde iakttas i nio olika länder, över tre olika kontinenter med avsevärt skilda sjukvårdssystem och befolkningar menar författarna att detta tyder på en allmänmänsklig effekt.

Det verkar finnas väldigt få studier som funnit medicinskt negativa effekter av kontinuitet. 1991 publicerades en norsk studie av Hjortdahl och Borchgrevink som undersökte hur läkares patientkännedom påverkade deras nyttjande av resurser vid patientkonsultation. Ett representativt urval bestående av 133 allmänläkare ombads dokumentera 30 på varandra följande konsultationer vilket resulterade i att 3918 (bortfall på 2 %) patientmöten utvärderades. De fann att bättre patientkännedom generellt ledde till kortare konsultationstid, färre medicinska tester, något lägre ordination av läkemedel och ökad användning av aktiv

expektans, att läkaren avvaktar med behandling och istället övervakar en eventuell sjukdomsprocess. De fann dock att då läkaren kände sin patient väl så remitterades patienten oftare och patienten hade 53 gånger större chans att få ett sjukskrivningsintyg.

Den samlade bilden från dessa ovan nämnda studier antyder att bättre patient-läkar-kontinuitet är förknippat med ökad patientnöjdhet, minskad risk för sjukhusinläggning och akutvård, samt lägre dödlighet. Hjortdahl och Borchgrevinks (1991) studie tyder också på att det finns effektivitetsvinster att göra när läkaren känner sin patient bättre. Dock visade de samtidigt att en ökad patient-läkar-kontinuitet var associerad med ökad remittering och utfärdande av sjukintyg. Sammanvägt visar detta att kontinuitet i vården förefaller vara en viktig faktor och något som bör analyseras vidare och fortsätta främjas av vårdgivare och politiker.

2.2 Tidigare forskning kring egenskaper som är förknippade med kontinuitet

I Novus senaste (2018) allmänhetsundersökning ”Fast läkarkontakt” uppger 61% att de inte har en fast läkarkontakt på sin vårdcentral och endast 27% svarar ja på samma fråga (13% vet ej). Respondenter i de högre åldersintervallen svarar dock i högre utsträckning ja än genomsnittet och i gruppen 65-79 år svarar 41% att de har en fast läkarkontakt. Omvänt är det i de yngre åldersgrupperna där fler än genomsnittet svarar att de inte har fast läkarkontakt. Bland de som inte har fast läkare vill åtta av tio kunna träffa samma läkare när de besöker sin vårdcentral. Även här är andelen som svarar ja högre än genomsnittet i åldersgrupperna över 50 år. Undersökningen gjordes via 2030 st webbintervjuer med respondenter i 18-79 års ålder och visade alltså att det är framför allt äldre som både vill ha men som också har en fast läkare i primärvården. Mönstret gällande högre ålder och större andel med fast läkare sågs även i en tidigare rapport från Vårdanalys (2017) men som byggde på svar från Nationell Patientenkät. Andelen som fick träffa samma läkare vid sina vårdcentralbesök ökade vid 25 års ålder och blev som högst i spannet 75-94 år. I ”Vården ur befolkningens perspektiv 2016” (Vårdanalys) visade analyser att gruppen 65-100 år hade högst andel fast läkarkontakt. Även internationella studier har iakttagit sambandet mellan ålder och kontinuitet. I USA visade Nutting m. fl. (2003) att äldre lägger större vikt vid kontinuitet, i Spanien (Aller m. fl., 2013), Storbritannien (Kontopantelis, Roland & Reeves, 2010, Guthrie 2002) och Kanada (Kristjansson m. fl., 2013) observerades positiv samvariation mellan ålder och upplevd kontinuitet.

I studien av Kristjansson m. fl observerades även lägre värden på kontinuitet då patientens landsbygdsindex var högre. En förklaring till detta var helt enkelt att andelen invånare som bodde på den kanadensiska landsbygden var större än andelen läkare som jobbade där enligt författarna. Patienter på landsbygden tvingas i större utsträckning träffa den läkare som finns tillgänglig då de blir sjuka. Riksrevisionen rapporterade 2014 att även vårdcentraler på den svenska landsbygden har problem med att leverera vårdkontinuitet till sina patienter. En situation som verkar oförändrad idag då Vårdanalys i Svenska Dagbladet (2018) beskriver hur landsbygden har svårt att rekrytera fastanställda läkare på sina vårdcentraler.

I Kanada, liksom i Sverige (Väntetider i vården, u.å), går den organisatoriska utvecklingen inom primärvård mot större vårdenheter. Ensampraktikerna blir färre och gruppraktikerna blir större. Därför undersökte Kristjansson m. fl. (2013) också om och hur storleken på primärvårdsmottagningen påverkade kontinuiteten för patienterna. Deras antagande om att kontinuiteten borde minska, hos framförallt större gruppraktiker, visade sig stämma i deras studie. Praktikfaktorer som påverkade kontinuitetsvärdena negativt var bland annat ett större antal läkare, fler sjuksköterskor och då vårdcentralen hade öppet på helgen. På mottagningar med större antal läkare finns det fler kollegor som ansvarig läkare kan förlita sig till att dela på arbetsbördan. Att ett större antal sjuksköterskor påverkade kontinuiteten negativt, oavsett storlek på mottagningen, trodde författarna kunde bero på att en större del av rutinarbetet kunde delegeras till sjuksköterskor då fler fanns till hands. Något som kan öka praktikens effektivitet men med minskad patient-läkarkontinuitet som följd.

En studie, utförd i London (Campbell, Ramsay och Green, 2001), observerade att patienter tillhörande mindre praktiker gav högre betyg vad gäller kontinuitet jämfört med patienter på större praktiker. Tre av de tretton områden som betygsattes i enkäten, tillgänglighet, receptionistförmåga (receptionist performance) och vårdkontinuitet var negativt korrelerat med det totala antalet listade patienter hos mottagningen. För de övriga tio fanns inget samband mellan storlek och patienternas betyg. Ett mer objektiva kvalitetsmått (practice performance measure) visade dock att mottagningar med fler listade patienter presterade bättre, samtidigt som det påpekades att detta utfall inte var beroende av antalet listade patienter per läkare. Detta att mindre praktiker, trots högre kontinuitet, kan prestera sämre i mer objektiva vårdkvalitetsmått uppmärksammades av Devlin m. fl. 2013 i en studie utförd i Ontario, Kanada. Deras modell estimerade att om en mottagning ökade antalet årsarbetande läkare från två till fyra så sjönk deras kontinuitetsmått, likt i de tidigare nämnda studierna. Men samtidigt så skulle mottagningens medicinska allsidighet (comprehensiveness) öka, fler preventiva insatser skulle

erbjudas och tillgängligheten för patienterna skulle förbättras. Då ytterligare två årsarbetande allmänläkare tillfördes till personalen ökade dessa effekter i respektive riktning men med avtagande marginaleffekt. När Vårdanalys (Glenngård & Anell 2012) studerade Region Skåne, Region Halland samt Västra Götalandsregionen fann man att fler listade patienter samvarierade negativt med upplevd kontinuitet vad gäller besök hos sjuksköterska men detta samband kunde inte observeras för besök hos läkare.

Glenngård och Anell (2012) observerade fler egenskaper hos mottagningarna i de undersökta regionerna som var korrelerade med kontinuitet. De mottagningar som hade en hög genomsnittlig vårdtyngd³ bland sina listade patienter kunde i genomsnitt uppvisa bättre resultat gällande kontinuitet. Det motsatta gällde för de mottagningar vars patienter hade hög socioekonomisk tyngd⁴. Andra mått på patientupplevd kvalitet som var negativt korrelerade med mottagningens storlek var delaktighet i beslut, tillgänglighet, helhetsintryck och upplevd nytta. Rapporten belyser att medicinska resultat och klinisk kvalitet inte har studerats i denna undersökning och att mindre mottagningar kan ha svårare att klara av ”att ta ett samlat ansvar för behovet av öppenvård och koordinering av insatser från olika vårdgivare” (Glenngård & Anell 2012, s. 56). Dessutom menade författarna att målkonflikter mellan patientupplevd kvalitet och mer ekonomiska kvaliteter som produktivitet och lönsamhet kan uppstå.

3 Data

I detta kapitel beskrivs den data som använts för uppsatsen. Alla variabler ges en utförlig förklaring kring hur de är definierade, över vilken period de sträcker sig, varifrån data till variablerna är inhämtade samt om det saknas data för ett visst län eller år. Variablerna är valda utifrån frågeställningen samt vad tidigare forskning visat ha ett samband med kontinuiteten för patienter samt huruvida data funnits tillgänglig. Då uppsatsens kontinuitetsvariabel är hämtad från Nationell Patientenkät beskrivs denna, dess urval och representativitet. Därefter beskrivs uppsatsens beroende variabel samt oberoende variabler. Avslutningsvis presenteras deskriptiv statistik och korrelationsmatriser för dessa variabler.

³ Vårdtyngd beräknas utifrån de diagnoser som har registrerats för en patient under en period bakåt i tiden utifrån antagandet att dessa avgör patientens sjuklighet och vårdbehov i framtiden.

⁴ Beräknas utifrån patienters socioekonomiska förhållanden och används för att identifiera risk för ohälsa.

All data är insamlad i aggregerad form på länsnivå. Data har huvudsakligen insamlats från för allmänheten tillgänglig information från diverse hemsidor i olika myndigheters regi. Vissa uppgifter som ej funnits tillgängliga har levererats via e-mail. Valet att göra analysen på denna nivå gjordes utifrån att det var på denna nivå som tillämplig information fanns tillgänglig. En nackdel med denna analysnivå är att alla observerade variabler blir ett genomsnitt för respektive län och därför kan variationer på lägre nivå, till exempel mellan olika vårdcentraler ej fångas upp. Detta kan leda till att variationen hos vissa observerade variabler därför inte blir så stor över tid, ej heller mellan olika län, vilket kan leda till att det blir svårt att estimerar dessa variablers effekt.

Det är endast den offentligt drivna primärvården som analyseras i denna uppsats då det inte varit möjligt att få tillgång till den privata sektorns kostnader för hyrläkare i primärvården.

3.1 Nationell Patientenkät

Vart annat år sedan 2009 genomförs nationella undersökningar kring hur patienter upplever hälso- och sjukvården. Vissa regioner eller landsting har självmant valt att utföra mätningar även de år som de nationellt gemensamma inte utförts, så kallade mellanårsundersökningar. Undersökningarna görs bland annat inom primärvården. Arbetet samordnas av Sveriges Kommuner och Landsting (SKL) och resultaten ”används för att förbättra och utveckla vården utifrån ett patientperspektiv, samt vara ett underlag för jämförelser mellan vårdenheter och ett redskap för styrning och ledning” (Nationell Patientenkät, u.å. a). Undersökningarna görs med hjälp av olika enkätmetoder där den digitala enkäten finns översatt till flera språk. Undersökningen riktar sig till slumpmässigt utvalda personer som nyligen varit i kontakt med vården och ombeds utvärdera det senaste besöket. Frågorna som ställs är indelade i sju dimensioner där kontinuitet och koordinering är en av dem (Nationell Patientenkät, u.å. a). Resultaten presenteras för allmänheten på NPE:s hemsida⁵.

3.1.1 Urval

Urvalet för primärvårdsmätningen består av de som nyligen uppsökt primärvården och i denna mätning ber man patienterna att utvärdera sitt senaste besök. Storleken på urvalet varierar då den bygger på hur många primärvårdsbesök som gjorts under urvalsperioden. Även urvalet på enskilda hälso-/vårdcentraler bygger på denna princip där vårdenhetens patientgenomströmning avgör urvalets storlek för att ge en så rättvis bild som möjligt på

⁵ Patientenkät.se för resultaten 2015-2017, npe.skl.se för resultaten 2009-2014.

aggregerad nivå. Alla patienter i alla åldrar ingår i urvalet. För respondenter yngre än 15 år ställs enkäten till vårdnadshavare (Nationell Patientenkät, u.å. b).

3.1.2 Representativitet

IC Quality som var ett av undersökningsföretagen som utförde den nationella patientenkäten 2015 konstaterade i sin bortfallsanalys att framförallt yngre patienter hade ett större svarsbortfall. Svarsfrekvensen som uppnåddes 2015 låg på samma nivå som SCB:s liknande befolkningsundersökningar och trots att den yngre delen av befolkningen var underrepresenterad visade IC Qualitys analys att respondenterna i stora lag representerade målpopulationen väl. Svarsfrekvensen för NPE har sjunkit från ca 60% 2009 till ca 36% 2017 (källa).

3.1.3 Gamla och nya patientenkäten

Nationell Patientenkät har alltså genomförts från 2009 men 2015 förändrades enkäten och ett nytt fokus implementerades. Den tidigare patientenkäten var utformad kring patienttillfredsställelse men 2015 flyttades fokus till patientupplevelsen istället. Detta eftersom det visat sig att det tidigare fokuset i enkäten kunde vara en felkälla när resultaten tolkades. Dessa förändringar i utformningen av enkäten gör att resultaten 2009-2014 inte går att jämföra med resultaten 2015 och framåt (Nationell Patientenkät, u.å.).

3.2 Beroende variabel

Den beroende variabeln i denna modell, *kontinuitet*, är ett kontinuitetsmått som har för avsikt att mäta i vilken utsträckning patienter brukar få träffa samma läkare vid sina primärvårdsbesök. I Nationell Patientenkät för primärvården 2009–2014 ställdes frågan ”brukar du få träffa samma läkare vid dina besök på mottagningen?” och svarsalternativen var ”ja, alltid eller nästan alltid”, ”nej, sällan eller aldrig” eller ”jag har inte besökt läkare på den här mottagningen mer än en gång”. Andelen jakande svar, med de som inte besökt läkare borträknade, var sedan det som rapporterats som resultat i procent. I nya NPE från 2015 och framåt frågas: ”får du träffa samma läkare vid dina besök på hälso-/vårdcentralen?” och patienten ger sitt svar på en femgradig Likertskala från 1 (nej, aldrig) till 5 (ja, alltid) med alternativet 6 (ej aktuellt). Det resultat som sedan rapporterats i procent är antalet som svarat 4 och 5 dividerat på det totala antalet minus antalet respondenter som svarat 6, ej aktuellt.

På aggregerad länsnivå presenteras dessa resultat sammanvägda från både privat och offentligt drivna vårdcentraler. NPE-resultat för de individuella vårdcentralerna finns att tillgå från NPE:s hemsidor men utan uppgift om mottagningen är i offentlig eller privat regi. Därför vände jag mig till Vårdföretagarna, en branschorganisation för vårdgivare i privat regi, som varje år publicerar ”Patienttoppen”⁶ där de jämför privata och offentliga vårdcentraler i olika län. För åren 2015–2017 har de med hjälp av ett analysföretag bearbetat rådatan från NPE och delat upp resultaten för vårdcentraler i privat/offentlig regi, för respektive län. Den uppdelade NPE-datan har sedan gjorts tillgänglig för mig via e-mail⁷. Då uppdelat material inte fanns tillgängligt för åren 2009–2014 har en uppskattning av resultatet för de offentligt drivna vårdcentralerna i varje län gjorts utifrån det sammanlagda NPE-resultatet, genomsnittlig skillnad privat/offentlig under åren 2015-2017 och hur stor andel av primärvården som var i offentlig regi varje år.

För åren 2015-2017 där NPE-resultaten fanns sammanvägda, samt uppdelade i privat/offentlig fann jag utifrån Vårdföretagarnas bearbetning att beräkningen såg ut så här:

$$NPE = NPE_p * andel_p + NPE_o * (1 - andel_p) \quad (1)$$

där p och o som index står för privat, respektive offentlig och $andel_p$ står för andelen vårdcentraler som är i privat regi. Med antagandet att skillnaden i NPE-resultat mellan de privata/offentliga vårdcentralerna varit densamma varje tidigare år som genomsnittet för de tre år som samtliga uppgifter fanns så blir

$$NPE_p = NPE_o + \Delta \quad (2)$$

$$NPE = (NPE_o + \Delta) * andel_p + NPE_o * (1 - andel_p) \quad (3)$$

...

$$NPE_o = NPE - \Delta * andel_p$$

Δ är den genomsnittliga skillnaden mellan NPE-resultaten för privat/offentligt för ett givet län perioden 2015-2017. Ekvation 1 visar att ju mindre andel privata vårdcentraler ju större del av det redovisade sammanvägda NPE-resultatet står de offentliga vårdcentralerna för. Ett exempel för att illustrera: Det rapporterade sammanvägda resultatet för ett visst län 2010 var 52(%).

⁶ Se t. ex. <https://www.vardforetagarna.se/patienttoppen-2018/>

⁷ Från Karin Liljebblad, näringspolitisk expert Vårdföretagarna

Fördelningen privata/offentliga vårdcentraler var 0,2/0,8. Den genomsnittliga skillnaden i resultat mellan privat/offentligt drivna vårdcentraler i länet under 2015-2017 var 10, den privata sektorn hade bättre resultat under dessa år. Ekvation 3 på föregående sida uppskattar utifrån dessa uppgifter ett resultat för de offentliga vårdcentralerna det året $52 - 10 * 0,2 = 50$. Det rapporterade sammanvägda resultatet: $52 = 60 * 0,2 + 50 * 0,8$, i enlighet med Ekvation 1.

På detta vis har den beroende variabeln *kontinuitet* skattats för åren 2009-2014. Data på andelen vårdcentraler i offentlig/privat regi har tagits från Väntetider i vården (u.å) för hösten varje år. Väntetider i vården är en hemsida där SKL publicerar information om bland annat andelen privata/offentliga vårdcentraler i ett län samt statistik över hur fördelningen läkartjänster per vårdcentral i ett län ser ut. Vårdföretagarna som genomfört uppdelningen av kontinuitetsresultat mellan privat/offentligt har valt att inte publicera några genomsnitt för Gotland eftersom att det statistiska underlaget är så litet med omkring 4 offentligt och 2 privat drivna vårdcentraler under analysperioden. Därför kommer Gotlands datapunkter inte att användas i denna uppsats. Då vissa län endast skickar ut den nationella patientenkäten vartannat år och det saknas uppgifter för några län enstaka år blir paneldatan obalanserad. Det går inte att säga något generellt om de län som valt utskick vartannat år eller saknar uppgifter vissa år. Därför uppfattar jag risken för selektionsbias liten. En tabell över de år som uppgifter finns för respektive län redovisas i appendix.

3.3 Oberoende variabler

Underlaget till variabeln *kostnad*, hyrläkarkostnaderna i primärvården, har kommit från respektive landsting/region via e-mailkorrespondens med ansvarig avdelning och levererats som totalkostnad per år. För att storleken på kostnaderna ska bli så rättvisande som möjligt har kostnaden slagits ut på antalet invånare som fanns i varje län vid ett givet år. Befolkningssiffrorna är från Statistiska Centralbyrån. Variabeln är inflationsjusterad utifrån KPI till 2017 års kronor. Kostnadsuppgifter för Halland fanns inte tillgängliga för perioden 2009-2012 och Stockholms läns landsting började inte särredovisa sina hyrkostnader för primärvårdsläkare förrän 2014. Därför faller dessa perioder för respektive län ur regressionen. Variabeln *tätortsgrad* används till att kontrollera för hur stor andel av länets befolkning som bor på landsbygden och information om andel befolkning i tätort (tätortsgrad) har inhämtats från Statistiska Centralbyråns (SCB u.å. a) statistikdatabas. Andelen rapporteras i procentenheter och på samma sätt är variabeln skapad. Mätningarna av tätortsgrad uppdaterades 2005, 2010, samt 2015.

Information om andel av befolkningen över 65 år har inhämtats från SCB via email⁸ och används i variabeln *ålder* i procentenheter.

Dataunderlag till variabeln *läkartjänster* har inhämtats från Väntetider i vården (u.å.) för hösten varje år. Där visas antal vårdcentraler per antalet läkartjänster. Antal läkartjänster per vårdcentral redovisas i grupperna 1, 2-4, 5-7 samt 8+ läkare per vårdcentral och fördelningen mellan de olika grupperna redovisas i procent. Den genomsnittliga fördelningen för riket över 2009-2017 var avrundat 2% (1 läkare), 39% (2-4), 40% (5-7) och 18% (8+). Den enda tydliga förändringen över tid på riksnivå är att andelen vårdcentraler med 8+ läkartjänster har ökat från 16% till 20%. Tabell finns i appendix. Då tidigare forskning tyder på att de negativa kontinuitetseffekterna av fler läkartjänster per vårdcentral ökar med antalet tjänster har andelen vårdcentraler per landsting och år med fem eller fler läkartjänster, uttryckt i procentenheter, använts för att skapa variabeln. Tidigare forskning har visat att även antal listade patienter är korrelerat med kontinuitet och ett antagande görs i uppsatsen att fler/färre listade patienter är förknippat med fler/färre läkartjänster per vårdcentral.

Information om socioekonomisk tyngd, variabeln *CNI*, för respektive län åren 2015-2017 har mottagits via e-mail⁹ från ansvarig hos SCB i form av CNI-värden. CNI står för Care Need Index och beräknas utifrån sju variabler som mäter patienters socioekonomiska förhållanden och används för att identifiera risk för ohälsa (SCB.se, u.å. b). CNI rapporteras som ett index med rikets genomsnitt som bas = 1. Detta värde har sedan multiplicerats med 100. Ett värde över 100 innebär att ett läns befolkning i genomsnitt har högre socioekonomisk tyngd och därmed större risk för ohälsa jämfört med rikssnittet.

3.4 Deskriptiv statistik

Som det går att utläsa från Tabell 1 finns det tydliga skillnader i kontinuitetsmättet mellan 2009-2014 och 2015-2017. Skillnaden mellan max och min var större under den senare perioden samtidigt som spridningen av värdena kring genomsnittet var större. Medelvärdena för *kontinuitet* innebär att under 2009-2014 upplevde i genomsnitt ca 60% att de ofta brukade få träffa samma läkare medan endast ca 44% i genomsnitt upplevde detsamma under 2015-2017. Dock kommer svaren från två olika enkäter med skillnader i både frågeformulering och

⁸ Från Andrea Gillgren, Statistikservice SCB

⁹ Från Lo Mildh, Befolkningsstatistik SCB

svarsalternativ. Betraktar vi *kostnad* konstateras att inget län var helt utan användandet av hyrläkare inom primärvården under 2009-2017 samt att många av värdena låg relativt långt från genomsnittet. Medelvärde på ca 188 innebär att för ett genomsnittligt län, med den genomsnittliga befolkningen avrundad till 481000, var kostnaden för hyrläkare ca 90 miljoner kronor per år under 2009-2017. Medelvärdena för resterande oberoende variabler innebär att ca 82% av Sveriges befolkning bodde i tätort, ca 21% av befolkningen var över 65 år och ungefär 55% av vårdcentralerna hade fem eller fler läkartjänster i genomsnitt under 2009-2017. Att medelvärdet för *CNI* under 2015-2017 är väldigt nära 100 beror på att indexet beräknas med riket som bas. Då *CNI* är ett sammanvägt index från flera socioekonomiska variabler går det inte att säga något tydligt om max- och minvärdena.

Tabell 1. Deskriptiv statistik

	Kontinuitet 2009-2014	Kontinuitet 2015-2017	Kostnad	Tätortsgrad	Ålder	Läkar- tjänster	CNI
Medelvärde	60,45	43,95	187,63	81,53	20,85	55,49	100,79
Median	60,65	44,12	157,17	82,00	21,08	54,00	100,00
Maximum	73,09	63,89	623,21	97,00	24,45	100,00	116,03
Minimum	46,51	28,51	19,50	66,00	14,69	19,00	87,07
Standardavvikelse	6,46	7,58	122,90	5,77	2,15	15,90	7,62

Anm: Värdena för de oberoende variablerna är för hela perioden 2009-2017 utom *CNI* som endast är för 2015-2017. Kostnadsuppgifter för Halland är från 2013 och framåt, 2014 och framåt för Stockholm. De år som för vissa län saknar uppgifter om kontinuitet finns presenterade i appendix.

Då den inbördes korrelationen mellan de inkluderade variablerna är av intresse presenteras korrelationsmatriser för de analyserade perioderna i Tabell 2 och 3.

Gränserna för vad som är stark kontra svag korrelation kan vara ganska godtyckliga men några enkla gränser som är vanligt förekommande är mellan 0 till 0,3: svag korrelation, mellan 0,3 till 0,7: måttlig korrelation och över 0,7 stark korrelation. Tabell 2 visar att *tätortsgrad*, *ålder* och *läkartjänster* är väldigt svagt korrelerade med *kontinuitet* och att *kostnad* har en svag negativ korrelation med *kontinuitet*. Att *kostnad* är negativt korrelerad med *tätortsgrad* kan tyda på att användandet av hyrläkare i primärvården är mindre ju större del av befolkningen som bor i tätort. Det måttliga positiva sambandet mellan *kostnad* och *ålder* kan möjligen delvis förklaras av det negativa sambandet mellan *ålder* och *tätortsgrad*. Ju högre *ålder* desto lägre *tätortsgrad*, ju lägre *tätortsgrad* desto högre *kostnad*. Trots att kontrollvariablerna har en väldigt svag

bivariat korrelation med *kontinuitet* kommer dessa ändå inkluderas i modellerna utifrån de samband som tidigare forskning visat på.

Tabell 2. Korrelationsmatris 2009-2014

	Kontinuitet	Kostnad	Tätortsgrad	Ålder	Läkartjänster
Kontinuitet	1				
Kostnad	-0,274	1			
Tätortsgrad	-0,040	-0,422	1		
Ålder	-0,009	0,676	-0,544	1	
Läkartjänster	-0,112	-0,249	0,638	-0,296	1

I Tabell 3 syns tydliga skillnader jämfört med korrelationsmatrisen för föregående period i Tabell 2. Det som är av störst intresse är att samtliga oberoende variabler nu har en i absoluta tal högre korrelation med den beroende variabeln *kontinuitet*. Detta kan medföra att *kostnad* tillsammans med kontrollvariablerna kan förklara *kontinuitet* i större utsträckning än för 2009-2014. Då *ålder* är starkt korrelerad med *kostnad* kan det leda till att det blir svårare att i modellen utröna vilken variabel som har vilken effekt och skattningen av *kostnad* kan förändras kraftigt när *ålder* inkluderas i modellen. Då *ålder* även har en stark negativ korrelation med *tätortsgrad* formuleras en modell där *ålder* är exkluderad.

Tabell 3. Korrelationsmatris 2015-2017

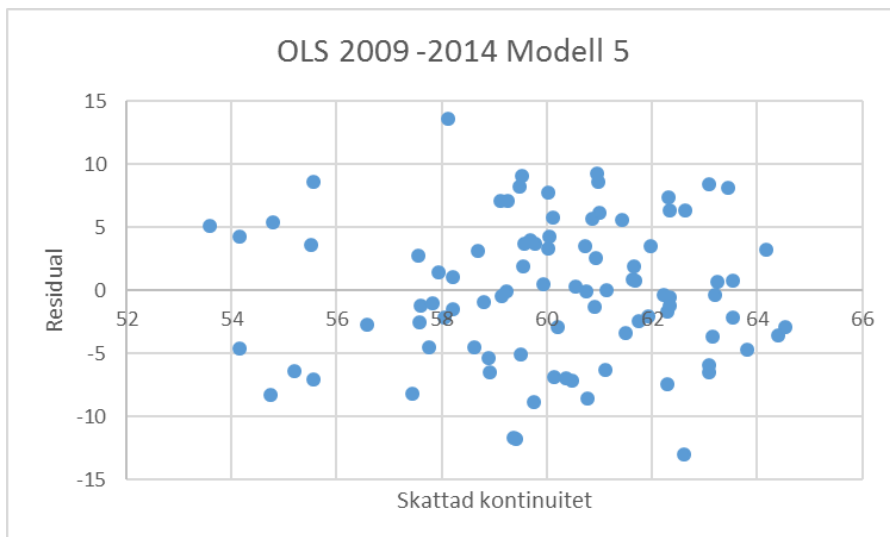
	Kontinuitet	Kostnad	Tätortsgrad	Ålder	Läkartjänster	CNI
Kontinuitet	1					
Kostnad	-0,507	1				
Tätortsgrad	0,300	-0,657	1			
Ålder	-0,401	0,735	-0,735	1		
Läkartjänster	0,131	-0,403	0,638	-0,425	1	
CNI	-0,134	-0,087	0,322	-0,129	0,569	1

4 Metod

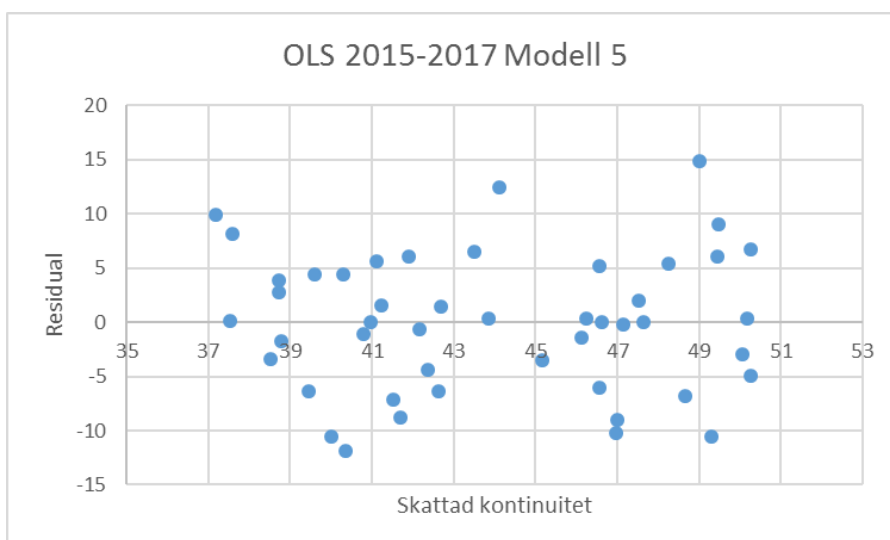
Inledningsvis förklaras valet av modell utifrån hur den beroende variabeln ser ut. Sedan beskrivs strukturen hos den data som har samlats in och det antagande om autokorrelation och heteroskedasticitet som denna struktur kan medföra. Därefter beskrivs pooled OLS som modell, autokorrelationen beskrivs och den typ av robusta standardfel som krävs för inferens vid autokorrelation och eventuell heteroskedasticitet förklaras. Därefter beskrivs fixed effects-modellen och slutligen redogörs för vilka effekter inkluderade variabler antas ha på *kontinuitet* utifrån tidigare forskning och de empiriska modeller som använts för regressionsanalys i denna uppsats definieras.

4.1 Linjär regression med procentsats som beroende variabel

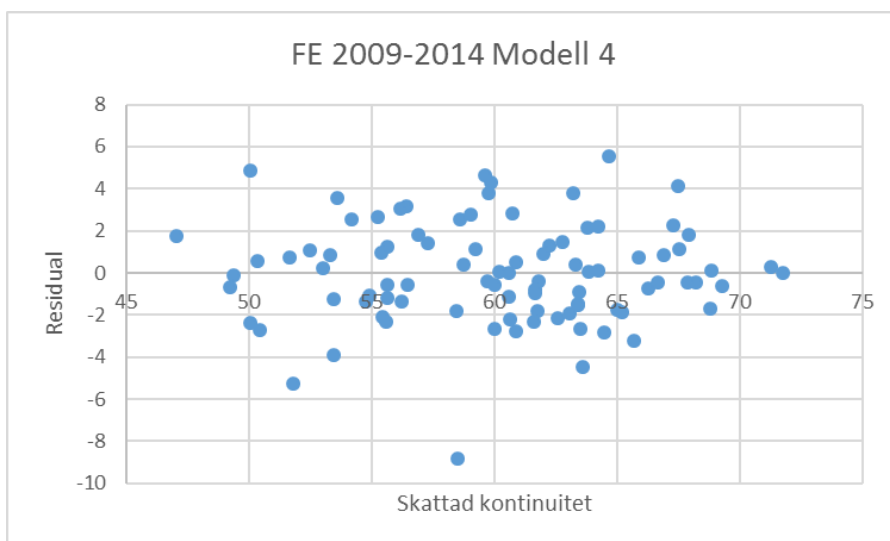
Ett problem med att utföra linjär regression med en beroende variabel i procent, i det här fallet andelen patienter som upplevt att de ofta brukar få träffa samma läkare, är att variabeln endast är definierad för det kontinuerliga intervallet $[0,100]$. Detta skulle kunna leda till att skattade eller predikterade värden av *kontinuitet* hamnar utanför intervallet med odefinierade skattningar som resultat. Mer än 100% av patienterna kan inte tycka att de ofta får träffa samma läkare och negativa procentvärden i denna kontext är också omöjliga per definition. Ett annat problem är att effekten av till exempel ökad *kostnad* kan antas vara olika för ett fiktivt län med ett kontinuitetsvärde nära noll jämfört med ett län som låg i mitten av fördelningen. Effekten av ytterligare användning av hyrläkare i ett län där det redan knappt finns någon kontinuitet är troligen lägre än i ett län där ungefär hälften upplever att de får träffa samma läkare ofta. Men som den deskriptiva statistiken i föregående kapitel visat finns inga län i detta datamaterial som är nära intervallgränserna, alla värden ligger mellan 30%-70% ungefär. Figur 5 och 6 i resultatkapitlet visar att förhållandet mellan *kontinuitet* och *kostnad* ser linjärt ut och Figur 1 till 4 härunder visar på att inga skattade värden hamnar nära intervallgränserna och att residualerna inte verkar uppvisa något mönster.



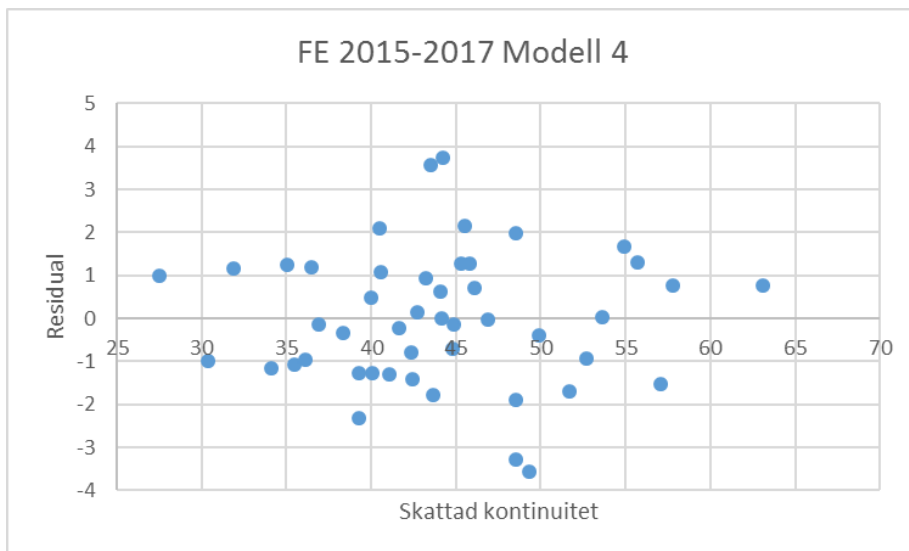
Figur 1 Residualer plottade mot skattad kontinuitet för OLS modell 5 2009-2014.



Figur 2 Residualer plottade mot skattad kontinuitet för OLS modell 5 2015-2017.



Figur 3 Residualer plottade mot skattad kontinuitet för fixed effects modell 4 2009-2014.



Figur 4 Residualer plottade mot skattad kontinuitet för fixed effects modell 4 2015-2017

Även fördelningen hos variabeln *kontinuitet* ser normalfördelad ut och histogram finns inkluderade i appendix.

Denna uppsats ämnar inte utföra några prediktioner utan syftar till att estimerare marginaleffekter. Alltså finns ingen risk för prediktioner utanför intervallet $[0,100]$. Då merparten av kontinuitetsvärdena ligger kring genomsnittet i respektive period görs antagandet att den genomsnittliga effekten av de oberoende variablerna på *kontinuitet* är approximativt lika för alla län. Då inga skattade eller observerade kontinuitetsvärden är i närheten av intervallgränserna, tillsammans med att inga tydliga mönster hittas i residualerna och ett till synes linjärt förhållande mellan *kontinuitet* och *kostnad* kunnat ses, antas att OLS är acceptabel som regressionsmodell för denna data. Användandet av linjär regression med en sannolikhet/procentsats som beroende variabel diskuteras bland annat i SAS Econometrics (2016) och av Paul von Hippel (2015).

4.2 Paneldata

Datamaterialet insamlat till denna uppsats är i formen av så kallad paneldata. Paneldata är en kombination av tvärsnittsdata och tidsseriedata där samma analysenhet följs över tid. I detta fall är analysenheten landsting/region som följts över åren 2009 till 2017. Till skillnad från upprepade slumpmässiga tvärsnittsanalyser går det inte att anta paneldataobservationer är oberoende fördelade över tid eftersom ej observerbara faktorer som påverkar utfallet vid en tidpunkt måste antas även påverka utfallet under en annan tidpunkt. Ej observerade faktorer som påverkade kontinuitetsresultatet hos ett visst landsting 2010 förväntas även påverka samma resultat 2011 (Wooldridge 2012). Det går även att anta att variansen hos feltermen kan vara olika mellan olika län och orsakar på så sätt heteroskedasticitet.

4.3 Pooled OLS

För de inledande regressionerna i denna uppsats kommer pooled OLS (hädanefter OLS) att användas. I en sammanslagen (pooled) modell görs i denna uppsats en regression enligt minsta kvadratmetoden på alla observationer utan dummies för län men med tidsdummies:

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

där index i står för län och t år. β_1 är det gemensamma interceptet för samtliga län, y den beroende variabeln och x_2 till x_K de oberoende variablerna. β_2 till β_K är okända koefficienter tillhörande de oberoende variablerna med samma index. β_2 , till exempel, mäter den effekt som en förändring i x_2 har på väntevärdet av y då övriga variabler hålls konstanta. δ_t , tidsdummin, är tänkt att fånga upp den gemensamma förändring i y som sker år t i samtliga län som inte kan förklaras av de oberoende variablerna. ϵ är den ej observerade feltermen.

För att OLS-estimatoren ska vara konsistent och för att t- och F-statistikor ska vara giltiga krävs att vissa antagande gällande feltermen är uppfyllda. Det krävs att väntevärdet på feltermen är noll och att feltermerna är homoskedastiska. Att feltermerna är okorrelerade över tid och mellan enheter och att feltermerna inte är korrelerade med de oberoende variablerna (Hill, Griffiths och Lim 2011, s. 540-541).

Antagandet om att feltermen är okorrelerad för samma län över tid kan ses som orealistiskt utifrån tidigare nämnda beskrivning av paneldata och ej observerbara länspecifika faktorer. Eftersom dessa faktorer ej är observerbara i modellen kommer dess effekter att inkluderas i feltermen och således kunna leda till korrelation mellan två år för samma län. Ett mindre strikt antagande kan göras där korrelationen hos feltermerna för samma län över tid inte behöver vara noll, ej heller konstant över tid. Detta mindre strikta antagande tillåter även variansen hos feltermen att variera i olika tidsperioder men är konstant mellan länen. Antagandet att feltermerna mellan enheter är okorrelerade kvarstår (Hill, Griffiths & Lim 2011, s. 541).

Dessa nya antaganden tillåter alltså autokorrelation och en viss typ av heteroskedasticitet. Detta påverkar dock OLS-estimatoren vars standardfel inte längre blir korrekta, även om estimatoren fortsätter att vara konsistent. Vanligtvis blir standardfelen för små vilket kan medföra att skattningar av konfidensintervall samt hypotestester blir felaktiga. För att få giltiga standardfel för den sammanslagna minsta kvadrat-estimatoren under dessa nya antaganden måste så kallade *klusterrobusta standardfel* användas, där tidsserieobservationerna för ett specifikt län blir ett

kluster (Hill, Griffiths & Lim 2011, s. 541-542). När regressioner utförs på data som mäts årligen för län finns det alltså stor risk att residualerna hos enskilda län är korrelerade mellan olika år, även kallat autokorrelation. Om inte denna korrelation inom klustren, den analyserade tidsperioden för respektive län, kontrolleras för riskerar detta att leda till vilseledande små standardfel som i sin tur leder till för stora t-statistikor och för små p -värden. Det är detta problem som de klusterrobusta standardfelen justerar för och resulterar ofta i flera gånger större standardfel än om standardfelen lämnas ojusterade. Då denna standardfelsjustering bygger på att antalet kluster går mot oändligheten går det inte att påstå att det är optimalt med 20 kluster som i denna uppsats, men de justerade standardfelen kommer ändå att vara mer rättvisande än de ojusterade (Cameron & Miller 2015). Klusterrobusta standardfel finns som alternativ i de flesta moderna ekonometriska datorprogram. I Eviews, som används här, kallas alternativet White period, som är robust mot heteroskedasticitet och godtycklig korrelation hos feltermen inom respektive län.

4.4 Fixed effects

I en modell med fixed effects (FE) inkluderas länsspecifika effekter genom då modellen inte längre har ett gemensamt intercept för alla län. Modellen har fortfarande gemensamma betakoefficienter för alla län och ser ut så här:

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2 x_{2it} + \beta_3 x_{3it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

Det länsspecifika interceptet, α för län i , är tänkt att kontrollera för den heterogenitet som finns mellan länen genom att fånga upp de faktorer, observerade och ej observerade, som påverkar y men som inte förändras över tid. δ kontrollerar för tidstrend, den förändring i y som sker under år t som inte förklaras av de oberoende variablerna eller de länsspecifika effekterna. För att kortfattat beskriva hur FE-estimatoren beräknas utgår vi från ett exempel med endast två oberoende variabler och denna formel:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta_2(x_{2it} - \bar{x}_{2i}) + \beta_3(x_{3it} - \bar{x}_{3i}) + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i) \quad (6)$$

Datan är nu i en form som bygger på observationernas avvikelse från länets genomsnitt för den analyserade perioden. Eftersom respektive läns intercept inte förändras över tid så försvinner dessa i denna form. Även tidsinvarianta oberoende variabler exkluderas. Den transformerade modellen med två oberoende variabler blir:

$$\tilde{y}_{it} = \beta_2 \tilde{x}_{2it} + \beta_3 \tilde{x}_{3it} + \tilde{\epsilon}_i \quad (7)$$

Den transformerade modellen visar att de skattade koefficienterna endast bygger på de variationer hos variablerna som sker inom varje län. När effekten av *kostnad* på *kontinuitet* estimeras är det endast förändringen i *kostnad* och *kontinuitet* över tid i respektive län som ligger till grund för koefficientestimatet. Variationer i *kontinuitet* mellan olika län med olika nivåer av *kostnad* används inte för estimering. När länens tidsinvarianta heterogenitet, något som kan vara orsak till korrelation i feltermen över tid, nu är inkluderad i FE-modellen borde denna korrelation minska. Men då risk för autokorrelation kvarstår bör även här klusterrobusta standardfel användas (Hill, Griffiths & Lim 2011, s. 547-550).

4.5 Empiriska modeller

Då NPE-enkäten genomgått en så omfattande förändring mellan åren 2014 och 2015 att SKL inte anser att resultaten från de respektive enkäterna är jämförbara kommer perioderna 2009-2014 och 2015-2017 att analyseras separat. Utifrån den tidigare forskning som diskuterats i uppsatsen antas de inkluderade variablerna påverka kontinuitetsmättet som uppmätts för varje län. Dessa antaganden är att en högre andel invånare över 65 samt ju större andel som bor i tätort är förknippat med högre kontinuitet, samtidigt som att fler läkartjänster per vårdcentral och större socioekonomisk tyngd, *CNI*, är associerade med lägre kontinuitet. Då högre *kostnad* är förenat med större användning av hyrläkare inom primärvården är hypotesen att det finns ett negativt samband mellan *kostnad* och *kontinuitet*. Då kontrollvariabeln *CNI* endast fanns tillgänglig för samtliga år för perioden 2015-2017 är den endast inkluderad i denna period. OLS-modellen för perioden 2009-2014 blir:

$$\begin{aligned} \text{kontinuitet}_{it} = & \beta_1 + \beta_2 \text{kostnad}_{it} + \beta_3 \text{tätortsgrad}_{it} + \beta_4 \text{ålder}_{it} \\ & + \beta_5 \text{läkartjänster}_{it} + \delta_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

OLS-modellen för 2015-2017 ser ut som följande:

$$\begin{aligned} \text{kontinuitet}_{it} = & \beta_1 + \beta_2 \text{kostnad}_{it} + \beta_3 \text{tätortsgrad}_{it} + \beta_4 \text{ålder}_{it} \\ & + \beta_5 \text{läkartjänster}_{it} + \beta_6 \text{CNI}_{it} + \delta_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

Då variationen inom länen undersöks används fixed effects för både län och år och syns i modellen som α_i respektive δ_t för att kontrollera för länsspecifika effekter och tidstrender genom länsdummies och årsdummies. Modellen med fixed effects för 2009-2014:

$$\begin{aligned} \text{kontinuitet}_{it} = & \beta_1 + \beta_2 \text{kostnad}_{it} + \beta_3 \text{tätortsgrad}_{it} + \beta_4 \text{ålder}_{it} \\ & + \beta_5 \text{läkartjänster}_{it} + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

FE-modellen för 2015-2017 med *tätortsgrad* exkluderad då den inte förändras under dessa år och därför inkluderas i α_i :

$$\begin{aligned} \text{kontinuitet}_{it} = & \beta_1 + \beta_2 \text{kostnad}_{it} + \beta_3 \text{ålder}_{it} + \beta_4 \text{läkartjänster}_{it} \\ & + \beta_5 \text{CNI} + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

Då autokorrelation och heteroskedasticitet är förutsatt kommer klusterrobusta standardfel att användas i samtliga regressioner.

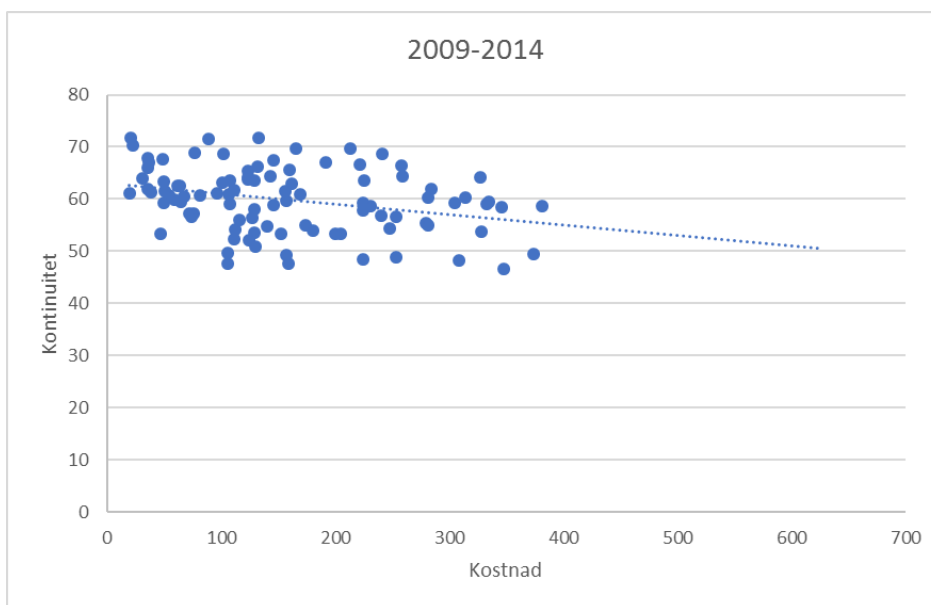
5 Resultat

Kapitlet inleds med en översikt genom en baslinjemodell där *kontinuitet* plottas mot *kostnad* för bägge perioder, regressionsestimaten visas i Modell 1 i Tabell 1 och 2. Därefter utförs först regressionsanalyser utifrån en serie OLS-modeller med tillhörande korrelationsmatriser och sedan regressionsanalyser utifrån ett antal FE-modeller. Resultaten diskuteras i samband med respektive modell och tidsperiod.

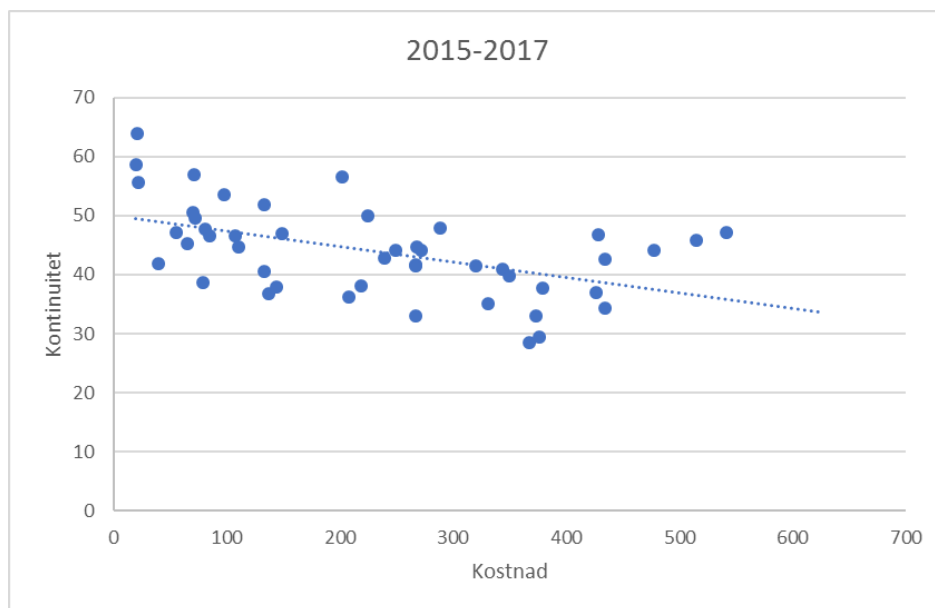
Syftet med denna uppsats är att analysera hur användandet av inhyrda läkare har påverkat andelen patienter som upplevt att de brukar få träffa samma läkare vid sina primärvårdsbesök. Som en enkel baslinjemodell analyseras förhållandet mellan *kontinuitet* och *kostnad* och presenteras som punktdiagram. Diagrammen i detta kapitel är skapade i Excel och regressionerna är gjorda i Eviews 8.

5.1 Baslinjemodell

I Figur 5 och 6 nedan ser förhållandet linjärt ut med en relativt jämn spridning av datapunkterna kring trendlinjen, utan några distinkta outliers. Här kan den deskriptiva statistik vad gäller *kostnad* och *kontinuitet* som tidigare presenterats observeras tydligare. Spridningen för både *kostnad* och *kontinuitet* är större i Figur 6 och det är endast under 2015-2017 som kostnaden för hyrläkare i primärvården översteg 400 kr/capita för något län. Lutningen på trendlinjen är svagare i Figur 5 vilket kan bero på att effekten av *kostnad* på *kontinuitet* var mindre under den perioden, att utelämnade faktorer hade större inverkan eller att de uppskattade värdena på *kontinuitet* var för höga, förutsatt att *kostnad* faktiskt har en effekt på *kontinuitet* och att effekten var av samma storlek under bägge perioder. Denna enkla bivariata modell antyder att ju större användande av hyrläkare, desto lägre kontinuitet, allt annat lika. Då tidigare forskning visat på fler variabler som kan påverka kontinuiteten kommer de återstående variabler nämnda i datakapitlet nu att kontrolleras för.



Figur 5 Punktdiagram 2009-2014. Beroende variabel kontinuitet, oberoende variabel inflationsjusterad kostnad



Figur 6 Punktdiagram 2015-2017. Beroende variabel kontinuitet, oberoende variabel inflationsjusterad kostnad

5.2 Regressioner OLS

De första regressionerna gjordes för perioden 2009-2014 med OLS utifrån varianter av Ekvation 8.

I Tabell 4 modell 1 syns regressionsresultaten för baslinjemodellen i Figur 5. Koefficienten för *kostnad* på -0,018 är signifikant på 5%-nivån men med väldigt låg justerad förklaringsgrad. Då kontrollvariabler inkluderas i modellerna ökar effekten av *kostnad* på *kontinuitet* och i modell 3 är *kostnad* signifikant på 1%-nivån med en koefficient på -0,032. Detta koefficientestimat innebär att en ökning av hyrläkarkostnaderna med ca 31 kr per invånare är associerad med att sannolikheten att man ofta får träffa samma läkare vid sina besök på vårdcentralen minskar med en procentenhet. I modell 5 där samtliga kontrollvariabler för denna period, inklusive tidstrend, används är den estimerade effekten av *kostnad* något svagare, -0,030 och signifikant på 5%-nivån. Att den estimerade effekten sjunker något i styrka mellan modell 4 och 5 kan bero på att den tidstrend som inkluderas i modell 5 fångar upp variation i *kontinuitet* över tid och över alla landsting som inte förklaras av de observerade variablerna. I modell 5 är det istället en ökning av *kostnad* med ca 33 kr per invånare, allt annat lika, som är förknippad med en procentenhets minskning i *kontinuitet*. Då det finns eventuella utelämnade variabler som kan påverka

kontinuitet finns det risk för omitted variable bias i kostnadsestimatet. Till exempel fanns inte uppgifter tillgängliga om andelen primärvårdsläkare som arbetade deltid, något som kan antas vara negativt korrelerat med *kontinuitet* och positivt korrelerad med *kostnad*. Detta kan i så fall leda till att kostnadsestimatet blir överskattat.

Trots att inga koefficientestimat för kontrollvariablerna är signifikanta förklaras ändå variabelernas respektive skattning i Tabell 4. Skattningarna för *tätortsgrad* är genomgående negativa och antyder att ett län som ökar sin andel befolkning i tätort med mellan 3 till 8 procentenheter, beroende på modell, minskar sitt kontinuitetsresultat med 1 procentenhet. *Ålder*-estimatet för de olika modellerna är associerat med en ökning i *kontinuitet* mellan ca 0,9 och 1,1 procentenheter om andelen befolkning över 65 år ökar med en procentenhet. Om andelen vårdcentraler med fem eller fler läkartjänster ökar med ca 11 (modell 4) eller 13 (modell 5) procentenheter är detta förknippat med en procentenhets ökning i *kontinuitet*. Allt annat lika. Endast riktningen på de estimerade effekterna av *kostnad* och *ålder* i modell 5 ligger i linje med tidigare forskning, dock med ett icke signifikant estimat för *ålder*.

Justerat R² ökar med inkluderingen av kontrollvariabler men får ändå anses som lågt då endast cirka 13% av variationen i *kontinuitet* kan förklaras av modell 5 och att ej observerade faktorer står för merparten av förklaringen.

Tabell 4. Regressionsresultat, OLS 2009-2014

Y: kontinuitet	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
Konstant	62,798*** (0,000)	81,057*** (0,000)	55,419 (0,063)	65,710*** (0,008)	51,88 (0,108)
Kostnad	-0,018** (0,018)	-0,023** (0,015)	-0,032*** (0,005)	-0,032*** (0,009)	-0,030** (0,014)
Tätortsgrad		-0,218 (0,199)	-0,118 (0,549)	-0,293 (0,107)	-0,188 (0,408)
Ålder			0,923 (0,305)	0,857 (0,318)	1,136 (0,254)
Läkartjänster				0,092 (0,358)	0,078 (0,437)
Tidstrend:	Nej	Nej	Nej	Nej	Ja
R ²	0,075	0,105	0,141	0,171	0,215
Justerat R ²	0,065	0,085	0,111	0,132	0,128

Observationer (obalanserat): 91. N=20 T=6

Klusterrobusta standardfel används

Anm: p-värden inom parentes. Signifikansnivåer: *: p<0,1 **: p<0,05 ***: p<0,01

Motsvarande OLS-regressioner gjordes även för perioden 2015-2017 men med *CNI* som ytterligare kontrollvariabel. Varianter av Ekvation 9 användes.

Modell 1 i Tabell 5 visar regressionsresultaten för baslinjemodellen i Figur 6. Utan att kontrollera för ytterligare variabler estimerar modell 1 med 5% signifikansnivå att en ökning av *kostnad* med ca 38 kr/capita är associerad med en minskning i *kontinuitet* med en procentenhet. Att anmärka är att den justerade förklaringsgraden för modell 1 på cirka 24% i denna period är avsevärt större än modell 1 i Tabell 5 för 2009-2014. Detta antyder att *kostnad* i sig bättre kan förklara variationen i *kontinuitet* under 2015-2017. När sedan *ålder* inkluderas i modell 3 blir endast skattningen av effekten från *kostnad* signifikant på 10%-nivån. Detta kan som sagt bero på att *ålder* är starkt korrelerad med *kostnad* och modellen får svårare att avgöra vilken effekt som ska attribueras till vilken variabel då de utifrån korrelationsmatrisen i Tabell 3 i viss utsträckning förklarar samma sak. I modell 4 där även *läkartjänster* och *CNI* inkluderas, utöver *ålder*, är inte längre koefficientestimatet för *kostnad* signifikant.

I modell 5, Tabell 5, är *CNI* den enda signifikanta variabeln och är signifikant på 10%-nivån. Den estimerade effekten är något svår att förklara men innebär att om primärvårdspatienternas socioekonomiska förhållande i ett län försämrats så att deras socioekonomiska tyngd ökar är det associerat med en minskning i andelen patienter som upplever att de ofta får träffa samma läkare. Det specifika estimatet antyder att en ökning i *CNI*-variabeln med ca 5 är förknippat med en procentenhets lägre *kontinuitet*, allt annat lika. Jämfört med modell 5 i Tabell 4 i den förra perioden är effektskattningen av *kostnad* svagare under 2015-2017 (-0,018 mot -0,030) men är ej signifikant. Detsamma gäller för resterande kontrollvariabler inkluderade i den föregående perioden. Dock har punktskattningen för *tätortsgrad* blivit positiv och skattningen för *ålder* har blivit negativ. I modell 5 för 2015-2017 har koefficientestimatet för *kostnad*, *tätortsgrad*, samt *CNI* rätt tecken i linje med tidigare forskning.

Modell 6 visar att då *ålder* exkluderas, främst för sin starka korrelation med *kostnad*, blir åter skattningen för *kostnad* signifikant på 10%-nivån och nästan även på 5%-nivån, även då tidstrend kontrolleras för. Men då modell 5 är den modell som utifrån tidigare forskning främst kan anses mest lämplig för att undersöka effekten av *kostnad* på *kontinuitet* samt att denna modell visat sig ha störst justerad förklaringsgrad är det denna modell som får ses som den fullständiga modellen för 2015-2017.

Tabell 5. Regressionsresultat, OLS 2015-2017

Y: kontinuitet	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6
Konstant	49,933*** (0,000)	57,291 (0,152)	72,362 (0,171)	80,477 (0,237)	77,717 (0,228)	59,725 (0,215)
Kostnad	-0,026** (0,021)	-0,028** (0,018)	-0,025* (0,100)	-0,025 (0,114)	-0,018 (0,228)	-0,022* (0,056)
Tätortsgrad		-0,083 (0,858)	-0,161 (0,719)	-0,053 (0,925)	0,031 (0,958)	0,132 (0,820)
Ålder			-0,428 (0,745)	-0,341 (0,807)	-0,517 (0,716)	
Läkartjänster				0,016 (0,828)	0,007 (0,933)	0,004 (0,962)
CNI				-0,200 (0,109)	-0,211* (0,086)	-0,216* (0,058)
Tidstrend:	Nej	Nej	Nej	Nej	Ja	Ja
R ²	0,257	0,259	0,265	0,294	0,383	0,339
Justerat R ²	0,241	0,225	0,213	0,207	0,272	0,240

Observationer (obalanserat): 47 N=20 T=3

Klusterrobusta standardfel används

Anm: *p*-värden inom parentes. Signifikansnivåer: *: $p < 0,1$ **: $p < 0,05$ ***: $p < 0,01$

Det ej avrundade *p*-värdet för *kostnad* i modell 3: 0,0995

När effekten av *kostnad* på *kontinuitet* har analyserats med OLS har alltså inte någon skillnad gjorts mellan effekter inom eller mellan olika län utan det är främst nivåerna hos de olika variablerna som har analyserats. Det finns goda skäl att tro att nivån på de olika variablerna kan bero på länsspecifika faktorer som inte är observerade i dessa modeller och att effekten av *kostnad* på *kontinuitet* inom respektive län är av intresse. Därför utfördes motsvarande regressioner men utifrån en FE-modell.

5.3 Regressioner fixed effects

Dessa regressioner för 2009-2014 gjordes med fixed effects utifrån varianter av Ekvation 10. R² och justerat R² kommer inte att rapporteras då dessa inte är giltiga med fixed effects.

Då fixed effects inkluderades i modellerna för denna period var det endast i modell 1 i Tabell 6 som ett signifikant samband mellan *kostnad* och *kontinuitet* kunde finnas. Den estimerade effekten av *kostnad* är något starkare än den som estimerades med OLS för samma period i Tabell 4, modell 5, -0,032 mot -0,030. Det signifikanta estimatet för *ålder* i modell 3

försvinner i modell 4 och kan förklaras av att tidstrend är inkluderad där. Då det även i FE-modellerna för perioden 2015-2017 blev svårt att utröna något samband mellan *kostnad* och *kontinuitet* så kommer dessa problem för bägge perioder att diskuteras gemensamt i slutet av detta stycke.

Tabell 6. Regressionsresultat, FE 2009-2014

Y: kontinuitet	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
Konstant	64,973*** (0,000)	58,010*** (0,000)	95,486 (0,436)	300,569 (0,101)
Kostnad	-0,032** (0,038)	0,013 (0,456)	0,004 (0,786)	0,016 (0,324)
Tätortsgrad			0,430 (0,796)	-1,895 (0,359)
Ålder			-3,312*** (0,002)	-4,334 (0,332)
Läkartjänster			-0,032 (0,734)	-0,019 (0,820)
FE län:	Ja	Ja	Ja	Ja
Tidstrend:	Nej	Ja	Nej	Ja

Observationer (obalanserat): 91 N=20 T=6

Klusterrobusta standardfel används

Anm: *p*-värden inom parentes. Signifikansnivåer: *: $p < 0,1$ **: $p < 0,05$ ***: $p < 0,01$

FE-regressionerna för 2015-2017 gjordes utifrån varianter på Ekvation 11.

Som i tidigare period är det endast i modell 1 i tabell 7 som ett signifikant samband mellan *kostnad* och *kontinuitet* går att uttyda, här endast på 10%-nivån. Även i denna tabell blir en kontrollvariabel, i det här fallet *läkartjänster* i modell 3, signifikant men det signifikanta sambandet försvinner även här när tidstrend kontrolleras för. Intressant är att effektskattningen av *kostnad* när inget mer än länsspecifika effekter kontrollerades för är väldigt lika, -0,032 i förra perioden och -0,034 under 2015-2017.

Tabell 7. Regressionsresultat, FE 2015-2017

Y: kontinuitet	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
Konstant	51,677*** (0,000)	44,440*** (0,000)	21,250 (0,916)	-137,261 (0,527)
Kostnad	-0,034* (0,075)	-0,002 (0,928)	-0,019 (0,337)	-0,003 (0,904)
Ålder			-2,940 (0,736)	6,678 (0,481)
Läkartjänster			0,308***	1,609

			(0,008)	(0,469)
CNI			0,711	0,375
			(0,235)	(0,626)
FE län:	Ja	Ja	Ja	Ja
Tidstrend:	Nej	Ja	Nej	Ja

Observationer (obalanserat): 47 N=20 T=3

Klusterrobusta standardfel används

Anm: *p*-värden inom parentes. Signifikansnivåer: *: $p < 0,1$ **: $p < 0,05$ ***: $p < 0,01$

Varken i tabell 6 eller 7 kunde något signifikant samband mellan *kostnad* och *kontinuitet* finnas då de enklaste FE-modellerna i modell 1 kompletterades med kontroller för tidstrend eller ytterligare variabler som har visats kunna ha en effekt på *kontinuitet*. En förklaring kan helt enkelt vara att de icke observerade årsspecifika effekterna som inkluderas i tidstrenden är det som faktiskt förklarar variationen i *kontinuitet*. Det skulle alltså vara faktorer som påverkar samtliga län mellan ett år till ett annat, så som en ökad andel deltidsanställda allmänläkare, ett ökat fokus på nya patienter eller att tillfrågade patienters uppfattning om vad som är ”ofta” förändras, till exempel. En annan, eller ytterligare förklaring kan vara att övergången till FE-modeller gör att många frihetsgrader förloras med ett relativt litet antal tvärsnitt/län då antalet frihetsgrader för FE med länsspecifika effekter beräknas $NT - N - K$ där K är antalet oberoende variabler (Hill, Griffiths & Lim 2011). När även tidstrend inkluderas blir beräkningen $NT - N - T + 1 - K$ och resulterar i ytterligare förlust av frihetsgrader. Ett mindre antal frihetsgrader leder då till större osäkerhet i t-testen. Dessutom anses fixed effects inte fungera särskilt väl med data som varierar minimalt eller förändras långsamt inom analysenheten över tid, där *ålder* och *tätortsgrad* skulle kunna vara variabler som detta stämmer in på. Oavsett anledning går det inte att utifrån dessa FE-modeller utröna något signifikant samband mellan *kostnad* och *kontinuitet* inom länen då aggregerade tidstrender och kontrollvariabler tas i beaktning.

6. Diskussion

Uppsatsen mål var att analysera vilken effekt ett ökat användande av hyrläkare i primärvården kan ha haft på andelen patienter som upplevt att de ofta fick träffa samma läkare vid sina primärvårdsbesök med antagandet att en ökad användning av hyrläkare, i uppsatsen definierad som en ökad *kostnad*, skulle ha ett negativt samband med *kontinuitet*. Då analyser genomfördes med olika regressionsmodeller för de två perioderna fanns att resultatet var blandat och det var svårt att se något tydligt genomgående samband. Den enda modell som kunde uppvisa ett signifikant samband när, enligt tidigare forskning, lämpliga kontrollvariabler och tidstrend inkluderats i modellen var OLS-modellen 5 i Tabell 4 för perioden 2009-2014. Den estimerade effekten av *kostnad* på *kontinuitet* skulle motsvara att en ökning av *kostnad* med ca 33 kr per invånare var förknippad med att en procentenhet färre patienter i genomsnitt skulle uppleva att de ofta får träffa samma läkare. För ett genomsnittligt län med 481000 invånare skulle denna ökning motsvara ca 16 miljoner kronor. Konkurrensverket uppskattade i sin rapport 2015, där information från sju landsting analyserats, att kostnaden för inhyrda allmänläkare var mellan 900 och 1200 kr per timme under normal kontorstid. Med antagandet att alla inhyrda läkare inte enbart arbetar kontorstid väljs den övre gränsen som genomsnittlig timkostnad för hyrläkare. En ökning av hyrläkarkostnaderna med 16 miljoner kr, med timkostnad på 1200 kr och 1800 arbetstimmar per år, skulle då motsvara en ökning med ca sju årstjänster som utförs av hyrläkare. För att denna siffra ska kunna jämföras inhämtades information från Kommun- och landstingsdatabasen (Kolada, u.å.) om antalet årstjänster som utförs av allmänläkare anställda av landstingen, vilket visade sig vara i genomsnitt 0,6 per tusen invånare under 2009-2017. I det genomsnittliga länet motsvarar detta ca 290 årstjänster. En ökning med sju årstjänster för hyrläkare dividerat på antalet årstjänster bland länets anställda allmänläkare skulle då motsvara att bemanningen av hyrläkare på en genomsnittlig vårdcentral ökar med ca två procent. Att detta skulle kunna leda till en enprocentig minskning i andelen som ofta får träffa samma läkare anser jag inte som orimligt.

Detta signifikanta samband kunde dock endast ses i period 2009-2014 när tidstrend och kontrollvariabler var inkluderade i OLS-modellen, men med en låg justerad förklaringsgrad och uppskattade kontinuitetsvärden. Att tillägga är att sambandet endast kunde uttydas när det i modellen inte gjordes någon åtskillnad mellan variation inom eller mellan länen över tid, alltså när endast nivåerna hos respektive variabel analyserades. Då länets inomvariation undersöktes med fixed effects kunde den estimerade effekten av *kostnad* på *kontinuitet* inte särskiljas från noll då aggregerade tidstrender inkluderades i modellen. En förklaring till detta är att de

förändringar i ej observerade variabler som var gemensamma för alla län över tid bättre förklarade variationen i *kontinuitet* än vad *kostnad* gjorde. En annan förklaring kan vara bristfällig data.

Svaret på frågan *vilken effekt har hyrläkarna på kontinuiteten i primärvården?* blir alltså utifrån denna uppsats att effekten inte går att fastställa.

7. Förslag till vidare forskning

För att tydligare kunna utröna vilken eventuell effekt som hyrläkare har på patientläkarkontinuiteten hade ett mer objektiva mått på kontinuitet varit lämpligt att använda då olika patienters definition av ”ofta” kan variera. CoCI¹⁰ används som kontinuitetsmått i det system som SKL kallar för PrimärvårdsKvalitet, som fler och fler vårdcentraler ansluter sig till (SKL, 2019). Då detta system är tänkt att ge förbättrad uppföljning av vården för enskilda patienter är det möjligt att även PrimärvårdsKvalitet kommer att ge tillfälle till nya studier kring kontinuitet och patientutfall. Då uppgifterna om kontinuitet från PrimärvårdsKvalitet inte funnits tillgängliga kunde dessa tyvärr inte användas i uppsatsen.

En nackdel med analysen i denna uppsats var att den gjordes på aggregerad länsnivå och därför att variationer mellan olika vårdcentraler inom ett län inte gick att se. En studie som analyserar ett eller ett fåtal län med vårdcentralerna som analysenhet skulle få större variation i de variabler som varit inkluderade i denna uppsats och ett eventuellt samband mellan *kontinuitet* och *kostnad* skulle i så fall bli lättare att upptäcka. Om dessutom uppgifter om till exempel antal listade patienter, genomsnittlig vårdtyngd och andel deltidsanställda läkare kunnat observeras hade detta minskat risken för omitted variable bias i en analys.

Även om den tidigare forskning som presenterats i denna uppsats tyder på att förbättrad kontinuitet är förknippad med mer positiva patientutfall och förbättrad upplevd vårdkvalitet

¹⁰ Continuity of Care Index, beskrivet på sida 6.

kommer antagligen en satsning på ökad kontinuitet att ha en kostnad. En ekonomisk kostnad genom att till exempel försöka anställa fler allmänläkare för att få ner antalet listade patienter per läkare. Om strävan efter förbättrad kontinuitet skulle leda till fler mindre vårdcentraler verkar detta kunna ha en negativ inverkan på vårdcentralernas möjlighet att koordinera och ta ett samlat ansvar för nödvändiga insatser i öppenvården. Vilken kostnad för vilken kontinuitet som är godtagbar bör analyseras och diskuteras vidare.

Referenslista

Agerberg, M. (2013). »Deltid för att behålla arbetsglädjen«. *Läkartidningen*, (110:CCU7) <http://www.lakartidningen.se/Aktuellt/Nyheter/2013/05/Deltid-for-att-behalla-arbetsgladjen/>

Agerberg, M. (2013). Saknas: 1400 läkare. *Läkartidningen*, 110(11), ss. 538-540. <http://www.lakartidningen.se/Functions/OldArticleView.aspx?articleId=19378>

Aller, M-B., Vargas, I., Waibel, S., Coderch, J., Sánchez-Pérez, I., Llopart, J.R., Ferran, M. & Vázquez, M.L. (2013). A comprehensive analysis of patients' perception of continuity of care and their associated factors. *International journal for quality in health care*, 25(3), ss. 291-299.

Anell, A. (2015). *Primärvårdens funktion, organisation och ekonomi – en litteraturöversikt* (Rapport till utredningen En nationell samordnare för effektivare resursutnyttjande inom hälso- och sjukvården S 2013:4). Lund: Ekonomihögskolan, Lunds universitet. http://www.sou.gov.se/wp-content/uploads/2015/01/Prim%C3%A4rv%C3%A5rd-litteratur%C3%B6versikt-2015-S-2013_14.pdf

Barker, I., Steventon, A. & Deeny, S.R. (2016). Association between continuity of care in general practice and hospital admissions for ambulatory care sensitive conditions: cross sectional study of routinely collected, person level data. *British medical journal*, 356(j84). <https://doi.org/10.1136/bmj.j84>

Cabana, M.D. & Jee, S.H. (2004). Does continuity of care improve patient outcomes? *Journal of family practice*, 53(12), ss. 974-980.

Cameron, A.C. & Miller, D.L. (2015). A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference. *Journal of human resources*, 50(2), ss. 317-372. <https://muse-jhu-edu.ludwig.lub.lu.se/article/581178>

Campbell, J.L., Ramsay, J. & Green, J. (2001). Practice size: impact on consultation length, workload, and patient assessment of care. *British journal of general practice*, 51(469), ss. 644-650.

Drysen, H. & Pettersson Grill, M. (2016a). Birgit fick fem läkare – och ett år av smärtor. *Sveriges Television*, 13 juli. <https://www.svt.se/nyheter/inrikes/birgit-fick-fem-lakare-och-ett-ar-av-smartor>

Drysen, H. & Pettersson Grill, M. (2016b). Döende Viggo, 8, hade 14 olika läkare sista veckorna. *Sveriges Television*, 12 juli.

<https://www.svt.se/nyheter/inrikes/doende-viggo-8-hade-15-olika-lakare-sista-veckorna>

En nationell samordnare för effektivare resursutnyttjande inom hälso- och sjukvården (2012). *Effektiv vård*. (Slutbetänkande SOU 2016:2) Stockholm.

http://www.sou.gov.se/wp-content/uploads/2016/01/SOU-2016_2_Hela4.pdf

Glenngård, A.H. & Anell, A. (2012). *Vad påverkar patientupplevd kvalitet i primärvården?* (Rapport 2012:1). Stockholm: Myndigheten för vårdanalys.

<https://www.vardanalys.se/rapporter/vad-paverkar-patientupplevd-kvalitet-i-primarvarden/>

Guthrie, B. (2002). Continuity in UK general practice: a multilevel model of patient, doctor and practice factors associated with patients seeing their usual doctor. *Family practice*, 19(5), ss. 496-499.

Hill, R.C., Griffiths, W.E. & Lim, G.C. (2011). *Principles of econometrics*. 4. uppl., USA: Donnelley/Von Hoffmann.

von Hippel, P. (2015). Linear vs. logistic probability models: which is better, and when? *Statistical Horizons* [blogg], 5 juli.

<https://statisticalhorizons.com/linear-vs-logistic> [2018-11-22]

Hjortdahl P, Borchgrevink C.F. (1991). Continuity of care: influence of general practitioners' knowledge about their patients on use of resources in consultations. *British Medical Journal*, 303(6811), ss. 1181-1184.

IC Quality (2015). *Bortfallsanalys: primärvårdsundersökning läkare 2015*. IC Quality.

https://patientenkat.se/media/filer_public/9d/03/9d03b2be-c110-45d8-af6e-533bc4385f87/rapport_-_skl_bortfallsanalys_npe_primarvard_lakarbesok.pdf

Inspektionen för vård och omsorg (IVO) (2016). *Hyrläkare – vårdgivarens dilemma? Kontinuitet, vakanser och en ökad rörlighet hos hälso- och sjukvårdspersonalen i primärvården* (2016-43). Inspektionen för vård och omsorg.

<https://www.ivo.se/publicerat-material/rapporter/hyrlakare---vardgivarens-dilemma/>

Kohnke, H. & Zielinski, A. (2017). Association between continuity of care in Swedish primary care and emergency services utilisation: a population-based cross-sectional study. *Scandinavian journal of primary health*, 35(2), ss. 113-119.
<https://doi.org/10.1080/02813432.2017.1333303>

Kommun- och landstingsdatabasen (Kolada) (u.å.). *Jämföraren*. Stockholm: Rådet för främjande av kommunala analyser. <https://www.kolada.se/index.php? p=index>

Konkurrensverket (2015). *Hylläkare i primärvården – en kartläggning av landstingens upphandlingar och kostnader* (2015:10). Konkurrensverket.
http://www.konkurrensverket.se/globalassets/publikationer/rapporter/rapport_2015-10.pdf

Mokhtari, A. (2016). Vårdförbundet: ”Hög kostnad för inhyrd personal drabbar patienter”, *Sveriges Television*, 27 december.
<https://www.svt.se/nyheter/inrikes/hog-kostnad-for-inhyrd-personal-drabbar-patienter>

Myndigheten för vård- och omsorgsanalys (Vårdanalys) (2016). *Vården ur befolkningens perspektiv 2016 – en jämförelse mellan Sverige och tio andra länder* (PM 2016:5). Myndigheten för vård- och omsorgsanalys.
<https://www.vardanalys.se/rapporter/varden-ur-befolkningens-perspektiv-2016/>

Myndigheten för vård- och omsorgsanalys (Vårdanalys) (2017). *Primärvården i belysning. Jämförelser mellan landsting och regioner 2011–2015* (PM 2017:5). Myndigheten för vård- och omsorgsanalys. <https://www.vardanalys.se/wp-content/uploads/2017/12/PM-2017-5-prim%C3%A4rvard-belysning-final.pdf>

Myndigheten för vård- och omsorgsanalys (Vårdanalys) (2018). *Allmän tillgång? Ett kunskapsunderlag för en stärkt försörjning av läkarkompetens i första linjens vård* (2018:5). Myndigheten för vård- och omsorgsanalys. <https://www.vardanalys.se/wp-content/uploads/2018/08/2018-5-Allm%C3%A4n-tillg%C3%A5ng-webb.pdf>

Nationell Patientenkät (u.å. a). *Vad är Nationell Patientenkät?* Sveriges Kommuner och Landsting. <https://patientenkät.se/sv/vad-ar-nationell-patientenkät/>

Nationell Patientenkät (u.å. b) *Urval*. Sveriges Kommuner och Landsting.
<https://patientenkät.se/sv/vad-ar-nationell-patientenkät/nationellt-gemensamma-undersokningar/primarvard/urval/>

Novus (2018). *Allmänhetsundersökning: "Fast läkarkontakt"*. Sveriges läkarförbund.
<https://slf.se/app/uploads/2018/10/novus-undersokning-om-varden-1803164.pdf>

Organisationen för ekonomiskt samarbete och utveckling (OECD) (u.å.). *OECD.Stat.* OECD.
<https://stats.oecd.org/>

Nutting, P.A., Goodwin, M.A., Flocke, S.A., Zyzanski, S.J. & Stange, K.C. (2003). Continuity of primary care: to whom does it matter and when? *Annals of family medicine*, 1(3).

Pereira Gray, D.J., Sidaway-Lee, K., White, E., Thorne, A. & Evans, P.H. (2018). Continuity of care with doctors—a matter of life and death? A systematic review of continuity of care and mortality. *BMJ Open*, (8:e021161). doi:10.1136/bmjopen-2017-021161

Perkiö, H. (2018) Hyrnotan i vården passerar 5 miljarder. *Dagens Samhälle*, 28 februari.
<https://www.dagensamhalle.se/nyhet/hyrnotan-i-varden-passerar-5-miljarder-20958>

Pettersson, S. (2014). *Kostnader och produktion i primärvårdens vårdval* (uppföljning av vårdvalets primärvård som en del av den samlade hälso- och sjukvården). Stockholm: Sveriges läkarförbund. <http://mb.cision.com/Public/1587/9559922/be79ad6ed5021061.pdf>

Pettersson, S. & Engbom, K. (2015). *Stabil läkarbemanning är avgörande för kontinuitet och vårdkvalité i primärvården. Analys av sambandet mellan stabiliteten i vårdcentralernas läkarbemanning och den patientupplevda kvaliteten*. Stockholm: Sveriges läkarförbund.

Riksrevisionen (2014). *Primärvårdens styrning – efter behov eller efterfrågan?* RIR 2014:22. Riksrevisionen.
https://www.riksrevisionen.se/download/18.78ae827d1605526e94b2fc81/1518435446126/RIR_2014_22_%20v%C3%A5rdval_Anpassad_2.pdf

SAS Econometrics (2016). *Usage Note 57480: Modeling continuous proportions: Normal and Beta Regression Models*. SAS. <http://support.sas.com/kb/57/480.html>

Saultz, J.W. & Albedaiwi, W. (2004). Interpersonal Continuity of Care and Patient Satisfaction: A Critical Review. *Annals of family medicine*, 2(5), ss. 445-451.
<https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/15506579>

Socialstyrelsen (2018). *Bedömning av tillgång och efterfrågan på personal i hälso- och sjukvård och tandvård. Nationella planeringsstödet 2018*. Socialstyrelsen.

<https://www.socialstyrelsen.se/publikationer2018/2018-2-23>

Statistiska Centralbyrån (u.å. a). *Antal tätorter och tätortsgrad (andel befolkning i tätort) efter region. Vart femte år 2005 – 2015*. Statistiska Centralbyrån.

<http://www.statistikdatabasen.scb.se/goto/sv/ssd/TatortGrad>

Statistiska Centralbyrån (u.å. b). *Care Need Index (CNI)*. Statistiska Centralbyrån.

<https://www.scb.se/vara-tjanster/regionala-statistikprodukter/care-need-index-cni/>

Ström, M. (2018). Över 700 läkare i upprop för en nationell plan för primärvården.

Läkartidningen, (40). <http://www.lakartidningen.se/Aktuellt/Nyheter/2018/09/Over-700-lakare-i-upprop-for-en-rejal-satsning-pa-primarvarden/>

Svenska Dagbladet (2018). Var femte läkare vikarie eller hyrläkare, 28 augusti.

<https://www.svd.se/var-femte-lakare-vikarie-eller-hyrlakare>

Sveriges Kommuner och Landsting (SKL) (2019). *PrimärvårdsKvalitet – ett stöd för kvalitetsarbete i primärvården*. Sveriges Kommuner och Landsting.

<https://skl.se/halsasjukvard/kunskapsstodvardochbehandling/primarvardnaravard/primarvardskvalitetuppfoljning.5977.html>

Sveriges läkarförbund (2015). *Bristen på läkare i primärvården förvärras ytterligare*.

Stockholm: Sveriges läkarförbund. <https://slf.se/pressrum/bristen-pa-lakare-i-primarvarden-forvarras-ytterligare/>

Sveriges läkarförbund (2017). *Stor brist på läkare inom vissa specialiteter*. Stockholm:

Sveriges läkarförbund. <https://slf.se/nyheter/stor-brist-pa-lakare-inom-vissa-specialiteter/>

Upphandlingsmyndigheten (2018). *Vad är ett ramavtal?* Upphandlingsmyndigheten.

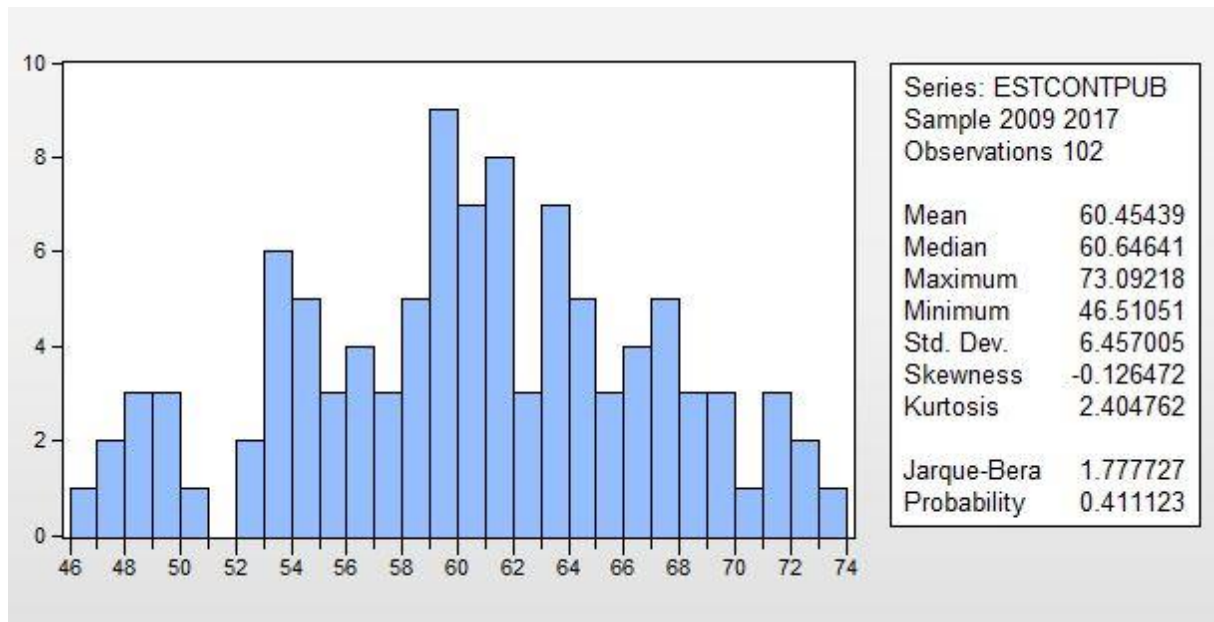
<https://frageportalen.upphandlingsmyndigheten.se/org/upphandlingsmyndigheten/d/vad-ar-ett-ramavtal/>

Väntetider i vården (u.å.) *Läkarbesök i primärvården*. Stockholm: Sveriges Kommuner och Landsting. <https://www.vantetider.se/Kontaktkort/Sveriges/PrimarvardBesok/>

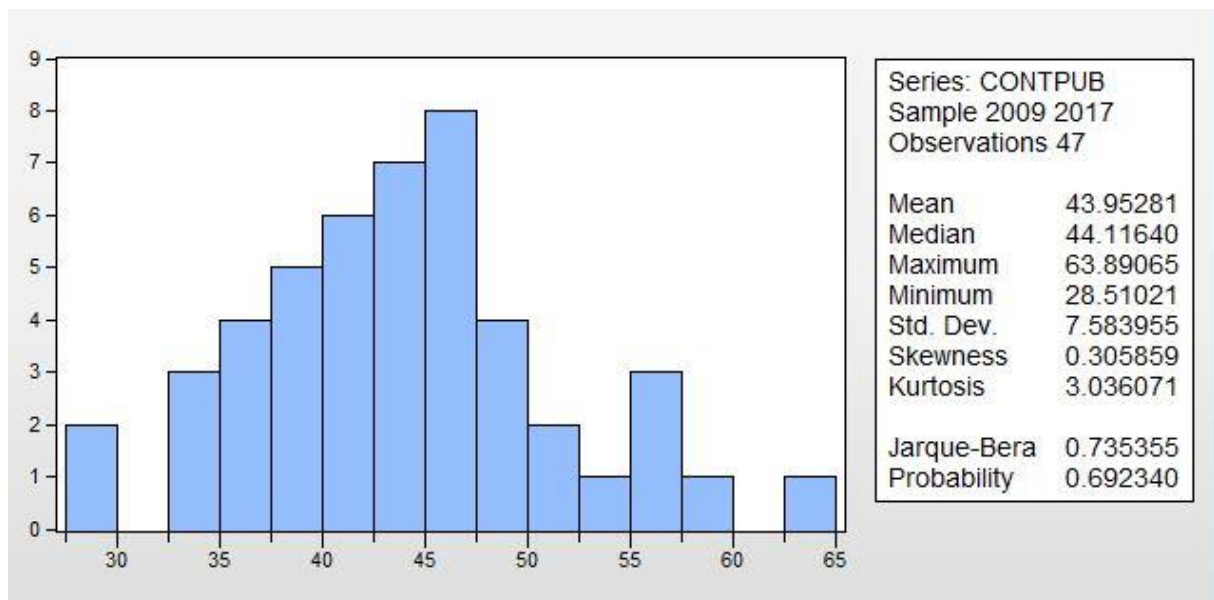
Wooldridge, J.M. (2012). *Introductory econometrics, a modern approach*. 5. uppl., USA: Cengage Learning

Appendix

Histogram, fördelning *kontinuitet* för 2009-2014, från Eviews.



Histogram, fördelning *kontinuitet* för 2015-2017, från Eviews.



Tabell över för vilka år NPE-resultat fanns tillgängliga för respektive län.

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Östergötland	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Kronoberg	ja	ja	ja	nej	ja	nej	ja	nej	ja
Halland	ja	ja	ja	nej	ja	nej	ja	ja	ja
Skåne	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Norrbottn	nej	nej	ja	ja	ja	ja	ja	nej	ja
Västerbotten	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	nej	ja
Jönköping	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	nej	ja
Uppsala	ja	nej	ja	nej	ja	nej	ja	ja	ja
Västmanland	ja	nej	ja	nej	ja	nej	ja	ja	ja
Dalarna	ja	nej	ja	nej	ja	nej	ja	ja	ja
Sörmland	ja	nej	ja	nej	ja	nej	ja	ja	ja
Blekinge	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Västra götaland	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Västernorrland	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Gävleborg	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Jämtland	ja	nej	ja	ja	ja	ja	ja	nej	ja
Örebro	ja	nej	ja	nej	ja	nej	ja	nej	ja
Stockholm	nej	nej	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Kalmar	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	nej
Värmland	ja	ja	ja	ja	ja	nej	ja	nej	nej

Tabell över fördelning antal läkare per offentlig vårdcentral, riksgenomsnitt i procent

	1	2-4	5-7	8+
2009	3	37	44	16
2010	2	41	41	15
2011	2	42	39	17
2012	2	40	41	17
2013	2	39	41	18
2014	2	38	41	19
2015	2	38	40	20