

Fastlegeordningen

- marked, legedekning og tilgjengelighet

Jostein Grytten ^{1,2}, Rune J. Sørensen ¹, Irene Skau ²

¹ Handelshøyskolen BI
² Universitetet i Oslo

Forskningsrapport 4/2005

Handelshøyskolen BI
Institutt for offentlige styringsformer

Jostein Grytten, Rune J. Sørensen, Irene Skau:
Fastlegeordningen - marked, legedekning og tilgjengelighet

© Jostein Grytten, Rune J. Sørensen, Irene Skau
2005

Forskningsrapport 4/2005
ISSN: 0803-2610

Handelshøyskolen BI
P.b. 580
1302 Sandvika
Telefon: +47 67 55 70 00

Trykk: Nordberg Hurtigtrykk

Rapporten kan bestilles hos:

Norli
Phone: 67 55 74 51
Fax: 67 55 74 50
Mail: bi.sandvika@norli.no

Sammendrag

Myndighetenes mål med fastlegereformen var bedre tilgjengelighet, større valgfrihet og økt kvalitet i allmennlegetjenesten. Enkeltleger har fått ansvar for en avgrenset gruppe med pasienter (listepasientene), pasientene har fått lovestet rett til valg av lege, og ressursbruken i allmennlegetjenesten er økt vesentlig. I rapporten belyses effekter av disse tiltakene. Oppmerksomhet vies også effektene for pasienter med kroniske sykdommer og/eller funksjonshemminger.

Rapporten er basert på flere datakilder, hvorpå de viktigst er: en intervjuundersøkelse blant allmennleger i regi av Handelshøyskolen BI, Universitetet i Oslo og Legeforeningens forskningsinstitutt (Allmennlegeundersøkelsen 2002), registerdata fra Rikstrygdeverket (Legeregningsskontrollen 2001-2003) og en omfattende befolkningsundersøkelse foretatt av Statistisk sentralbyrå (Levekårsundersøkelsen 2002).

Resultatene kan oppsummeres i fire punkter:

1. Refusjonsutgiftene til allmennlegene steg fra 1 374 millioner kroner i 1998 til 2 524 millioner kroner i 2003, noe som tilsvarer en økning på 84 %. Mesteparten av denne veksten kan forklares med bedret legedekning, økninger i statlige refusjonssatser og vekst i folketallet. Dette tyder ikke på at årsaken til kostnadsveksten er at reformen har endret legeatferden, slik at leger krever høyere refusjoner per pasient (målt i faste priser).
2. Andre forskere har benyttet registerdata for å studere om knapphet på listepasienter leder til flere konsultasjoner per pasient. De finner at leger som er tildelt færre listepasienter enn de ønsket, har en høyere konsultasjonsfrekvens og større refusjonsinntekter per pasient enn øvrige leger. I tråd med egen tidligere forskning gir rapporten ingen støtte til denne oppfatningen (såkalt tilbudsindusert etterspørsel). Ved hjelp av flere datakilder kan vi vise at registerdata inneholder systematiske målefeil som har forledet tidligere forskning til å hevde at knapphet på pasienter leder legene til å kreve høyere refusjoner per listepasient. At dette er situasjonen i dag, betyr imidlertid ikke at ytterligere økninger i legedekningen ikke kan medføre tilbudsinduksjon som kan forsterke kostnadsveksten.

3. Et av målene ved fastlegeordningen har vært å bedre kvaliteten og tilgjengeligheten til helsetjenesten. Myndighetene har derfor ansett at legedekningen bør bedres. En forventet gevinst er at pasientene får bedre muligheter til å velge lege. Brukerne kan lettere bytte til en annen fastlege, eller benytte en annen lege enn sin egen fastlege ved enkeltstående sykdomsepisoder. Rapporten dokumenterer at dette er reelle velferdseffekter. I kommuner med en viss overkapasitet – der en del av legene har rom for å ta imot nye pasienter – velger pasientene oftere å benytte andre leger enn sin egen fastlege til enkeltkontakter.
4. Et annet mål ved fastlegereformen har vært å bedre tilbudet til kronisk- og alvorlig syke pasienter. Som ventet viser rapporten at sykkelighet har stor betydning for kontakthypigheten. Vi finner imidlertid ikke noen effekter av legenes listelengde på denne pasientgruppens bruk av legetjenester. Dette er i tråd med forståelsen av fastlegeordningen som et fleksibelt marked der pasientenes legevalg avdemper kapasitetsproblemer hos deres faste lege.

Rapporten inngår i Norges forskningsråds evaluering av Fastlegeordningen. Rune J. Sørensen (Handelshøyskolen BI) og Jostein Grytten (Universitetet i Oslo/BI) har ledet prosjektet. Vi vil benytte anledningen til å takke Fredrik Carlsen for verdifulle kommentarer underveis og Olaf G Aasland for bistand med innsamling av data i forbindelse med Allmennlegeundersøkelsen 2002. Mange takk også til Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD) for utlevering og kobling av data. NSD er ikke ansvarlig for analysene av dataene eller for tolkningene som er gjort.

Abstract

The Norwegian Government's aims for the regular general practitioner reform was to improve availability, freedom of choice and quality of primary physician services. Each physician has been given responsibility for a limited group of patients (the patients on their list) and patients have been given the statutory right to choose a physician. The use of resources for primary physician services has increased markedly. The effects of these measures are described in the report. Attention is also given to the consequences of the reform for patients with chronic diseases and functional handicaps.

The report is based on several sources, of which the most important are an interview survey of primary physicians carried out by the Norwegian School of Economics and Business Administration, Oslo University and the Research Institute of the Norwegian Medical Association (Survey of Primary Physicians 2002), register data from the National Insurance Administration (Control of physicians' invoices 2001-2003) and a comprehensive population survey carried out by Statistics Norway (Survey of Living Conditions 2002).

The results can be summarized in four points:

1. Reimbursement expenses to primary physicians increased from NOK 1 374 million in 1998 to NOK 2 524 million in 2003, an increase of 84 %. Almost all of this increase can be explained by an improvement in physician density, increases in state reimbursement fees and growth in the population. This indicates that the reason for the increase in costs is not due to a change in physicians' behaviour, such that they demand higher reimbursements per patient (measured in fixed prices).
2. Other researchers have used register data to study whether a shortage of patients on the list leads to more consultations per patient. They have found that physicians who have been allocated fewer patients than they wished for have a higher frequency of consultations and a higher income from reimbursements per patient than other physicians. In line with our own previous research, the report gives no support for this interpretation (supplier induced demand). Using several sources of data, we are able to show that register data contain systematic measurement errors that have misled

earlier researchers into claiming that a shortage of patients has caused physicians to demand higher reimbursements per patient on their list. Although this is not the case today, a further increase in physician density could possibly lead to supplier induced demand and a further increase in costs in the future.

3. One of the aims of the regular medical practitioner scheme was to improve quality and access to health services. The authorities had thus recognised that physician density should be improved. An expected improvement is that patients now have better possibilities to choose their physician. It is now easier for patients to change their regular medical practitioner, and to use a physician who is not their regular medical practitioner in the case of a specific episode of illness. The report documents that these are real welfare effects. In municipalities where there is some overcapacity – where some physicians could accept new patients – patients more often choose to use physicians other than their regular medical practitioner for specific consultations.
4. Another aim of the general medical practitioner scheme was to improve services for patients with chronic or serious illnesses. As expected, the report shows that morbidity has great importance for the frequency of contact. However, we found no effect of physicians' length of patient list on this group of patients' use of physician services. This is in line with the interpretation of the regular general practitioner scheme as a flexible market, in which patients' choice of physician helps to reduce their general medical practitioners' capacity problems.

Innhold

Sammendrag
Abstract

1.	Innledning	7
2.	Presentasjon av datamaterialet	10
2.1	Allmennlegeundersøkelsen 2002	10
2.2	Data fra trygdeetatens legeregningkontroll	11
2.3	Levekårsundersøkelsen 2002	12
3.	Fastlegereformen og folketrygdens utgifter	13
3.1	Innledning	13
3.2	Datagrunnlag – beskrivelse og diskusjon	14
3.2.1	Refusjonstall	14
3.2.2	Legeårsverks- og befolkningstall	14
3.2.3	Stykkprishonorarer	15
3.3	Hvordan forklare utgiftsveksten?	19
3.3.1	Folketrygdens aggregerte utgifter	19
3.3.2	Hvor mye av veksten i folketrygdens utgifter forklares av veksten i legeårsverk?	21
3.3.3	Bidraget fra prisindeksen	21
3.4	Diskusjon	21
3.5	Konklusjon	23
4.	Fastlegereformen og grådige leger med knapphet på listepasienter? Statistiske illusjoner ved bruk av registerdata	24
4.1	Innledning	24
4.2	Forskjellige metoder og ulike datakilder – men temmelig like resultater	26
4.3	Bruk av instrumentvariabler: velbegrunnet eller villedende?	32
4.4	Fastleger med ”for lite å gjøre” har flere konsultasjoner med andres pasienter – men ikke med egne pasienter. Allmennlegeundersøkelsen 2002.	36
4.5	Gir registerdata mulighet for å skille mellom ”eksterne” og ”interne” konsultasjoner?	42
4.6	Levekårsundersøkelsen 2002 – et tredje datasett	

	som gir muligheter for testing av tilbudsinduksjon	52
4.6.1	Mobilitet av pasienter – fra leger som har ”for mye å gjøre” til leger som har ”for lite å gjøre”	52
4.6.2	Kontakthypighet belyst ved survey data – en direkte test av tilbudsinduksjon	59
4.7	Konklusjon	61
5.	Fastlegereformen og ”tunge brukere”	63
5.1	Innledning	63
5.2	Er lange lister et problem for ”tunge brukere”?	64
5.3	Konklusjon	76
6.	Oppsummering	77
	Referanser	79

1. Innledning

Fastlegereformen ble innført 1. juni 2001. Det overordnede formålet med reformen har vært å forbedre kvaliteten i allmennlegetjenesten. Pasientene skal tilbys bedre tilgjengelighet og økt trygghet, i første rekke ved at de nå gis lovfestet rett til å være tilknyttet en fast allmennlege. Gjennom økt kontinuitet i forholdet mellom lege og pasient forventes det at legen gjør en bedre jobb for pasientene, både når det gjelder diagnose, behandling, henvisninger til spesialist/sykehus, oppfølging og kontroll. Virkemiddelet for å få dette til har vært innføringen av listepasientsystemet i kombinasjon med en per capita finansiering av allmennlegetjenesten.

Norges forskningsråd har på oppdrag av Helsedepartementet hatt ansvaret for den forskningsmessige evalueringen av reformen. I tillegg har både Helse- og omsorgsdepartement (2004), Statens helsetilsyn (2003) og Den norske lægeförening (2003) gjort sine vurderinger av reformen. Et hovedinntrykk så langt er at mye er bra, og at innføringen av ordningen langt på vei har vært vellykket. Det påpekes samtidig at det er potensial for forbedringer, særlig knyttet til et ønske om høyere stabilitet i legestillingene, bedre muligheter til å kunne skifte fastlege i en del kommuner og et behov for mer fokus på det offentlige legearbeidet. I tillegg er det behov for å se hvordan ordningen virker for mennesker med sammensatte og ofte store helsebehov (for eksempel kronisk syke, rusmisbrukere etc.) (Helse- og omsorgsdepartementet 2004).

Denne rapporten er en oppfølging av vår tidligere forskning på fastlegeordningen, som vi har gjort på oppdrag av Norges forskningsråd (Grytten m.fl. 2003). Vi følger opp våre tidligere studier på tilbudsinduksjon blant fastlegene. Samtidig belyser vi nye problemstillinger knyttet til hvordan fastlegereformen har påvirket folketrygdens utgiftsnivå til allmennlegetjenesten og hvordan tilgjengeligheten til fastlegene er for grupper i befolkningen med store helsebehov.

I kapittel 2 gir vi en oversikt over de store datamaterialene som gjennomgående brukes i de tre hovedkapitlene: Allmennlegeundersøkelsen 2002, trygdeetatens legerenningkontroll 2001-2003 og Levekårsundersøkelsen 2002. Vi har også i kapittel 3 brukt andre datakilder – disse beskrives separat i det angjeldende kapitlet. Data foreligger på flere nivåer: nasjonalt-, lege- og pasientnivå. I de fleste analyser kombineres data fra flere nivåer. I noen analyser benytter vi oss også av data som er innsamlet på flere

tidspunkter, for eksempel i kapittel 3 der vi bruker data fra før og etter at reformen ble innført.

I kapittel 3 tar vi for oss en overordnet problemstilling: hvordan har reformen påvirket statens utgifter til allmennlegetjenesten? Så vidt vi kjenner til fins det ingen analyser hvor dette spørsmålet har vært forskningsmessig belyst¹. I 2003 betalte folketrygden over 2,5 milliarder kroner i refusjoner til allmennlegene (Rikstrygdeverket 2004). I lys av at folketrygden er en av de viktigste finansieringskildene for allmennlegetjenesten, er det av allmenn interesse å få innsikt i hvordan utgiftsnivået har utviklet seg i perioden før og etter reformen, og hvilke faktorer som har påvirket endringene i utgiftene. Å forstå hvilke mekanismer som genererer utgiftene er viktig bakgrunnskunnskap for at myndighetene i neste omgang også skal kunne styre og kontrollere statens kostnader til allmennlegehjelp. Vi finner en relativt kraftig vekst i folketrygdens utgifter i perioden 1998-2003. Denne kan forklares ved en vekst i legeårsverk og i stykkpriser. En konklusjon fra analysene er at fastleger ikke synes å ha endret atferd på en slik måte at utgiftsnivået er blitt påvirket.

I kapittel 4 analyserer vi virkningene av ledig listekapasitet. Ledig kapasitet er viktig for å kunne ivareta hensynet til pasientenes valgfrihet og muligheter for legebytte. I følge Den norske lægeforening er andelen åpne lister i flere kommuner avtagende (Bakke 2003). Legeforeningen anmoder derfor kommunene om å øke antallet fastlegehjemler slik at pasientenes valgmuligheter og byttemuligheter ikke blir begrenset. På den andre siden kan ledig listekapasitet være uheldig fordi det kan føre til at legene øker sin tjenesteproduksjon per listepasient. Legene kan kompensere manglende inntekter med høyere inntektsgivende tjenesteyting. I følge Iversen og Lurås har mange fastleger færre pasienter enn ønsket, og dette leder til en høyere konsultasjonsfrekvens (Iversen og Lurås 2000; Iversen 2004). En tilrådning fra deres forskning er at antall fastlegehjemler bør reduseres, heller enn økes (Kronberg 2002).

I kapittel 4 etterprøver vi resultatene til Iversen og Lurås. En av svakhetene ved deres analyser er nettopp at de ikke tar hensyn til pasientenes adgang til å oppsøke annen lege enn sin egen fastlege. Dagens fastlegeordningen åpner for at pasienter kan benytte andre leger enn den som er deres egen fastlege².

¹ Det foreligger en studie over *kommunenes* utgifter til primærlegetjenesten før og etter reformen (Kjelvik 2004).

² Våre beregninger basert på data fra Levekårsundersøkelsen 2002 tyder på at 9-10 % av innbyggerne i alderen 16 år og eldre kan ha benyttet andre allmennleger enn sin egen fastlege siste året.

Vi finner at det først og fremst er leger med ledig listekapasitet som har mange konsultasjoner med pasienter fra andre fastlegers lister. Akkurat fordi disse legene har ledig listekapasitet, har de tid og også muligheter til å se pasienter utenfor sin egen liste. Når vi skiller mellom konsultasjoner fra pasienter fra egen og fra andre legers liste, er det ikke lenger slik at leger med ledig listekapasitet har høyere tjenesteproduksjon per listepasient. Iversen og Lurås (2000) og Iversen (2004) har i sine analyser ikke tatt hensyn til konsultasjonene fra pasienter utenfor legens egen liste. De har derfor feiltolket sine resultater som en induseringseffekt, mens det de i realiteten har funnet er en tilgjengelighetseffekt.

Hovedbegrunnelsen for at, i hvert fall noen leger, bør ha ledig listekapasitet er hensynet til konkurransen om listepasienter. Innbyggerne skal ha en reell mulighet til å skifte fastlege. Dette kan skje to ganger i kalenderåret (Helsedepartementet 2000). Vår studie viser at leger med ledig listekapasitet også utøver en viktig funksjon i det mer kortsiktige allmennlegemarkedet; de sikrer at pasienter som av ulike grunner ikke kommer til hos sin egen fastlege når de trenger det, likevel får time hos en annen fastlege som har ledig kapasitet. Dette skjer uten at pasienten skifter liste.

I kapittel 5 belyser vi tilgjengeligheten til fastlegen for grupper med store behov for allmennlegetjenester. Dette er blant annet personer med kroniske sykdommer og/eller funksjonshemninger som man erfaringsmessig vet har høyere legetjenesteforbruk enn resten av befolkningen. Problemstillingen vi belyser er om tilgjengeligheten for grupper med store helsebehov er spesielt vanskelig i forhold til leger som har lange lister. Noen fastleger har lange lister, noe som kan medføre rasjonering av tjenestetilbudet. Dette kan særlig gå ut over behandlingskrevende og "tunge" pasientgrupper. Våre analyser gir imidlertid ikke støtte til en slik antagelse. Analysene er utført på data fra Levekårsundersøkelsen 2002 der vi har opplysninger om hvorvidt respondentene har kroniske sykdommer og om deres subjektive vurdering av egen helsetilstand. Til hver respondent har vi fått påkoblet listelengden til vedkommendes fastlege.

Rapporten avsluttes med et oppsummeringskapittel hvor de sentrale resultatene bindes sammen. Det konkluderes med at folketrygdens utgifter til allmennlegehjelp ikke har økt mer enn forventet ut fra økningen i allmennlegeårsværk og refusjonssatser etter at reformen ble innført. Våre data kan ikke finne støtte for indusering, og lange listelengder ser heller ikke ut til å påvirke tilgjengeligheten til allmennlegetjenesten for pasienter med store helsebehov.

2. Presentasjon av datamaterialet

Store deler av denne rapporten bygger på datamateriale hentet fra tre ulike kilder: en omfattende spørreskjemaundersøkelse blant norske fastleger, data fra trygdeetatens legeregningsskontroll for årene 2001-2003 og data fra Levekårsundersøkelsen 2002. En kort beskrivelse av datakildene er gitt nedenfor.

2.1 Allmennlegeundersøkelsen 2002

Høsten 2002 ble det gjennomført en omfattende spørreskjema-undersøkelse blant norske allmennleger. Spørreundersøkelsen er et samarbeidsprosjekt mellom Handelshøyskolen BI, Universitetet i Oslo og Legeforeningens forskningsinstitutt. Formålet med undersøkelsen var å kartlegge allmennlegenes arbeidssituasjon etter at Fastlegeordningen ble innført 1. juni 2001.

Spørreskjemaet inneholdt spørsmål om pasientkontakter og arbeidstid, henvisninger og praksisforhold. I tillegg inneholdt spørreskjemaet en bolk som omhandler allmennlegenes situasjon etter fastlegereformen. Denne bolken omfattet spørsmål om listelengde, listetak, ønske om flere/færre pasienter på listen, pasientsammensetning og tilfredshet i praksis og med situasjonen som allmennlege etter innføringen av fastlegeordningen.

Administrering og gjennomføring av undersøkelsen ble foretatt av Legeforeningens forskningsinstitutt. Spørreskjema ble sendt ut til i alt 3 355 fastleger. 67 skjema ble returnert uåpnet. 2 306 fastleger har besvart skjemaet. Dette gir en svarprosent på 70 %, noe vi vurderer som meget bra for denne typen undersøkelse.

Alders- og kjønnsammensetningen blant legene som deltok i undersøkelsen, er i samsvar med fordelingen blant alle allmennlegene med fastlegeavtale, slik den framkommer i Rikstrygdeverkets styringsdata for fastlegeordningen per 30. september 2002 (Rikstrygdeverket 2002). Den gjennomsnittlige listelengden blant fastlegene samlet, målt ved antall fastlegeavtaler/antall innbyggere på listene, er noe lavere enn gjennomsnittlig listelengde for legene i vårt materiale. Leger med korte lister/deltidspraksis synes derfor å være noe underrepresentert. Andelen spesialister i allmennmedisin er også noe høyere blant legene som deltok i spørreundersøkelsen sammenlignet med hele fastlegepopulasjonen. Det er liten forskjell på fordelingen av leger etter landsdeler, mens leger som arbeider i sentrale kommuner og kommuner

med mer enn 20 000 innbyggere er noe sterkere representert i dataene fra spørreskjemaundersøkelsen enn blant alle allmennlegene med fastlegeavtale. En bred presentasjon av Allmennlegeundersøkelsen 2002 er gitt i Grytten m.fl. (2003).

2.2 Data fra trygdeetatens legeregningskontroll

Dataene fra trygdeetatens legeregningskontroll omfatter pasientkontakter for utvalgte perioder i årene 2001, 2002 og 2003. Dataene inneholder opplysninger fra legenes regningskort til trygdekantoret og er på pasientkontaktnivå. Datamaterialet omfatter pasientdata som alder, kjønn og diagnose (ICPC) samt refusjonsdata basert på takstbruk som er refusjonsberettiget i henhold til Normaltariffen. I tillegg gir materialet opplysninger om legens alder, kjønn og arbeidskommune og om vedkommende er spesialist i allmenntmedisin. Pasientkontakter foretatt i ordinær praksis skilles fra legevaktkontakter. Pasientkontakter for hver lege er summert opp til en legedatafil der legen er enhet. Datamaterialet er tilrettelagt slik at det for hver lege er inkludert ett månedsoppgjør, det vil si pasientkontakter for én måned. Dataene fra høsten 2001 omfatter 1 637 allmennleger, mens materialet for høsten 2002 og høsten 2003 omfatter henholdsvis 2 828 og 2 341 leger.

I tillegg til dataene fra selve legeregningskontrollen, har vi via Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD) koblet på data fra fastlegedatabasen. Dette gjelder opplysninger om legens listelengde, listetak, endringer på listen (tilgang/avgang) og alders- og kjønnssammensetningen på listen. Tabell 2.1 gir en oversikt over datamaterialet fra trygdeetatens legeregningskontroll.

Tabell 2.1 Legeregningskontrollen 2001-2003.
Oversikt over datamaterialet.

	2001	2002	2003
Antall leger/månedsoppgjør	1 637	2 828	2 341
Antall pasientkontakter	819 897	1 178 431	890 235
Antall konsultasjoner	433 925	676 282	618 683
Antall kommuner representert	184	392	361
Gjennomsnittlig listelengde:			
Menn + kvinner	1 259	1 223	1 263
Menn	1 316	1 269	1 306
Kvinner	1 117	1 108	1 149
Andel kvinnelige fastleger	28,5	28,8	27,3
Andel fastleger i alderen:			
20-29 år	1,1	0,4	0,3
30-39 år	19,1	18,2	15,3
40-54 år	61,2	59,5	61,8
55-66 år	18,0	20,9	21,9
67-74 år	0,6	1,0	0,7
Andel spesialister i allmenntilleggsmedisin	66,8	64,1	69,9

2.3 Levekårsundersøkelsen 2002

Levekårsundersøkelsen 2002 er gjennomført av Statistisk sentralbyrå. Undersøkelsen er en tverrsnittsundersøkelse. Til undersøkelsen ble det trukket to separate utvalg: Statistisk sentralbyrås ordinære hovedutvalg og et tilleggsutvalg på oppdrag fra Nasjonalt folkehelseinstitutt. Begge utvalgene er landsrepresentative og består av 5 000 hjemmeboende personer i alderen 16 år og eldre (Hougen og Gløbøden 2004). Spørsmålene vi har benyttet i vår analyse er hentet fra begge utvalgene. Dette dreier seg om spørsmål knyttet til bruk av allmennlege, forekomst av kroniske sykdommer og respondentenes egenvurdering av sin helse. Datainnsamlingen ble gjennomført som en kombinasjon av besøksintervju, telefonintervju og postalt skjema og foregikk høsten og vinteren 2002/2003. Svarprosenten for hovedutvalget og tilleggset utvalget er om lag 70 %, mens det for det postale utvalget er 64 %.

Til hver respondent har vi via Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste fått koblet på opplysninger om listetaket og listelengden til den fastlegen respondenten er tilknyttet.

3. Fastlegereformen og folketrygdens utgifter

3.1 Innledning

Folketrygden er en viktig finansieringskilde for allmennlegetjenesten i Norge. I 2003 var folketrygdens samlede utbetalinger til allmennlegetjenesten ca. 2,5 milliarder kroner (Rikstrygdeverket 2004). Frem til fastlegeordningen trådte i kraft 1. 6. 2001 var det i hovedsak de privatpraktiserende allmennlegene med og uten kommunal driftsavtale som mottok stykkprisrefusjoner fra folketrygden. Kommunalt ansatte leger mottok fast lønn fra kommunen i ordinær arbeidstid, mens de fikk stykkprisrefusjoner fra folketrygden for legevaktkjøring. Etter at fastlegeordningen ble innført mottar i prinsippet alle fastleger stykkprisrefusjoner fra folketrygden. Fastlegene får også et årlig tilskudd fra kommunen for hver listepasient. Tilskuddet per listepasient er ment å utgjøre ca. 30 % av fastlegenes inntekter. I gjennomsnitt er inntektene fra folketrygden ment å utgjøre ca. 40 % av fastlegenes inntekter. Resten av inntekten kommer fra pasientenes egenandeler (Sosial- og helsedepartementet 1999).

Vi reiser problemstillingen om fastlegereformen har påvirket folketrygdens utgifter til allmennlegehjelp. Dette spørsmålet har ikke vært underlagt noen systematisk analyse. Vi beskriver endringene i folketrygdens utgifter til allmennlegetjenesten for perioden 1998-2003; dvs. i en periode på tre år før og tre år etter reformen. Formelt kan folketrygdens refusjonsutgifter til privatpraktiserende allmennleger i år t dekomponeres i følgende faktorer (Grytten og Skau 2002):

$$\left(\frac{Utgifter}{Innbygger}\right)_t = \left(\frac{Legeårsverk}{Innbygger}\right)_t \times \left(\frac{Kontakter}{Legeårsverk}\right)_t \times \left(\frac{Utgifter}{Kontakt}\right)_t$$

hvor $\left(\frac{Utgifter}{Kontakt}\right)_t$ igjen kan dekomponeres i:

$$\left(\frac{Prøver og behandlinger}{Kontakt}\right)_t \times \left(\frac{Stykkpris}{Prøver og behandling}\right)_t$$

Vi studerer endringer i utgifter per innbygger ut fra endringer i legeårsverk, folketall og stykkpriser. Disse størrelsene er kjente og kan brukes til å beskrive den forventede utgiftsutviklingen med utgangspunkt i basisåret 1998. Antall kontakter per legeårsverk og antall prøver og antall behandlinger per kontakt er størrelser som beskriver eventuelle endringer i pasientenes atferd (legesøkning, sykkelighet) og/eller legenes praksisatferd. Differansen mellom forventede utgifter per innbygger og faktiske kontoførte utgifter vil kunne tilskrives en eller begge disse faktorene. Eventuelle avvik mellom forventede og faktiske utgifter vil da bety at det enten har vært endringer i befolkningens bruk av sine allmennleger og/eller endringer i legenes praksis i perioden 1998-2003.

3.2 Datagrunnlag – beskrivelse og diskusjon

3.2.1 Refusjonstall

Tallene over trygderefusjoner som benyttes i denne artikkelen omfatter både kontorpraksis og legevakt og er hentet fra trygdeetatens regnskaper (Rikstrygdeverket 2001-2004). I perioden før 1. juni 2001 omfatter refusjonene allmennleger med og uten kommunal avtale og legene som deltok i fastlegeforsøket. For de tidligere fastlønnslegene er utgifter til legevakt inkludert. I perioden etter fastlegereformen inkluderer refusjonene alle fastleger med fastlegeavtale med kommunen. I fastlegeordningen er det også noen fastlønnsleger som utløser trygderefusjoner i ordinær praksis, men hvor refusjonene tilfaller kommunen. Disse refusjonsutgiftene er også inkludert.

3.2.2 Legeårsverks- og befolkningstall

Tall over antall legeårsverk er hentet fra Statistisk sentralbyrå og omfatter årsverk utført av leger i kommunehelsetjenesten utenfor institusjoner for eldre og hjemmetjenestene (Statistisk sentralbyrå 2004a). Før 1. juni 2001 var det i første rekke legeårsverk utført av allmennleger i privat praksis med og uten avtale om driftstilskudd som påvirket folketrygdens refusjonsutgifter. Disse er derfor, sammen med legene i fastlegeforsøket, inkludert i analysene, mens årsverk utført av fastlønnsleger og turnusleger ikke er inkludert.

Etter 1. juni 2001 er det først og fremst antall fastlegeårsverk som påvirker folketrygdens utgifter. Det er også noen fastlønnte leger som utløser trygderefusjoner. Antall årsverk for den sistnevnte legegruppen er noe usikkert. For eksempel oppgir Statistisk sentralbyrå at det i 2003 var 506 fastlønnede legeårsverk (Statistisk sentralbyrå 2004a). Dette inkluderer

imidlertid også leger med fast lønn som ikke driver kurativ praksis, men som arbeider i administrative stillinger eller som utfører rene tilsynsfunksjoner (Statistisk sentralbyrå 2004b). I Rikstrygdeverkets fastlegedatabase var det 386 fastlønte fastleger som genererte trygderefusjoner i 2003. Vi bruker dette, og tilsvarende tall fra Rikstrygdeverkets fastlegedatabase for 2001 og 2002, som anslag på antall legeårsverk for de fastlønnede allmennlegene som genererer utgifter fra trygden (Rikstrygdeverket 2001-2003). Antall legeårsverk settes da lik antall fastlønnede leger for denne legegruppen. Dette vil nok overestimere antall legeårsverk, siden det er lite trolig at alle disse legene jobber fulltid med kurativ praksis. I en helhetsvurdering blir imidlertid feilkilden liten. Hovedtyngden av antall legeårsverk utgjøres av antall privatpraktiserende fastleger; de fastlønte legene utgjør tross alt bare en liten andel av fastlegene (ca 10 %).

Statistisk sentralbyrå samler inn sine tall per 31. desember hvert år. Tallene angir antall legeårsverk ved utgangen av hvert år. Tallene over trygderefusjoner dekker et helt år. I analysen har vi benyttet et middeltall for legeårsverk ved å beregne gjennomsnittet av årsverk registrert i det aktuelle året og det foregående år. På denne måten blir det større grad av samsvar mellom tidsperioden refusjonstallene dekker og perioden legeårsverkstallene dekker. Data om antall innbyggere er hentet fra Statistisk sentralbyrå og gjelder middelfolkemengden det enkelte år (Statistisk sentralbyrå 2004c).

3.2.3 Stykkprishonorarer

Den økonomiske effekten av takstoppgjørene bestemmes av endringene i stykkprisene for den enkelte takst og forbruket av taksten. For å beskrive endringene i stykkprisene isolert, har vi derfor konstruert en prisindeks etter følgende formel (Getzen 1999):

$$\sum \frac{\text{stykkepris i } \hat{a}_{r_t}}{\text{stykkepris i } \hat{a}_{r_0}} \text{ for takst}_i \times \frac{\text{utgifter for takst}_i}{\text{totale utgifter}} \text{ for } \hat{a}_{r_0}$$

Stykkeprisene for hver takst er hentet fra normaltariffen (Rikstrygdeverket 1998-2003). Referanseåret, \hat{a}_{r_0} , er avtaleåret 1998-99 som dekker perioden 1. juli 1998 til 30. juni 1999. I avtaleåret 1998-99 omfattet normaltariffen 194 ulike takster for allmennleger.

For å beregne vektene for den enkelte takst, dvs. utgiftsandelen for hver av de 194 ulike takstene, brukes data fra trygdeetatens edb-baserte kontroll av legeregninger. Tallmaterialet omfatter avtaleåret 1998-99. Dataene er

tilrettelagt av oss, slik at hver lege er representert med ett månedsoppgjør. Både ordinær kontorpraksis og legevakt er inkludert. Materialet omfatter om lag 445 000 pasientkontakter fordelt på 1 224 leger. Prisutviklingen, basert på prisindeksen for perioden 1998 til 2003, er beskrevet i Tabell 3.1.

I hele perioden har det vært en økning i stykkprisene, økningen var størst i midten av perioden. Endringene i stykkprishonorarene slår ulikt ut for de ulike takstgruppene (Tabell 3.1 og Figur 3.1). Gruppene enkle kontakter og konsultasjonstakster har hatt størst prosentvis økning fra 1998-2003. Økningen har vært på rundt 50 % (Tabell 3.1 og Figur 3.1).

For enkle kontakter var økningen spesielt stor for avtaleårene 1999-2000, og 2000-2001. For de påfølgende avtaleår har det nesten ikke vært noen økning i disse stykkprishonorarene. Økningen i den vanlige konsultasjonstaksten var størst i perioden 1999-2002.

Det har også vært en tydelig økning i stykkprishonorarene innenfor de andre takstgruppene, med unntak for takstene for radiologi. Særtakstene har hatt en økning på 23,5 %, mens laboratorietakstene har hatt en økning på 16 % fra 1998 til 2003. For laboratorietakstene har det vært en jevn årlig stigning i honorarene fra fastlegereformen ble innført.

Takstene for sykebesøk har økt med 37,2 % fra 1998 til 2003. Den største økningen kom i avtaleåret 2001-2002; da steg honoraret med 35,9 %.

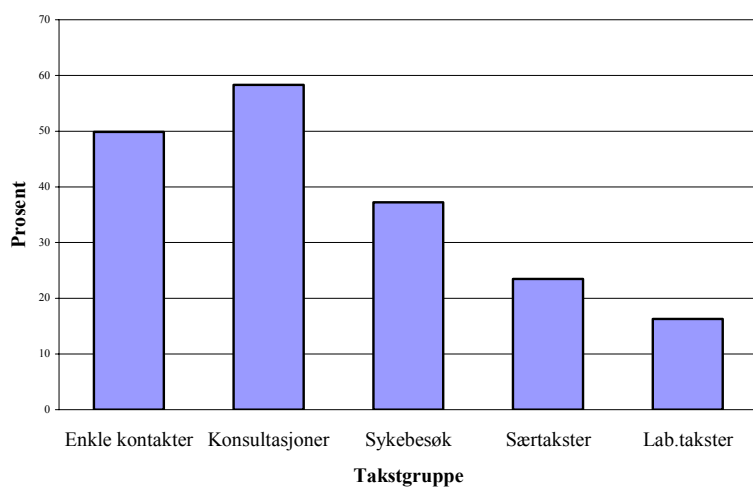
Tabell 3.1 Takster for allmennleger. Prisindeks 1998-2003 (avtaleåret 1998-1999=1).

Takstgruppe	Antall takster	Indeks					
		1998	1999	2000	2001	2002	2003
Legeerklæringer	8	0,0787	0,0853	0,0911	0,0902	0,0966	0,0992
Enkle kontakter	7	0,081	0,0721	0,089	0,1185	0,1214	0,1214
Konsultasjonstakster	7	0,3371	0,3405	0,3894	0,4510	0,5133	0,5337
Sykebesøktakster	7	0,0504	0,0415	0,0411	0,0444	0,0604	0,0691
"Andre" takster ¹	14	0,0985	0,1003	0,1022	0,1081	0,1186	0,1252
Særtakster	101	0,1162	0,1221	0,1247	0,1335	0,1408	0,1435
Labororientertakster	33	0,1820	0,1923	0,1789	0,1848	0,1970	0,2117
Radiologitakster	17	0,0004	0,0004	0,0004	0,0004	0,0004	0,0004
Samlet	194	0,9441	0,9545	1,0168	1,1310	1,2485	1,3042

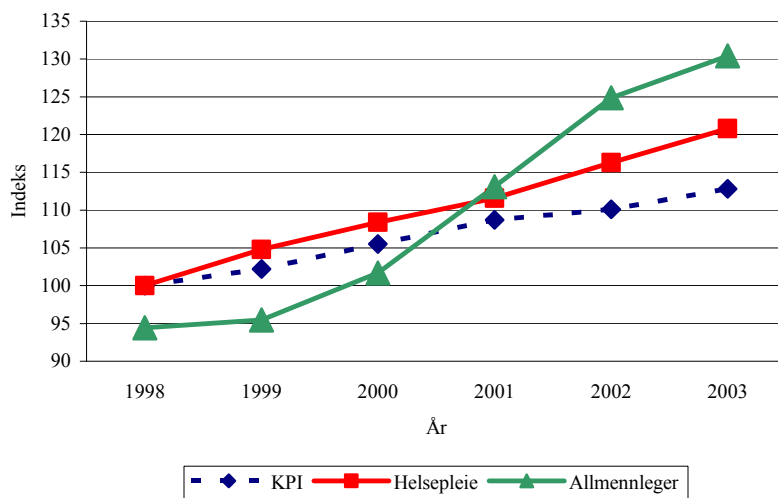
Takstgruppe	Prosent endring					
	1998-99	1999-2000	2000-2001	2001-2002	2002-2003	1998-2003
Legeerklæringer	8,4	6,9	-1,0	7,1	2,7	26,1
Enkle kontakter	-10,9	23,4	33,2	2,4	0,0	49,9
Konsultasjonstakster	1,0	14,4	15,8	13,8	4,0	58,3
Sykebesøktakster	-17,6	-0,9	8,1	35,9	14,4	37,2
"Andre" takster ¹	1,9	1,9	5,7	9,7	5,6	27,2
Særtakster	5,1	2,1	7,1	5,5	1,9	23,5
Labororientertakster	3,8	-7,0	3,3	6,6	7,5	16,3
Radiologitakster	-2,2	2,3	-0,7	-0,7	0,0	-1,4
Samlet	1,1	6,5	11,2	10,4	4,5	38,1

¹ Reisetillegg, tillegg for deltakelse i organisert legevakt, godtgjørelse for tverrfaglig samarbeid

Figur 3.1 Prisindeks allmennleger. Prosentvis endring 1998-2003.



Figur 3.2 Prisindekser 1998- 2003.



I Figur 3.2 har vi fremstilt prisindeksen for stykkprishonorarene sammen med konsumprisindeksen og prisindeksen for helsepleie (Statistisk sentralbyrå 2005a, 2005b). Før fastlegereformen ble innført var det en lavere prisvekst i stykkprishonorarene sammenlignet med veksten i de to andre indeksene. Dette endret seg imidlertid med innføringen av fastlegeordningen. Økningen i stykkprishonorarene fra 2000 medførte at nivået på stykkprishonorarene steg til et nivå vel over nivået på konsumprisindeksen og indeksen for helsepleie³.

3.3 Hvordan forklare utgiftsveksten?

3.3.1 Folketrygdens aggregerte utgifter

Perioden 1998 til 2003 er karakterisert ved en kraftig utgiftsvekst i folketrygdens utgifter til allmennlegetjenesten (Tabell 3.2, kolonne II og III). I nominelle kroner steg utgiftene fra 1 374 millioner kroner i 1998 til 2 524 millioner kroner i 2003. Dette tilsvarer en økning på 84 %. Omregnet til utgifter per innbygger tilsvarte dette en økning fra 310 kroner i 1998 til 553 kroner i 2003 (Tabell 3.2, kolonne VIII). Økningen var på 78 %, og den var spesielt stor fra 2000 til 2001, og fra 2001 til 2002.

³ En sammenligning mellom prisindeksen for allmennlegetakstene og indeksen for totale arbeidskraftskostnader i industrien i Norge, viser at mens allmennlegenes takster har økt med 38 %, har veksten i indeksen for totale arbeidskraftskostnader vært nær 27 % (Statistisk sentralbyrå 2005c).

Tabell 3.2 Faktisk og predikert refusjon til allmennleger 1998-2003, gitt befolkningsvekst, endring i legeårsverk og endring i priser.

I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV	XV
År	Samlet refusjon (mill. kroner)	Prosent vekst i samlede refusjoner fra året før	Antall innbyggere	Legeårsverk	Legeårsverk per 10 000 innbygger	Refusjon per legeårsverk (nom.kr)	Refusjon per innbygger (nom.kr)	Prosent vekst i refusjon per innbygger fra året før	Prisindeks - allmennleger (1998-99=1)	Refusjon per legeårsverk 1998-takster	Refusjon per innbygger justert for endring i legeårsverk	Beregnet refusjon per innbygger justert for endring i legeårsverk og takster	Differanse: Beregnet refusjon minus kontoført refusjon	% avvik fra kontoført refusjon
1998	1 374,5	2,2 %	4 431 464	2 491	5,62	551 897	310	1,6 %	0,9431	551 897	310	310	0	0 %
1999	1 452,6	5,7 %	4 461 913	2 624	5,88	553 582	326	5,0 %	0,9550	546 684	325	329	3	1 %
2000	1 587,9	9,3 %	4 490 967	2 674	5,95	593 829	354	8,6 %	1,0168	550 787	329	354	1	0 %
2001	1 981,6	24,8 %	4 513 571	2 821	6,25	702 570	439	24,2 %	1,1310	585 848	345	414	-25	-6 %
2002	2 341,5	18,2 %	4 538 159	3 267	7,20	716 713	516	17,5 %	1,2485	541 395	397	526	10	2 %
2003	2 524,4	7,8 %	4 564 855	3 297	7,22	765 782	553	7,2 %	1,3042	553 756	399	551	-2	0 %

Kommentarer til kolonnene:

- II Samlet kontoført refusjon. Fram til 2001 omfatter beløpet refusjon til allmennleger med og uten driftstilskudd, kontorpraksis og legevakt samt merutgifter i forbindelse med Fastlegeforsøket, deretter refusjoner til fastleger i privat praksis og fastleger med fast lønn.
- IV Middelfolkemengde.
- V Årsverk utført av allmennleger med og uten avtale utenfor institusjoner for eldre og hjemmetjenester fram til og med 2001, deretter allmennleger med avtale og fastlønnte fastleger. Beregnet middeltall: Årsverk for år t: $(\text{år t} + \text{år t-1})/2$.
- VIII Refusjon per innbygger beregnet som: (refusjon per legeårsverk (kolonne VII) * legeårsverk per innbygger (kolonne VI))
- XI Refusjon per legeårsverk 1998-takster beregnet som: refusjon per legeårsverk i nominelle kroner (kolonne VII) deflatert med prisindeks for allmennleger (kolonne X)
- XII Beregnet refusjon per innbygger justert for endring i legeårsverk per 10 000 innbyggere beregnet som: (refusjon per legeårsverk (kolonne VII) * legeårsverk per innbygger (kolonne VI)) der refusjon per legeårsverk holdes konstant (1998).
- XIII Beregnet refusjon per innbygger, justert for endringer i legeårsverk per 10 000 innbyggere og takstendringer (prisindeks for allmennleger). Utgangspunktet for beregningen er kolonne XII som er justert med prisindeksen for allmennleger (kolonne X).

3.3.2 Hvor mye av veksten i folketrygdens utgifter forklares av veksten i legeårsverk?

I perioden 1998 til 2003 steg det *samlede* antall legeårsverk der det ble utløst trygderefusjoner med 32 % (turnusleger ikke inkludert) (Statistisk sentralbyrå 2004a). Fra 1998 til 2003 økte antall innbyggere med 3 % (Tabell 3.2, kolonne IV) (Statistisk sentralbyrå 2004c). Befolkningsveksten modifierer derfor inntrykket av økningen i antall legeårsverk noe: Dersom årsverkene regnes per 10 000 innbyggere, er den samlede veksten i antall legeårsverk som utløser refusjoner redusert til 28 % for tidsrommet 1998-2003 (Tabell 3.2, kolonne VI).

I kolonne XII i Tabell 3.2 har vi beregnet den *forventede* refusjonen per innbygger når det justeres for økningen i legeårsverk og innbyggertall. Utgangspunktet for beregningen er refusjonen per innbygger i 1998. I perioden 1998 til 2003 steg refusjonene med 89 kroner per innbygger, fra 310 kroner til 399 kroner. Dette tilsvarer en økning på 29 %. Den opprinnelige veksten per innbygger fra 1998 til 2003 var på 78 % (Tabell 3.2, kolonne VIII); ved å justere for økningen i legeårsverk forklares mer enn halvparten av den opprinnelige utgiftsveksten (Tabell 3.2, kolonne XII).

3.3.3 Bidraget fra prisindeksen

Endringer i takstene er naturligvis også en vesentlig faktor for å kunne forklare utgiftsutviklingen. I Tabell 3.2, kolonne X presenteres beregningene fra prisindeksen. I Tabell 3.2, kolonne XIII har vi beregnet de forventede utgifter per innbygger, justert for legeårsverk per 10 000 innbyggere og endringer i stykkprisene for perioden 1998 til 2003. I hele perioden er det høy grad av samsvar mellom de faktiske (Tabell 3.2, kolonne VIII) og de forventede refusjonene (kolonne XIII). For alle årene, med unntak av 2001, var forskjellen mellom forventede og faktiske refusjoner i størrelsesorden 0-2 % (Tabell 3.2, kolonne XV).

3.4 Diskusjon

Det har vært en markant økning i folketrygdens utgifter til allmennlegehjelp i perioden like før og like etter at fastlegereformen ble innført. Våre analyser viser at mesteparten av denne utgiftsøkningen kan forklares med en økning i antall legeårsverk per innbygger og med en økning i refusjonshonorarene.

Økningen i legeårsverk har langt på vei kommet som et resultat av en tilsiktet politikk fra myndighetenes side. Ved innføringen av reformen var det viktig at det var tilstrekkelig med allmennleger slik at alle innbyggerne fikk en plass

på en liste – derfor ble det opprettet flere legehjemler i kommunene samtidig som økt utdanningskapasitet gjorde det lettere å få besatt stillingene (Bakke 2003). Det er trolig at denne økningen i legeårsverk isolert sett også har medført en økning i antall konsultasjoner per innbygger. Nivået på takstene bestemmes ved årlige forhandlinger mellom Den norske lægeförening og staten. Veksten i takstene var spesielt høy akkurat i perioden like før og like etter innføringen av reformen. En nærliggende tolkning er at et godt takstoppgjør for allmennlegene ved oppstarten av reformen ville gjøre legene mer positive til reformen og derfor også gjøre implementeringen av reformen lettere. Det er også verdt å merke seg at veksten i takstene har avtatt de to siste årene hvor vi har data.

En tolkning av våre funn er at det har vært nesten ingen, eller bare en marginal endring i antall kontakter per legeårsverk og antall prøver og antall behandlinger per kontakt som følge av at fastlegereformen ble innført. Dette underbygges også ved at refusjonsinntektene per lege er tilnærmet uendret etter justering for prisindeksen (Tabell 3.2, kolonne XI). I 1998 var refusjonsinntekten per lege ca 551 900 kroner. Refusjonene i 2003, målt i 1998-kroner, var 553 800 kroner. Våre funn er i samsvar med funn fra andre studier som har brukt data på legenivå for å beskrive endringer i allmennlegenes tjensteproduksjon før og etter reformen (Sørensen m.fl. 2003; Sandvik 2003; Grytten m.fl. 2004a). Sandvik sammenlignet tjensteproduksjonen hos en gruppe på 235 spesialister i allmennmedisin i januar 2001 (like før reformen), og i juni 2002 (like etter reformen). I denne perioden var antall konsultasjoner per lege nesten uendret. I 2001 hadde hver lege i gjennomsnitt 84 konsultasjoner per uke, tilsvarende tall i 2002 var 82 konsultasjoner (Sandvik 2003). Tjensteproduksjonen per lege påvirkes også av antall henvisninger til poliklinikk, sykehus eller privat spesialist. Dette er forhold som langt på vei bestemmes av tilbudet av spesialisthelsetjenester. Endringer i dette tilbudet vil kunne påvirke folketrygdens utgifter til allmennlegetjenesten ved at antallet henvisninger øker eller avtar. Grytten og medarbeidere har undersøkt endringer i antall henvisninger før og etter at fastlegereformen ble innført (Grytten m. fl. 2004a). I 1998 omfattet undersøkelsen 1 650 allmennleger, og i 2002 var utvalget på 2 306 allmennleger. De fant bare en ubetydelig økning i antall henvisninger etter at reformen ble innført. Dette er også konsistent med funnet i Tabell 3.2 om at folketrygdens utgifter til allmennlegehjelp i all hovedsak er styrt av endringer i legeårsverk per innbygger og av endringer i takstene.

Ved tolkning av funnene i Tabell 3.2 må vi imidlertid ta forbehold om mulige målefeil i både legeårsverksvariabelen og i variabelen som måler de kontoførte utgiftene. Mulige målefeil i legeårsverk for de allmennlegene som

fortsatt er fastlønnede etter reformen, er diskutert ovenfor. Det kan også være målefeil i folketrygdens kontoførte utgifter til allmennlegetjenesten. Dette kan skyldes alt fra feilposterte utgifter på trygdekontorene til at legen krever refusjoner for tjenester som ikke er utført. Noen takster gir også legen lite refusjon, noe som kan være et incitament til å la være å sende refusjonskrav til trygdekontoret. I 1995 ble den edb-baserte legeregningskontrollen innført. Med den ble det lettere å kontrollere takstbruken til allmennlegene som mottar refusjoner fra folketrygden. Kontroller har avdekket at feil/ulovlig fakturering har forekommet, men i et relativt lite omfang (Kvamme m. fl. 1998; Malde m. fl. 1999). Mulighetene for flere stikkontroller kan ha skjerpet legene i retning av en ”riktigere” fakturering. Feilkildene i de kontoførte utgiftene, i den grad de forekommer, kan derfor ha vært størst på begynnelsen av 1990-tallet, og noen mindre på slutten av 1990-tallet hvor vi har data fra.

3.5 Konklusjon

Det er bra samsvar mellom folketrygdens faktiske utbetalinger og de forventede utgiftene til allmennlegetjenesten. Dette betyr igjen at endringer i stykkpriser og legeårsverk per innbygger forklarer mesteparten av endringene i folketrygdens utgifter til allmennlegehjelp i perioden 1998 til 2003. Resultatene er interessante, ikke minst siden legeårsverk og stykkpriser er to størrelser som direkte påvirkes av offentlig politikk. Folketrygdens økte utgifter i forbindelse med innføringen av fastlegereformen kan sees som en ønsket utvikling, basert på bevisste politiske beslutninger. Resultatene gir ikke holdepunkter til å anta at økningen i folketrygdens utgifter, i hvert fall i noen vesentlig grad, er fremdrevet av at allmennleger har endret atferd som følge av den nye finansierings- og organisasjonsmodellen for allmennlegetjenesten som reformen innebærer.

4. Fastlegereformen og grådige leger med knapphet på listepasienter? Statistiske illusjoner ved bruk av registerdata

4.1 Innledning

Fastlegereformen innebærer et listepasientsystem, der legen får ansvaret for en avgrenset pasientpopulasjon. Legene må selv etter forhandlinger med kommunene sette et listetak som i prinsippet uttrykker det maksimale antallet pasienter allmennlegen ønsker i sin praksis. Ikke alle leger får oppfylt ønsket om antall listepasienter, og de ender opp med ledig listekapasitet. Det har vært hevdet at dette er et problem: leger med ledig listekapasitet kan kompensere manglende inntekter ved å øke refusjonene per listepasient (Iversen og Lurås 2000; Iversen 2004). Dette gjør de fordi de har for lite å gjøre, og ikke fordi pasientene lider av en mer alvorlig sykdom (Lurås og Iversen 2002). I dette kapitlet etterprøver vi dette resultatet.

Ideelt sett er det ønskelig at noen fastleger har åpne lister. Dette ivaretar hensynet til pasientenes valgfrihet og muligheter for legebytte. Innbyggerne har rett til å bytte liste to ganger i året, og skal denne muligheten være reell må det også være noen leger som har kapasitet til å ta imot nye pasienter. Innbyggerne har også rett til å benytte seg av en annen lege enn sin egen fastlege, selv uten å bytte fastlege. I perioder med økt sykkelighet (for eksempel influensaepidemier) er det også viktig at fastlegene har ledig listekapasitet for å unngå kødannelse og lange ventetider.

I tiden etter at reformen ble innført har det vært en reduksjon i antallet fastleger med ledig listekapasitet (Dommerud 2005; Godager m.fl. 2005). Derfor har også Den norske lægeförening nå henstilt kommunene til å øke antallet stillingshjemler slik at det ikke blir for mange lukkede lister (Bakke 2003; Dommerud 2005). Men dersom de positive effektene av et tilstrekkelig antall åpne lister (valgfrihet og god tilgjengelighet) oppveies av de negative effektene (uønsket tjenesteproduksjon), svekker dette begrunnelsen for oppretting av nye hjemler, og for at legene bør ha ledig listekapasitet.

Analysene i forrige kapittel av folketrygdens utgifter til allmennlegetjenesten fra før til etter at fastlegereformen ble innført, ga ikke holdepunkter for å trekke den slutning at mangel på listepasienter medfører økt tjenesteproduksjon per listepasient. Analysene er imidlertid utført på aggregerte data, noe som krever en viss forsiktighet i tolkningen av resultatene. For eksempel kan økt tjenesteproduksjon blant leger som har for lite å gjøre oppveies av

lavere tjenesteproduksjon blant leger som har for mye å gjøre. Nettoeffekten vil da bli tilnærmet lik null selv om noen leger induserer (har ”for lite å gjøre”), mens andre leger rasjonerer tjenestetilbudet (har ”for mye å gjøre”). Analysene som vi nå skal presentere, og som er utførte på mikronivå (lege- og pasientnivå), tar hensyn til tolkningsproblemet som er knyttet til analysen av de aggregerte dataene.

Utgangspunktet for vår studie er flere artikler i dagspressen i mai 2002 og senere i november 2002 (Eliassen 2002; Bjørnstad 2002; Kronberg 2002). Der ble det beskrevet at tre av fire fastleger manglet pasienter, og at de kompenserte for pasientmangelen ved å gi mer behandling til hver pasient. Oppslagene bygger delvis på en artikkel av Hilde Lurås og Tor Iversen i Økonomisk Forum (Lurås og Iversen 2002). I en kritisk artikkel i samme tidsskrift påviste vi litt senere to forhold (Grytten og Sørensen 2004):

Omfattende intervjuundersøkelser tyder *ikke* på at fastlegene står overfor noen betydelig mangel på pasienter eller oppgaver. Mens Lurås og Iversen (2002) offentlig har hevdet at så mye som 75 prosent av fastlegene har færre pasienter enn de foretrekker, tyder vårt materiale på at dette bare gjelder omtrent 20 prosent av legene (Grytten m.fl. 2004b). Dessuten har omtrent like mange leger ansvar for flere pasienter enn ønsket. En del av disse legene er dessuten ofte lokalisert i samme kommune, slik at en vil forvente at en omfordeling av pasienter vil gi legene en arbeidsbelastning i tråd med hva de ønsker seg. Vårt datamateriale er basert på en spørreundersøkelse til litt over 2 300 allmennleger, noe som tilsvarer 70 % av landets allmennleger (Grytten m.fl. 2003). Våre funn støttes nå også av andre studier av fastlegenes arbeidsbelastning (Carlsen 2003; Hetlevik og Hunskaar 2004). I en studie av fastlegene i Bergen oppgir for eksempel bare 21 % at de ønsker seg flere listepasienter (Hetlevik og Hunskaar 2004).

Vi noterer oss nå at registerdata, nesten 4 år etter at fastlegereformen ble innført, i økende grad også støtter oss i disse konklusjonene. Godager m.fl (2005) rapporterer nå om at det er stadig færre leger som har ”for lite å gjøre”. Målt som differansen mellom ønsket og faktisk listelengde var det ca 50 % som hadde for få pasienter i 2001, men dette har falt til ca 30 % i 2003⁴. Dette har skjedd i en periode der legedekningen har blitt betydelig forbedret. Trolig skyldes de dramatiske anslagene på andelen leger med mangel på pasienter i 2001 at mange leger oppga en for høy ønsket listelengde (listetak) ”for å være på sikre siden”. Anslagene basert på

⁴ Ønsket listelengde er her lik legenes innrapporterte listetak, som representerer det maksimale antallet pasienter legene ønsker seg, mens den faktiske listelengden tilsvarer det antallet pasienter som legen blir tildelt fra fastlegekontoret.

spørreskjema er ikke beheftet med denne typen systematiske målefeil (for en utfyllende diskusjon se: Grytten m.fl. 2004b).

I vår artikkel i Økonomisk Forum, og i en annen artikkel i Tidsskrift for Den norske lægeforening, påviste vi dessuten at effekten av pasientmangel på fastlegenes tjenesteproduksjon er beskjeden, og enkelte av våre modellspesifikasjoner tyder på at den er fraværende (Grytten og Sørensen 2004; Grytten m.fl. 2004c). Vi skal her gi ytterligere belegg for dette. Våre funn tyder på at Iversen og Lurås (2000) og Iversen (2004) systematisk overdriver effektene av at leger har færre listepasienter enn de ønsker seg.

I neste avsnitt skal vi oppsummere likheter og forskjeller på våre og Iversen og Lurås (2000) og Iversen (2004) sine analyser. Vi skal vise at tradisjonell regresjonsanalyse (OLS) basert på ulike spesifikasjoner og forskjellige datakilder gir omtrent like estimater av pasientknapphet. Leger med for få pasienter har tilsynelatende 6-15 prosent flere konsultasjoner enn leger med et passelig antall pasienter. Deretter drøftes vår alternative modellspesifikasjon basert på instrumentvariable (2SLS). Alle som har arbeidet med denne typen analyser vet at dette er et krevende terreng. Vi begrunner bruk av denne estimeringsmetoden substansielt, og ikke bare statistisk. Dette gjøres ved supplerende deskriptive analyser, noe som leder til ett av våre hovedpoenger:

Leger som oppgir å ha færre listepasienter enn ønsket, har kort ventetid og god kapasitet til å ta imot listepasienter fra andre legers liste, eller fra pasienter som ikke er registrert på noen liste. Derfor er det, når vi analyserer fastlegenes konsultasjoner med *bare* de listepasientene som de har ansvaret for, liten eller ingen forskjell mellom de legene som oppgir å ha ”for lite å gjøre” og de øvrige legene. Resultatene fra Iversen og Lurås (2000) og Iversen (2004) representerer en statistisk illusjon skapt av unøyaktig bruk av registerdata. Analysene må ta hensyn til at leger med ”for få” listepasienter lar andre legers pasienter, og pasienter som ikke står på noen liste slippe inn på legekontoret.

4.2 Forskjellige metoder og ulike datakilder – men temmelig like resultater

Analyser av legenes praksisatferd kan baseres på ulike metoder. I Tabellene 4.1 og 4.2 nedenfor presenteres estimater basert på to ulike metoder hentet fra to forskjellige typer datasett. La K være antall konsultasjoner per lege, L er antall listepasienter mens X er en indikator for om legen har ”for lite å gjøre” (”for lite å gjøre”=1; ellers=0).

De to spesifikasjonene er da:

$$(1) \quad \text{Log}(K)=b_0+b_1*\log(L)+b_2*X+\text{kontrollvariabler}$$

$$(2) \quad \text{Log}(K/L)=a_0+a_1*X+\text{kontrollvariabler}$$

I den første modellen inngår konsultasjoner *per lege* som avhengig variabel, mens den andre har konsultasjoner *per listepasient* som avhengig variabel. I modell (2) inngår listelengde som avhengig variabel, mens den er uavhengig variabel i modell (1). Modell (2) er et spesialtilfelle av modell (1) der $b_1=1$. Dersom $b_1<1$ betyr det at leger med få listepasienter har hyppige konsultasjoner, noe som både kan skyldes tilbudsinduksjon og rasjonering av tjenestetilbudet (tilgjengelighetseffekter)⁵.

Dersom modell (1) er en korrekt spesifikasjon fordi $b_1<1$ som følge av rasjonering, vil modell (2) kunne feilestimere effekten av X. Dersom pasientene har bedre tilgjengelighet til leger med lange pasientlister (på grunn av lange åpningstider og høy produktivitet), kan modell (2) underestimere effekten av å ha ”for lite å gjøre”. Dersom pasientene har bedre tilgjengelighet til leger med korte lister (noe som leder til høyere konsultasjenshyppighet), kan modell (2) overestimere effekten av X.

Modellen kan estimeres på to ulike typer datasett som måler X på forskjellige måter. Gjennom en spørreundersøkelse (Allmennlegeundersøkelsen 2002) kan vi måle X rett og slett ved å spørre legene om de ut fra en totalvurdering av økonomi, arbeidsbelastning og andre personlige forhold ønsker seg flere, færre eller er tilfreds med det antall listepasienter de allerede har (Grytten m.fl. 2003). Ved bruk av registerdata fra Rikstrygdeverket (Legeregningskontrollen) må X defineres som differansen mellom det innrapporterte listetaket og faktisk listelengde (L). Dersom listetaket er høyere enn faktisk listelengde, antas at legen har ”for lite å gjøre” – legen foretrekker flere listepasienter^{6,7}. Ved bruk av data fra Legeregnings-

⁵ Et analyseoppsett som viser hvordan en empirisk kan skille mellom rasjonering versus indusering er beskrevet av Carlsen og Grytten (1998).

⁶ Det vil neppe være mulig å ”matche” ønsket og faktisk listelengde eksakt; i praksis vil legen måtte godta noe avvik. Vi har derfor definert at for at en lege skal bli klassifisert til å ha for mange/for få listepasienter må avviket mellom listetaket og det faktiske antall listepasienter være pluss/minus 100 pasienter. Vi har robusttestet våre funn der avviket er satt høyere og lavere enn 100 listepasienter. Hovedresultatene er robuste, og endres lite om andre avvikstall brukes.

⁷ Tilsvarende, dersom listelengden er større enn listetaket antas at legen har ”for mye

kontrollen må derfor X defineres som en funksjon av L , og inngå som avhengig variabel i modell (2). Estimering av modell (2) på data fra Legeregningskontrollen betyr derfor at samme variabel (L) benyttes til å definere både avhengig og uavhengig variabel. Dette er uheldig fordi det lett leder til brudd på antakelsen om at residualvariabelen skal være ukorrelert med modellens høyresidevariabler.

Ut fra dette hensynet har vi foretrukket å estimere modell (1) fremfor modell (2) (Grytten m.fl. 2004c; Grytten og Sørensen 2004). Resultatene til Iversen og Lurås (2000) og Iversen (2004) er basert på estimering av modell (2). Deres analyser omfatter 109 fastleger fra forsøkskommunene over et tidsrom på henholdsvis to (2000), og fem år (2004). I artikkelen fra 2004 benytter de en variant av modell (2) der *refusjonsinntekter per listepasient* er avhengig variabel, men uten bruk av listelengde som kontrollvariabel. Det standardiserte takstsystemet gjør at refusjonsinntekter per listepasient vil gi tilnærmet samme resultat som konsultasjoner per listepasient. I artikkelen fra 2000 analyserer de også med antall konsultasjoner per listepasient som avhengig variabel, men her også uten bruk av listelengde som kontrollvariabel.

I Tabellene 4.1 og 4.2 presenteres våre analyseresultater ved bruk av intervjudata fra 2002 (Allmennlegeundersøkelsen 2002), og ved bruk av registerdata for hvert av årene 2001-2003 (Legeregningskontrollen)⁸. I tillegg presenteres også resultater basert på Rikstrygdeverkets opplysninger om de årlige refusjonsutbetalingene til hver enkelt fastlege i 2003. De sistnevnte data tilsvarer den samme type data som Iversen og Lurås (2000) og Iversen (2004) har brukt i sine estimeringer av modell (2) fra forsøkskommunene.

Resultatene i Tabell 4.1 tilsvarer modell (1) der antall konsultasjoner/refusjonsinntekter *per lege* er avhengig variabel, og listelengde inngår som

å gjøre". Dette vil for eksempel være i situasjoner hvor legen har nedjustert listetaket, men hvor fastlegekontoret ikke har redusert listen umiddelbart. Legens ønskede listestørrelse oppnåes ved en naturlig avgang av pasienter, for eksempel ved at pasienten flytter eller dør. Prosentfordelingen av fastleger som har "for mye å gjøre" i henhold til vår definisjon er i vårt materiale fra Legeregningskontrollen: 2001 - 7,5 %; 2002 - 5,9 %; 2003 - 4,3 %. Godager m. fl. rapporterer en stabil andel på rundt 8 % som har lengre liste enn listetak i perioden januar 2002 - juli 2003 (Godager m. fl. 2005, Tabell V1.6).

⁸ I Allmennlegeundersøkelsen 2002 ble fastlegene bedt om å registrere antall konsultasjoner i en vanlig arbeidsuke og hvor mange arbeidsuker de arbeidet per år. Tall på årsbasis ble oppnådd ved å multiplisere antall konsultasjoner per uke med antall arbeidsuker. I Legeregningskontrollen 2001-2003 er antall konsultasjoner registrert på månedsbasis (ett månedsoppgjør).

en kontrollvariabel⁹. Resultatene i Tabell 4.2 fremkommer ved estimering av modell (2), der antall konsultasjoner/refusjonsinntekter *per listepasient* er avhengig variabel. I alle kjøring er relevante kontrollvariabler inkludert¹⁰. Selve effektene av kontrollvariablene er imidlertid uinteressante i forhold til den problemstillingen som belyses. For å forenkle fremstillingen presenterer vi derfor bare effektene av nøkkelvariablene¹¹.

Resultatene i Tabellene 4.1 og 4.2 viser at ”for lite å gjøre” har en signifikant og positiv effekt: leger med ”for lite å gjøre” har fra 6-15 % høyere konsultasjonsfrekvens. Sammenligner vi resultatene for Legeregningskontrollen og Allmennlegeundersøkelsen 2002 finner vi noe sterkere effekter ved bruk av registerdata enn ved bruk av surveydata. Tilsvarende finner vi litt sterkere effekter ved estimering av modell (2) enn ved modell (1), men disse forskjellene er små. Merk at effekten av listelengde ligger i området 0,80-0,86, noe som er forklaringen på at modell (1) gir et litt lavere estimat på ”for lite å gjøre” (X) enn modell (2).

Vi har ikke tilgang til de dataene Iversen og Lurås (2000) og Iversen (2004) har brukt i sine analyser fra forsøkskommunene. Resultatene i Tabell 4.2 samsvarer likevel nokså nøyaktig med de effektene Iversen og Lurås rapporterer. I litt ulike spesifikasjoner finner de fra 9-17 % høyere inntekter per listepasient for de legene som har for lite å gjøre. Vi kan derfor gjenskape Iversen og Lurås sine resultater på våre datasett.

Vi har tidligere konkludert med at tilbudsinduksjon neppe er noe problem for de legene som har ”for lite å gjøre” og som ønsker flere listepasienter (Grytten m.fl. 2004c; Grytten og Sørensen 2004). Våre konklusjoner har vært basert på estimeringer med instrumentvariabler.

⁹ Resultatene i Tabell 4.1 fra Allmennlegeundersøkelsen 2002 og fra Legeregningskontrollen 2001 er tidligere publisert i Økonomisk Forum og i Tidsskrift for Den norske Lægeforening (Grytten og Sørensen 2004, Grytten m.fl. 2004c).

¹⁰ Vi har inkludert opplysninger om kjønns- og aldersfordelingen blant listepasientene, karakteristika ved legen (alder, kjønn og spesialitet) og ved praksisen (solo- eller gruppepraksis).

¹¹ Effektene av kontrollvariablene tilsvarer i all hovedsak de effektene som allerede er beskrevet av Grytten m.fl. (2003).

Tabell 4.1 Effekter av for lite/for mye å gjøre på antall konsultasjoner per lege. Modell (1).
Data fra Allmennlegeundersøkelsen 2002, Legeregningsskontrollen 2001-03 og årlige refusjonsutbetalinger på legenivå 2003.
Vanlig regresjon. Kontrollvariable inkludert, men ikke rapportert. Kontinuerlige variabler på logaritmeform. Absolutte t-verdier i parentes.

Variabler	Allmennlegeundersøkelsen 2002 Antall konsultasjoner per lege	Legeregningsskontrollen 2001 Antall konsultasjoner per lege	Legeregningsskontrollen 2002 Antall konsultasjoner per lege	Legeregningsskontrollen 2003 Antall konsultasjoner per lege	Årlige refusjonsutbetalinger per lege 2003
Listelengde	0,844 * (28,76)	0,844 * (24,96)	0,802 * (28,17)	0,861 * (26,03)	1,393 * (24,35)
For lite å gjøre ¹⁾	0,062 * (2,70)	0,107 * (4,42)	0,116 * (5,03)	0,110 * (4,44)	0,144 * (3,01)
For mye å gjøre ²⁾	-0,016 (0,69)	0,014 (0,36)	0,005 (0,12)	-0,022 (0,48)	-0,186 * (2,17)
R ²	0,341	0,411	0,319	0,321	0,274
n	2 080	1 538	2 683	2 095	3 040

* p<=0,05

¹⁾ Allmennlegeundersøkelsen 2002: =1 hvis legen ønsker flere pasienter

Legeregningsskontrollen og data over årlige refusjonsutbetalinger: = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde >= 100 listepasienter

²⁾ Allmennlegeundersøkelsen: =1 hvis legen ønsker færre pasienter

Legeregningsskontrollen og data over årlige refusjonsutbetalinger: = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde <= -100 listepasienter

Tabell 4.2 Effekter av for lite/for mye å gjøre på antall konsultasjoner per listepasient. Modell (2).
Data fra Allmennlegeundersøkelsen 2002, Legeregningskontrollen 2001-03 og årlige refusjonsutbetalinger på legenvå 2003.
Vanlig regresjon. Kontrollvariable inkludert, men ikke rapportert. Kontinuerlige variabler på logaritmeform. Absolutte t-verdier i parentes.

Variabler	Allmennlegeundersøkelsen 2002 Antall konsultasjoner per listepasient	Legeregningskontrollen 2001 Antall konsultasjoner per listepasient	Legeregningskontrollen 2002 Antall konsultasjoner per listepasient	Legeregningskontrollen 2003 Antall konsultasjoner per listepasient	Årlige refusjonsutbetalinger per listepasient 2003
For lite å gjøre ¹⁾	0,084 * (3,68)	0,126 * (5,24)	0,147 * (6,42)	0,130 * (5,31)	0,090 (1,88)
For mye å gjøre ²⁾	-0,035 (1,50)	-0,008 (0,20)	-0,032 (0,77)	-0,045 (0,97)	-0,103 (1,21)
R ²	0,023	0,082	0,047	0,063	0,098
n	2 080	1 538	2 683	2 095	3 040

* p<=0,05

¹⁾ Allmennlegeundersøkelsen 2002: =1 hvis legen ønsker flere pasienter

Legeregningskontrollen og data over årlige refusjonsutbetalinger: = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde >= 100 listepasienter

²⁾ Allmennlegeundersøkelsen: =1 hvis legen ønsker færre pasienter

Legeregningskontrollen og data over årlige refusjonsutbetalinger: = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde <= -100 listepasienter

4.3 Bruk av instrumentvariabler: velbegrunnet eller villedende?

Resultatene i Tabellene 4.1 og 4.2 forutsetter at fastlegenes *reelle* pasientpopulasjon er definert ved listelengden alene. Det er ikke opplagt. En mulig kritikk av analysene i Tabellene 4.1 og 4.2 er at fastlegene tar i mot to kategorier av pasienter, de som er registrert på legens liste ("interne" pasienter) og de som er registrert på andre legers liste, eller som ikke har noen fast lege¹² ("eksterne" pasienter). Tolkningene av analysene i Tabellene 4.1 og 4.2 forutsetter at legene kun tar imot "interne" pasienter, eller at konsultasjoner med "eksterne" pasienter er tilfeldig fordelt mellom legene. Vi mistenker at leger som har "for lite å gjøre" har flere konsultasjoner med "eksterne" pasienter enn leger som har "for mye å gjøre", eller er tilfreds med arbeidsbelastningen¹³. Dette representerer et behov for å benytte "korrigerede listelengder" – den reelle listelengden $L^* > L$ for leger med mange "eksterne" konsultasjoner, mens $L^* < L$ for leger med få "eksterne" konsultasjoner¹⁴. Tabellene 4.3 og 4.4 presenterer deskriptiv statistikk fra Allmennlegeundersøkelsen 2002 som belyser dette punktet.

¹² Den sistnevnte gruppen utgjør to grupper. Den ene gruppen er de som ikke ønsker å stå på noen liste. Disse er i mindretall og utgjorde per 31. 12. 2004 21 700 personer på landsbasis. Den andre gruppen ønsker å stå på en liste, men står enten på en liste uten lege eller har ikke plass på liste – dette skyldes først og fremst mangel på leger. Dette tilsvarer til sammen 74 957 personer ved utgangen av 4. kvartal 2004 (Rikstrykdeverket 2004b).

¹³ Man kan oppsøke en annen fastlege uten å betale økte egenandeler, såfremt man ikke står utenfor selve fastlegeordningen.

¹⁴ En annen mulig kritikk av analysene i Tabellene 4.1 og 4.2 er at legen har en kort liste fordi han/hun har mange pasienter som har høy sykkelighet, og som krever hyppig oppfølging. Med andre ord: et høyt antall konsultasjoner gjør at legen må holde listelengden nede. Dette tilsier også at analysene bør baseres på en "korrigeret listelengde" L^* der listelengden er justert med pasientenes sykkelighet. Hvis listepasientene har høy sykkelighet skal $L^* > L$, og motsatt ved lav sykkelighet.

Tabell 4.3 Faktisk og predikert listelengde. Gjennomsnitt.
Data fra Allmennlegeundersøkelsen 2002.

Vurdering av arbeidsmengde	n	Faktisk listelengde	Predikert listelengde ³⁾	Differanse	Antall konsultasjoner per lege per år	Konsultasjoner per år per faktisk listelengde	Konsultasjoner per predikert listelengde per år
For lite å gjøre ¹⁾	469	1 120	1 286	166	3 414	3,05	2,65
For mye å gjøre ²⁾	408	1 441	1 291	-150	3 859	2,68	2,99
Tilfreds med antall pasienter	1 329	1 287	1 276	-11	3 578	2,78	2,80

¹⁾ =1 hvis legen ønsker flere pasienter

²⁾ =1 hvis legen ønsker færre pasienter

³⁾ Estimert på grunnlag av instrumentvariabler (se Grytten og Sørensen 2004; Grytten m. fl. 2004c)

Tabell 4.3 viser faktisk listelengde for leger som har oppgitt at de har ”for lite å gjøre”, ”for mye å gjøre” og som er ”tilfreds med antall pasienter”. Legg merke til at faktisk listelengde er kortere for de som har ”for lite å gjøre”. Tabellen viser deretter en predikert listelengde (eller ”korrigert listelengde”) som er hentet fra vår artikkel i Økonomisk Forum og i Tidsskrift for Den norske lægeforening (Grytten og Sørensen 2004; Grytten m.fl. 2004c). Vi skal ikke her gjenta hvordan denne er estimert (bruk av instrumentvariable), men nøye oss med å konstatere at predikert listelengde er høyere enn faktisk listelengde for leger som har ”for lite å gjøre”. Forskjellen er på 166 listepasienter. Predikert listelengde er tilsvarende lavere enn faktisk listelengde for leger som har ”for mye å gjøre”. Her er forskjellen på 150 listepasienter.

Når vi i våre tidligere analyser erstattet faktisk listelengde med denne predikerte listelengden forsvant alle spor av tilbudsinduksjon (Grytten og Sørensen 2004; Grytten m.fl. 2004c). Dette fremkommer også i Tabell 4.3: Mens leger med ”for lite å gjøre” har en høy konsultasjonshyppighet målt relativt til *faktisk* listelengde, har de en lav konsultasjonshyppighet målt relativt til *predikert* listelengde. Antall konsultasjoner per *faktisk* listepasient er 3,05. Dette indikerer tilsynelatende tilbudsinduksjon, og er konsistent med funnene i Tabell 4.2. Antall konsultasjoner per *predikert* listelengde er imidlertid 2,65, og lavere enn verdiene for de legene som er i kategoriene ”for mye” og ”passe” å gjøre. Dette tyder på fravær av tilbudsinduksjon. Spørsmålet er derfor om bruken av korrigert (den predikerte) listelengde er vel begrunnet. Tabell 4.4 kaster lys over dette spørsmålet.

Tabell 4.4 Antall konsultasjoner per lege per år totalt, antall konsultasjoner for legens egne pasienter, antall konsultasjoner for pasienter som ikke står på legens liste og gjennomsnittlig ventetid etter legens vurdering av pasientmengden. Data fra Allmennlegeundersøkelsen 2002.

Vurdering av arbeidsmengde	n	Antall konsultasjoner per lege per år totalt	Antall konsultasjoner per år for legens egne pasienter	Antall konsultasjoner per år for pasienter som ikke står på legens liste	Konsultasjoner for pasienter utenfor listen i prosent av totalt antall konsultasjoner	Ventetid i dager - ikke øyeblikkelig hjelp
For lite å gjøre ¹⁾	469	3 414	3 078	336	9,8	5,8
For mye å gjøre ²⁾	408	3 859	3 663	196	5,1	19,6
Tilfreds med antall pasienter	1 329	3 578	3 351	227	6,3	12,3

¹⁾ =1 hvis legen ønsker flere pasienter

²⁾ =1 hvis legen ønsker færre pasienter

I Tabell 4.4 har vi klassifisert fastlegene etter deres arbeidsbelastning, men dessuten identifisert antall konsultasjoner som legen har med ”eksterne” pasienter¹⁵. I tråd med resonnementet foran ser vi at leger som oppgir å ha ”for lite å gjøre” i gjennomsnitt har 336 ”eksterne” konsultasjoner per år (9,8 prosent av alle konsultasjoner), leger med ”for mye å gjøre” har i gjennomsnitt 196 ”eksterne” konsultasjoner per år (5,1 prosent av alle konsultasjoner), mens leger som er tilfredse med antall pasienter har 227 ”eksterne” konsultasjoner per år i gjennomsnitt (6,3 prosent av alle konsultasjoner). Merk at leger med lav arbeidsbelastning har vesentlig kortere ventetid for ikke-øyeblikkelig hjelp, noe som trolig gjør at ”eksterne” pasienter lettere slipper til hos disse legene.

Vi kan nå sammenholde korreksjonen for ”eksterne” konsultasjoner med den korreksjonen vi gjorde ved hjelp av instrumentvariablene (korrigert listelengde) i Tabell 4.3. Bruken av instrumentvariable i Tabell 4.3 gir korreksjoner i samme retning og i samme størrelsesorden som i Tabell 4.4. Den korrigerede listelengden tilskriver legene som har ”for lite å gjøre” en lengre liste enn den faktiske. Men dette er også nødvendig siden leger med ”for lite å gjøre” har en reell pasientpopulasjon som er større enn hva deres faktiske listelengde tilsier. *Ved å bruke predikert listelengde fanger vi opp at leger med ”for lite å gjøre” egentlig har ansvar for flere pasienter enn hva den faktiske listelengden uttrykker.* Selv om bruken av instrumentvariable gir litt sterkere utslag enn korreksjonen ved å trekke eksterne konsultasjoner ut av materialet, gir denne krysspeilingen en forsterket empirisk begrunnelse for bruken av instrumentvariable.

4.4 Fastleger med ”for lite å gjøre” har flere konsultasjoner med andres pasienter – men ikke med egne pasienter. Allmennlegeundersøkelsen 2002

Ved hjelp av Allmennlegeundersøkelsen 2002 kan vi altså identifisere ”eksterne” og ”interne” konsultasjoner. Vi forutsetter at disse korreksjonene gjør bruk av instrumentvariable (2SLS) overflødig, og estimerer modell av type (1) og (2) separat for disse to kategoriene av konsultasjoner. Resultatene er presentert i Tabell 4.5. Vi studerer først de ”eksterne” konsultasjonene.

Leger med lange lister har gjennomgående flere konsultasjoner utenfor listen enn leger med korte lister (Tabell 4.5, modell (1)). Dette kan ha sammenheng

¹⁵ I Allmennlegeundersøkelsen 2002 ble fastlegene bedt om å angi så nøyaktig som mulig hvor mange konsultasjoner de har i en vanlig arbeidsuke med pasienter som ikke står på legens liste (legevakt ikke inkludert).

med at disse er populære leger, at de har lange åpningstider og kanskje kortere ventetid. Inkluderer vi ventetid for time (i dager), endres imidlertid ikke effekten av listelengde.

Viktigere er at antall ”eksterne” konsultasjoner *per lege* er vesentlig høyere for leger som oppgir å ha ”for lite å gjøre”, i størrelsesorden 30 prosent (Tabell 4.5, modell (1)). En del av dette har sammenheng med at disse legene har kortere ventetid enn andre leger. Ser vi på antall ”eksterne” konsultasjoner *per listepasient* er resultatene ennå tydeligere (Tabell 4.5, modell (2)). Leger med ”for lite å gjøre” har henimot 40 prosent flere ”eksterne” konsultasjoner sammenlignet med de som er ”tilfreds” med antallet listepasienter. Som ventet viser også denne spesifikasjonen at en god del av forklaringen skyldes forskjeller i ventetid for time.

Leger som har ”for mye å gjøre” har vesentlig færre ”eksterne” konsultasjoner. I spesifikasjonen med antall konsultasjoner *per lege* har de 20 % færre konsultasjoner enn de legene som har ”passe å gjøre” (Tabell 4.5, modell (2)).

Tabell 4.5 Effekter av for lite/for mye å gjøre på antall konsultasjoner per lege og antall konsultasjoner per listepasient – pasienter utenfor listen. Data fra Allmennlegeundersøkelsen 2002. Vanlig regresjon. Kontrollvariabler inkludert, men ikke rapportert. Kontinuerlige variabler på logaritmeform. Absolutte t-verdier i parentes.

Variabler	Antall eksterne konsultasjoner per lege per år (Modell (1))		Antall eksterne konsultasjoner per listepasient per år (Modell (2))	
	Ventetid for time (i dager) ikke inkludert	Ventetid for time (i dager) inkludert	Ventetid for time (i dager) ikke inkludert	Ventetid for time (i dager) inkludert
Listelengde	0,283 * (4,08)	0,264 * (3,86)		
For lite å gjøre ¹⁾	0,300 * (5,58)	0,142 * (2,52)	0,397 * (7,29)	0,246 * (4,32)
For mye å gjøre ²⁾	-0,113 (1,91)	-0,017 (0,29)	-0,197 (3,28) *	-0,108 (1,78)
Ventetid		-0,195 * (8,15)		-0,188 * (7,60)
R ²	0,057	0,089	0,071	0,099
n	1 886	1 878	1 886	1 878

* p<=0,05

¹⁾ =1 hvis legen ønsker flere pasienter

²⁾ =1 hvis legen ønsker færre pasienter

Tabell 4.6 viser analyseresultater av antall konsultasjoner med *egne* listepasienter. Her har vi altså trukket ut alle de ”eksterne” konsultasjonene. De gjenværende konsultasjonene er dermed *kun fra pasienter som tilhører legens faktiske liste*. Ved estimering av modell (1) finner vi en effekt av listelengde på 0,92, det vil si at antall konsultasjoner *per lege* vokser nå omtrent proporsjonalt med listelengden. Effekten av ”for lite å gjøre” er nå redusert fra 0,062 i Tabell 4.1 til 0,028 i Tabell 4.6. Merk også at signifikansnivået faller kraftig; fra en t-verdi på 2,70 (Tabell 4.1) til 1,15 (Tabell 4.6).

Benytter vi antall ”interne” konsultasjoner *per listepasient* som avhengig variabel (modell (2)) ser vi at effekten av ”for lite å gjøre” er redusert fra 0,084 i Tabell 4.2 til 0,039 i Tabell 4.6. Effektene av ”for lite å gjøre” er altså halvert sammenlignet med den opprinnelige analysen. Også her faller t-verdien kraftig; fra 3,68 i Tabell 4.1 til 1,62 i Tabell 4.6. Uavhengig av modellspesifikasjon er altså effekten av ”for lite å gjøre” ikke lenger statistisk signifikant på konvensjonelt nivå ($p < 0,05$).

Iversen (2004) inkluderer kommunespesifikke dummyvariabler i sine analyser. En begrunnelse for dette er at sykeligheten varierer mellom kommuner, og at av den grunn vil også etterspørselen variere. Til en viss grad fanger kjønns- og alderssammensetningen av pasientene på legenes lister opp noe av denne forskjellen i sykelighet. Men det er også uobserverbare forskjeller i sykelighet som ikke fanges opp ved observerbare karakteristika ved pasientene¹⁶. For å presentere en regresjonsmodell som er mest mulig konsistent med Iversen (2004), estimeres derfor også modell (1) og (2) med kommunespesifikke dummyer (Tabell 4.6). I begge modellene blir nå effekten av ”for lite å gjøre” tilnærmet lik 0. For eksempel er regresjonskoeffisienten i modell (1) -0,021, med en t-verdi på 0,79, som er langt unna statistisk signifikant på konvensjonelt nivå ($p < 0,05$).

Resultatene i Tabellene 4.3-4.6 svekker induseringshypotesen. De ”eksterne” konsultasjonene representerer en tilgjengelighetseffekt, de må trekkes ut når vi skal studere om de legene som har ”for lite å gjøre” induserer på antall konsultasjoner. Når de ”eksterne” konsultasjonene trekkes ut, reduseres den

¹⁶ På data fra Levekårsundersøkelsen 2002 har vi kjørt to separate regresjoner med følgende avhengige variabler: én med hvorvidt respondenten har kroniske sykdommer eller ikke, og én med en femdelte indikator på egen vurdering av helsestilstanden (skala 1-5). I begge regresjonene inkluderte vi først respondentens kjønn og alder som uavhengige variabler, deretter inkluderte vi kommunespesifikke dummyvariabler. I begge regresjonene steg den forklarte variansen med ca 50 % når de kommunespesifikke dummyvariablene ble inkludert.

opprinnelige effekten av å ha ”for lite å gjøre”. Dersom de ”eksterne” konsultasjonene ikke blir trukket fra det totale antallet konsultasjoner, blir en tilgjengelighetseffekt (Tabellene 4.5-4.6) feilaktig tolket som en induseringseffekt.

Lurås (2004) hevder at de tar hensyn til tilgjengelighetseffekten ved å inkludere legedekning på kommunenivå i sine analyser. Men dette er utilstrekkelig. Det er også nødvendig å ta høyde for at tilgjengeligheten til de enkelte leger varierer innenfor kommunen. Dette kommer tydelig frem i våre analyser i Tabellene 4.3-4.6. Resultatene til Iversen og Lurås (2000) og Iversen (2004) er basert på aggregerte data over Rikstrygdeverkets årlige refusjonsutbetalinger til fastlegene i forsøkskommunene. Vi kan ikke se at de der har trukket ut refusjonsutbetalinger som kan tilskrives såkalte ”eksterne” konsultasjoner. Så vidt vi kan se er det heller ikke mulig i disse data å trekke ut inntektene som kan tilskrives de ”eksterne” konsultasjonene. Som vi skal se er det også vanskelig å trekke ut de ”eksterne” konsultasjonene fra dataene fra Legeregningskontrollen.

Tabell 4.6 Effekter av for lite/for mye å gjøre på antall konsultasjoner per lege og antall konsultasjoner per listepasient – egne listepasienter. Data fra Allmennlegeundersøkelsen 2002. Vanlig regresjon og fixed effect med kommunedummier. Kontrollvariabler inkludert, men ikke rapportert. Kontinuerlige variabler på logaritmeform. Absolutte t-verdier i parentes.

Variabler	Antall interne konsultasjoner per lege per år (Modell (1))		Antall interne konsultasjoner per listepasient per år (Modell (2))	
	Vanlig regresjon	Fixed effect med kommunedummier	Vanlig regresjon	Fixed effect med kommunedummier
Listelengde	0,921 * (29,31)	0,890 * (23,53)		
For lite å gjøre ¹⁾	0,028 (1,15)	-0,021 (0,79)	0,039 (1,62)	-0,003 (0,14)
For mye å gjøre ²⁾	-0,003 (0,15)	0,014 (0,53)	-0,013 (0,54)	0,003 (0,14)
R ²	0,353	0,475	0,023	0,206
n	2 061	2 060	2 061	2 060

* p<=0,05

¹⁾ =1 hvis legen ønsker flere pasienter

²⁾ =1 hvis legen ønsker færre pasienter

4.5 Gir registerdata mulighet for å skille mellom ”eksterne” og ”interne” konsultasjoner?

Allmennlegeundersøkelsen 2002 og data fra Legeregningskontrollen gir noenlunde samsvarende resultater når analysene utføres på summen av de ”interne” og de ”eksterne” konsultasjonene (Tabellene 4.1 - 4.2). I lys av det vi nå har funnet i Tabell 4.6, der vi har tatt ut de ”eksterne” konsultasjonene i Allmennlegeundersøkelsen 2002, er det derfor grunn til å tro at regresjonsestimaterne av ”for lite å gjøre” er for høye også for data fra Legeregningskontrollen.

Dessverre er det langt mer komplisert å identifisere ”interne” og ”eksterne” konsultasjoner (og tilhørende inntekter) i registerdataene. Bare til en viss grad er ”eksterne” konsultasjoner registrert ved hjelp av legenes takstbruk. Tre takster kan i utgangspunktet brukes for å identifisere pasienter utenfor legens liste (Normaltariffen 2002-2003) (Rikstrygdeverket 1998-2003).

- 2bd: Tillegg ved konsultasjon hos fastlege for pasient som ikke er tilknyttet fastlegeordningen. Taksten refunderes ikke av folketrygden.
- 2gd: Tillegg ved konsultasjon hos fastlege for fornyet vurdering (second opinion) av pasient tilknyttet fastlegeordningen. Det er en forutsetning for å benytte taksten at legen sender skriftelig rapport til pasientens fastlege. Tilleggstaksten er 150 kroner.
- 2hd: Tillegg ved konsultasjon hos fastlege for pasient som er tilmeldt annen fastlege, herunder asylsøkere som ikke er tildelt fastlege og borgere av EØS-land som ikke er medlemmer av folketrygden. Her er taksten 50 kroner, og dette er den hyppigst benyttede av disse tre takstene.

Takst 2hd kan ikke kreves a) der legen og pasientens lege er i samme gruppepraksis/kontorfelleskap, b) der legen vikarierer for pasientens lege, c) der legen mottar pasienten under avtalt kollegial fraværdeknning eller annen samarbeidsordning med pasientens lege, d) under kommunalt organisert legevakt.

Omtrent 80 % av legene arbeider i gruppepraksis (Grytten m.fl. 2003, Grytten m.fl. 2005). Vi mistenker at det er noe utveksling av listepasienter mellom fastlegene i gruppepraksiser (for eksempel ved sykdomsepidemier), og at denne utvekslingen kan være fra leger som har ”for mye å gjøre”, til leger som har ”for lite å gjøre”. Omfanget av slik pasientutveksling kan

imidlertid vanskelig kartlegges ved data fra Legeregningskontrollen, siden fastlegene ikke kan kreve takst 2hd dersom pasientens fastlege er i praksisen.

Registreringene i Allmennlegeundersøkelsen 2002 er basert på fastlegenes egen rapportering. De er ikke beheftet med underregistrering av "eksterne" konsultasjoner fra leger som arbeider i gruppepraksis. I Tabell 4.7 har vi gruppert fastlegene ut fra praksisform, og ut fra om de har "for lite", "passe" og "for mye" å gjøre. Hovedinntrykket er at det er bare små forskjeller i fordelingen av "for lite", "for mye" og "passe" å gjøre ut fra om legen er i solo- eller gruppepraksis. Uavhengig av praksisform har de som har "for lite å gjøre" flere "eksterne" konsultasjoner enn de som har "for mye å gjøre". For de som har "for lite å gjøre", utgjør de "eksterne" konsultasjonene 9,6 % av samtlige konsultasjoner både i solo- og gruppepraksis.

Tabell 4.7 Antall konsultasjoner per lege per år totalt, antall konsultasjoner for legens egne listepasienter og antall konsultasjoner for pasienter som ikke står på legens liste etter praksistype. Data fra Allmennlegeundersøkelsen 2002.

Vurdering av arbeidsmengde	n	%	Antall konsultasjoner per lege per år totalt	Antall konsultasjoner per år for legens egne listepasienter	Antall konsultasjoner per år for pasienter som ikke står på legens liste	Konsultasjoner for pasienter utenfor listen i prosent av totalt antall konsultasjoner
Solopraksis						
For lite å gjøre ¹⁾	75	3,6	3 423	3 095	328	9,6
For mye å gjøre ²⁾	59	2,8	4 300	4 003	297	6,9
Passe	170	8,1	4 161	3 842	319	7,7
Gruppepraksis						
For lite å gjøre ¹⁾	361	17,3	3 392	3 065	327	9,6
For mye å gjøre ²⁾	330	15,8	3 765	3 586	179	4,8
Passe	1 091	52,3	3 486	3 273	213	6,1
Totalt	2 086	100,0				

¹⁾ =1 hvis legen ønsker flere pasienter

²⁾ =1 hvis legen ønsker færre pasienter

I Tabell 4.8 har vi foretatt den samme klassifiseringen med utgangspunkt i data fra Legeregningskontrollen 2002; dvs for samme år som data fra Allmennlegeundersøkelsen 2002 ble innhentet. De ”eksterne” konsultasjonene er trukket ut på grunnlag av takst 2bd, 2gd og 2hd. Resultatene indikerer at det er underregistrering av ”eksterne” konsultasjoner for de legene som har ”for lite å gjøre”, og som er i gruppepraksis. For legene som er i solopraksis, utgjør de ”eksterne” konsultasjonene 9,1 % av det totale antall konsultasjoner. Tilsvarende tall for de som har ”for lite å gjøre”, og som er i gruppepraksis er 6,4%. Dersom vi bruker Allmennlegeundersøkelsen 2002 som referanse (Tabell 4.7), så husker vi at det ikke var forskjell i fordelingen av ”eksterne” konsultasjoner ut fra praksisform for leger som hadde ”for lite å gjøre”. Mistanken om underrapportering av ”eksterne” konsultasjoner i data fra Legeregningskontrollen blir altså bekreftet ved å sammenligne resultatene i Tabellene 4.7 og 4.8.

Tabell 4.8 Antall konsultasjoner per lege per år totalt, antall konsultasjoner for legens egne listepasienter og antall konsultasjoner for pasienter som ikke står på legens liste etter praksistype. Data fra Legeregningskontrollen 2002 (data fra ett månedsoppgjør).

Vurdering av arbeidsmengde	n	%	Antall konsultasjoner totalt	Antall konsultasjoner for legens egne listepasienter	Antall konsultasjoner for pasienter som ikke står på legens liste	Konsultasjoner for pasienter utenfor listen i prosent av totalt antall konsultasjoner
Solopraksis						
For lite å gjøre ¹⁾	211	8,5	221	201	20	9,1
For mye å gjøre ²⁾	30	1,2	352	344	8	2,2
Passe	269	10,8	259	250	9	3,4
Gruppepraksis						
For lite å gjøre ¹⁾	611	24,6	245	230	16	6,4
For mye å gjøre ²⁾	129	5,2	289	284	5	1,7
Passe	1 449	58,2	244	238	6	2,3
Totalt	2 488	100,0				

¹⁾ = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde \geq 100 listepasienter

²⁾ = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde \leq -100 listepasienter

For å redusere måleproblemet ved bruk av data fra Legeregningskontrollen så langt som mulig, har vi derfor avgrenset analysen til fastleger som arbeider i solopraksis. I Tabellene 4.9-4.10 presenterer vi analyser basert på Legeregningskontrollen 2001 – 2003 er vi har identifisert ”eksterne” og ”interne” konsultasjoner for leger i solopraksis. Analysene er utført under antagelse av at fastleger i solopraksis, per definisjon og slik forskriftene i takstheftet er utformet, ikke vil underrapportere på takst 2hd. De ”eksterne” konsultasjonene er da identifisert på bakgrunn av forekomst av takstene 2bd, 2gd og 2hd.

I Tabell 4.9 presenteres resultater for sammenhengen mellom fastlegens arbeidsbelastning (solopraksis) og antall konsultasjoner per lege (modell (1)) og antall konsultasjoner per listepasient (modell (2)). De legene som har ”for lite å gjøre” har langt flere ”eksterne” konsultasjoner enn de legene som har ”passe å gjøre”. Avhengig av år, og av spesifisering av den avhengige variabelen, utgjør effektene av å ha ”for lite å gjøre” på antall ”eksterne” konsultasjoner per lege i størrelsesorden 34-67 % sammenlignet med referanse kategorien (dvs. de legene som har ”passe å gjøre”). Dette er resultater som samsvarer bra med tilsvarende analyser fra Allmennlegeundersøkelsen 2002¹⁷ (Tabell 4.5).

¹⁷ Merk at vi ikke kan kjøre analysene på registerdata med ventetid for time som kontrollvariabel siden denne type opplysning ikke fins på disse dataene.

Tabell 4.9 Effekter av for lite/for mye å gjøre på antall konsultasjoner per lege og antall konsultasjoner per listepasient – pasienter utenfor legens liste. Solopraksis. Data fra Legeregningskontrollen 2001-2003 (data fra ett månedsoppgjør). Vanlig regresjon. Kontrollvariabler inkludert, men ikke rapportert. Kontinuerlige variabler på logaritmeform. Absolutte t-verdier i parentes.

Variabler	Antall eksterne konsultasjoner per lege (ett månedsoppgjør) (Modell (1))			Antall eksterne konsultasjoner per listepasient (ett månedsoppgjør) (Modell (2))		
	2001	2002	2003	2001	2002	2003
Listelengde	0,241 (1,02)	0,213 (1,30)	0,645 * (2,89)			
For lite å gjøre ¹⁾	0,346 * (2,15)	0,547 * (4,08)	0,679 * (4,42)	0,447 * (2,77)	0,739 * (5,62)	0,715 * (4,78)
For mye å gjøre ²⁾	-0,267 (1,11)	0,074 (0,30)	-0,105 (0,42)	-0,445 (1,86)	-0,089 (0,35)	-0,429 (1,57)
R ²	0,147	0,284	0,266	0,180	0,312	0,282
n	245	375	290	245	375	290

* p<=0,05

¹⁾ = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde >= 100 listepasienter

²⁾ = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde <= -100 listepasienter

I Tabellene 4.10 og 4.11 presenteres resultatene fra modell (1) og (2) for fastleger i solo praksis der vi bare har med de ”interne” konsultasjonene. I forhold til resultatene i Tabell 4.1 (modell (1)) og Tabell 4.2 (modell (2)), observerer vi et fall i verdiene på regresjonskoeffisientene for ”for lite å gjøre” variabelen¹⁸. Ingen av koeffisientene er lenger statistisk signifikante på konvensjonelt nivå. I analysen av modell (1) fra Tabell 4.1 er for eksempel regresjonskoeffisienten 0,107 (t-verdi: 4,42) for året 2001. Tilsvarende analyse, men med de eksterne konsultasjonene ekskludert, gir en koeffisient på 0,052 (t-verdi: 0,90) (Tabell 4.10).

Når vi i siste trinn inkluderer kommunespesifikke dummyvariabler for å gjøre vår estimeringsmodell mest mulig like modellen til Iversen (2004), reduseres tallverdien for regresjonskoeffisientene for ”for lite å gjøre” variabelen til å bli tilnærmet lik 0 (Tabellene 4.10-4.11). T-verdiene reduseres nå til et ubetydelig nivå. Det er verdt å merke seg at resultatene er konsistente for alle de tre årene hvor vi har data, enten vi estimerer på modell (1) eller (2) (Tabellene 4.10-4.11). Resultatene er også i tråd med det vi fant fra Allmennlegeundersøkelsen 2002 når vi ekskluderte de ”eksterne” konsultasjonene fra analysen (Tabell 4.6).

¹⁸ Husk: analyseresultatene i Tabellene 4.1-4.2 omfatter hele Legeregningsskontrollen, både leger i solo- og gruppepraksis. I Tabellene 4.1 og 4.2 er derfor ikke de ”eksterne” konsultasjonene skilt ut.

Tabell 4.10 Effekter av for lite/for mye å gjøre på antall konsultasjoner per lege – pasienter på legens liste. Modell (1). Solopraksis. Data fra Legeregningskontrollen 2001-2003 (data fra ett månedsoppgjør). Vanlig regresjon og fixed effect med kommunedummier. Kontrollvariabler inkludert, men ikke rapportert. Kontinuerlige variabler på logaritmeform. Absolutte t-verdier i parentes.

Variabler	2001		2002		2003	
	Vanlig regresjon	Fixed effect med kommunedummier	Vanlig regresjon	Fixed effect med kommunedummier	Vanlig regresjon	Fixed effect med kommunedummier
Listelengde	0,785 * (10,61)	0,838 * (6,91)	0,795 * (12,15)	0,711 * (7,19)	0,926 * (11,41)	0,823 * (7,44)
For lite å gjøre ¹⁾	0,052 (0,90)	-0,045 (0,55)	0,041 (0,76)	-0,010 (0,13)	0,055 (0,94)	0,036 (0,46)
For mye å gjøre ²⁾	0,022 (0,25)	0,001 (0,02)	0,076 (0,72)	0,059 (0,48)	-0,103 (0,94)	-0,066 (0,51)
R ²	0,528	0,688	0,389	0,629	0,385	0,667
n	302	302	506	498	374	374

* p<=0,05

¹⁾ = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde >= 100 listepasienter

²⁾ = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde <= -100 listepasienter

Tabell 4.11 Effekter av for lite/for mye å gjøre på antall konsultasjoner per listepasient – pasienter på legens liste. Modell (2). Solopraksis. Data fra Legeregningskontrollen 2001-2003 (data fra ett månedsoppgjør). Vanlig regresjon og fixed effect med kommunedummier. Kontrollvariabler inkludert, men ikke rapportert. Kontinuerlige variabler på logaritmeform. Absolutte t-verdier i parentes.

Variabler	2001		2002		2003	
	Vanlig regresjon	Fixed effect med kommunedummier	Vanlig regresjon	Fixed effect med kommunedummier	Vanlig regresjon	Fixed effect med kommunedummier
For lite å gjøre ¹⁾	0,072 (1,21)	-0,033 (0,40)	0,087 (1,64)	0,028 (0,36)	0,068 (1,18)	0,062 (0,78)
For mye å gjøre ²⁾	-0,031 (0,35)	-0,031 (0,30)	0,023 (0,22)	-0,003 (0,03)	-0,116 (1,07)	-0,107 (0,84)
R ²	0,231	0,503	0,079	0,432	0,089	0,502
n	302	302	506	498	374	374

* p<=0,05

¹⁾ = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde >= 100 listepasienter

²⁾ = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde <= -100 listepasienter

Regresjonsanalyser både fra Allmennlegeundersøkelsen 2002 og fra Legeregningskontrollen 2001-2003 dokumenterer at fastlegenes pasientpopulasjon ikke kan defineres ved listelengde alene. Det må være samsvar mellom den pasientpopulasjonen som legen *reelt* har, og den aktiviteten som måles (her konsultasjoner fra egne listepasienter). Så vidt vi kan se tar ikke Iversen og Lurås (2000) og Iversen (2004) hensyn til dette måleproblemet i sine analyser av disse registerdataene.

4.6 Levekårsundersøkelsen 2002 – et tredje datasett som gir muligheter for testing av tilbudsinduksjon

Allmennlegeundersøkelsen 2002 og Legeregningskontrollen 2001-2003 representerer data fra tilbudssiden. Legen er analyseenhet. I dette avsnittet vil vi etterprøve resultatene på et tredje og nytt datasett om etterspørselssiden. Her er pasienten analyseenhet. Levekårsundersøkelsen 2002 (tverrsnitt) inneholder opplysninger om pasientene benytter seg av andre fastleger enn sin egen og kontakthyppigheten hos allmennlegen. Dataene inneholder også opplysninger om respondentenes faktiske sykkelighet (kroniske sykdommer) og deres subjektive vurdering av egen helsetilstand.

Levekårsundersøkelsen 2002 er påkoblet opplysninger om listelengde og listetak til den legen som hver respondent/pasient er tilknyttet. Vi vet da om pasienten tilhører en fastlege som har ”for mye”, ”passe” eller ”for lite” å gjøre. Dette gir et godt grunnlag for å etterprøve resultatene foran.

4.6.1 Mobilitet av pasienter – fra leger som har ”for mye å gjøre” til leger som har ”for lite å gjøre”

Fastlegeordningen knytter den enkelte pasient til en egen lege. Det er likevel mulig å benytte seg av en annen fastlege. Dette kan man gjøre uten å måtte bytte fastlege. Finnvold m.fl (2005) viser da også at omtrent like mange personer benytter seg av 2 eller flere allmennleger etter at fastlegereformen ble innført, som før reformen trådte i kraft.

Med data fra Levekårsundersøkelsen 2002 ønsker vi å studere mobiliteten av pasienter mellom allmennlegene; mer spesifikt hvordan pasientmobiliteten påvirkes av de enkelte fastlegers arbeidsbelastning. Vi tester om det er slik at de ”eksterne” konsultasjonene for de leger som har ”for lite å gjøre” rekrutteres fra listepasientene til de leger som har ”for mye å gjøre”¹⁹. Om så

¹⁹ Som nevnt foran, de ”eksterne” pasientene utgjøres også av pasienter som ikke står på noen liste, som er på ferie eller som midlertidig har opphold i kommunen, etc.

er tilfelle vil det underbygge våre funn fra forrige avsnitt om at listelengden alene ikke definerer pasientpopulasjonen til de legene som har ”for lite å gjøre”. Analysen utføres slik at vi kan studere pasientmobiliteten mellom fastleger innenfor samme kommune.

La oss ta utgangspunkt i pasientene som er på en liste til en lege som har ”for mye å gjøre”. Fra Tabell 4.4 vet vi at disse pasientene i gjennomsnitt må vente 4 ganger så lenge for time (ikke øyeblikkelig hjelp) som de pasienter som er på en liste hos en lege som har ”for lite å gjøre”. Det er ikke urimelig å anta at noen av disse pasientene vil ønske å oppsøke en annen allmennlege, dersom ventetiden for time oppleves som urimelig lang hos sin egen fastlege. Det er også rimelig å forvente at leger som har ”for lite å gjøre” i større grad enn andre fastleger tar i mot disse pasientene.

I Levekårsundersøkelsen 2002 ble respondentene spurt om de hadde hatt kontakt med andre allmennleger enn sin egen fastlege det siste året. Nesten 10 prosent, eller i overkant av 400 000 personer, hadde benyttet seg av andre allmennleger (Tabell 4.12). Det er en tendens til at respondenter tilknyttet en fastlege som har ”for mye å gjøre” i større grad benytter seg av andre allmennleger enn de som er tilknyttet en fastlege som har ”for lite å gjøre”. Den førstnevnte gruppen utgjør 11,1 % av respondentene, mens den sistnevnte gruppen utgjør 8,8 %.

Fra Tabell 4.12 ser vi også at de legene som har ”for mye å gjøre” har en høyere andel av kvinnelige, og eldre pasienter sammenlignet med de som har ”for lite å gjøre”. Det er også en tendens til at de kronisk syke pasientene er tilknyttet en fastlege som har ”for mye å gjøre”. Dette kan være fordi de legene som har ”for mye å gjøre” er de mest populære legene. Fordi de oppfattes som dyktige, tiltrekker de seg også de ”tunge” pasientgruppene.

Disse tilfellene testes ikke her.

Tabell 4.12 Levekårsundersøkelsen 2002. Beskrivende statistikk. Vektet. Gjennomsnitt og andeler i prosent etter om respondentens fastlege har for lite/for mye å gjøre.

Variabel	Alle respondenter	For lite å gjøre ¹⁾	Passe antall pasienter	For mye å gjøre ²⁾
Andel som har benyttet andre allmennleger enn fastlegen	9,6	8,8	9,7	11,1
Antall kontakter per respondent i løpet av 12 måneder (legevakt ikke inkludert)	2,93	2,84	2,97	3,03
Antall oppfølgingsbesøk i løpet av siste 14 dager	0,05	0,04	0,05	0,05
Andel menn	49,7	54,3	48,3	43,2
Andel i alderen 16-24 år	13,1	13,5	13,1	10,9
Andel i alderen 25-44 år	36,2	39,0	35,8	30,0
Andel i alderen 45-66 år	34,0	32,3	34,1	40,5
Andel i alderen 67 år og eldre	16,6	15,1	17,1	18,6
Andel som har kronisk varig sykdom	38,3	37,7	38,2	40,7
Andel som vurderer sin helse som god	79,8	81,5	79,3	78,5
Andel som vurderer sin helse som verken god eller dårlig	13,6	12,0	14,1	14,4
Andel som vurderer sin helse som dårlig	6,5	6,4	6,5	6,4
n	6 827	1 867	4 430	440

¹⁾ = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde \geq 100 listepasienter

²⁾ = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde \leq -100 listepasienter

For å kunne belyse vår problemstilling må det innenfor hver kommune være noen leger som har ”for mye”, og noen leger som har ”for lite” å gjøre. Pasientmobiliteten forventes å være størst i kommuner der det er mye ledig kapasitet; dvs. det er mange leger som har ”for lite å gjøre”. Samtidig må det også være noen leger som har ”for mye å gjøre”; vi antar at det er redusert tilgjengelighet til disse legene som gjør at pasientene ser seg om etter et alternativt tilbud.

Vi konstruerer en indeks på kommunenivå, som fanger opp kommunens aggregerte tilbud av ledig kapasitet. Dette gjøres ved at vi innenfor hver kommune teller opp antall leger som har henholdsvis ”passe”, ”for få” og ”for mange” pasienter²⁰. Indeksen konstrueres ved å dividere antallet leger som har for få pasienter, med antallet leger som har for mange. Dersom indeksen får en verdi over 1, er det flere leger som har ”for få” listepasienter enn det er leger som har ”for mange”. Da har kommunen et nettooverskudd av ledig kapasitet, og det er gode muligheter for at en pasient som er på en liste til en lege som har ”for mye å gjøre”, kan få time hos en lege som har ”for lite å gjøre”, dersom det er nødvendig.

I de kommunene hvor indeksen har en verdi lavere enn 1, er det flere leger som har ”for mye å gjøre” enn leger som har ”for lite å gjøre”. Bufferkapasiteten er lav; tilbudet av leger som kan ta i mot ”eksterne” pasienter er lavere enn det potensielle tilbudet av slike pasienter fra leger som har ”for mye å gjøre”.

I Tabell 4.13 er kommunene gruppert etter nivået på indeksen²¹. I 47 kommuner er nivået på indeksen større enn 1. Utvalget fra Levekårsundersøkelsen 2002 har 3 169 respondenter fra disse kommunene. Førti-tre kommuner har en verdi på bufferindeksen som er lik 1, eller lavere. Det tilsvarer 1 339 respondenter fra Levekårsundersøkelsen 2002. I 309 av landets kommuner er det ingen leger som har ”for mange” listepasienter. Dette er hovedsaklig småkommuner. I disse kommunene er det ikke mulig å studere pasientmobiliteten fra leger som har ”for mye” til leger som har ”for lite” å gjøre, og respondentene fra disse kommunene ekskluderes derfor i den videre analysen.

²⁰ Som i de forutgående analysene settes grensen for ”passe” på +/- 100 listepasienter.

²¹ Omfatter bare kommuner som er representert i Levekårsundersøkelsen 2002.

Tabell 4.13 Levekårsundersøkelsen 2002. Beskrivende statistikk. Forholdet mellom antall fastleger som har for få listepasienter og fastleger som har for mange. Kommun nivå. Grense for for mange/for få pasienter: ± 100 listepasienter sammenlignet med legens listetak.

Kommuner der...	Antall kommuner	Antall respondenter i Levekårsundersøkelsen
.. ingen fastleger har for mange listepasienter	309	2 319
...det er flere fastleger som har for få pasienter enn fastleger som har for mange (bufferkapasitet>1)	47	3 169
... der det er flere fastleger som har for mange pasienter enn fastleger som har for få (bufferkapasitet<=1)	43	1 339
n	399	6 827

Tabell 4.14 Effekter av om respondentens fastlege har for lite/for mye å gjøre på sannsynligheten for å ha oppsøkt andre allmennleger enn fastlegen siste 12 måneder. Data fra Levekårsundersøkelsen 2002. Logistisk regresjon. Kontinuerlige variabler på logaritmeform. Kontrollvariabler inkludert, men ikke rapportert. Wald Chi-Square verdier i parentes.

Variabler	Respondenter i kommuner der minst en lege har for mange listepasienter (Bufferkapasitet \geq 0)	Respondenter i kommuner der det er flere leger som har for få pasienter enn leger som har for mange listepasienter (Bufferkapasitet $>$ 1)	Respondenter i kommuner der det er flere leger som har for mange pasienter enn leger som har for få listepasienter (Bufferkapasitet \leq 1)
Listelengde	-0,329 * (6,39)	-0,294 (3,12)	-0,264 (1,50)
For lite å gjøre ¹⁾	-0,140 (1,18)	-0,080 (0,28)	0,088 (0,10)
For mye å gjøre ²⁾	0,363 * (4,59)	0,561 * (5,91)	0,064 (0,06)
n	4 482	3 154	1 328

* $p \leq 0,05$

¹⁾ = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde \geq 100 listepasienter

²⁾ = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde \leq -100 listepasienter

I Tabell 4.14, kolonne 2 vises effekten av at fastlegen har ”for mye å gjøre” på sannsynligheten for å ha oppsøkt andre allmennleger enn sin egen fastlege de siste 12 måneder. Logitkoeffisienten er 0,36, noe som betyr at oddskoeffisienten er 1,43²². Dette betyr at sannsynligheten for å oppsøke en annen allmennlege er nesten en og en halv gang så stor dersom fastlegen din har ”for mye å gjøre” sammenlignet med om han har ”passe å gjøre”. Koeffisienten er statistisk signifikant på konvensjonelt nivå ($p < 0,05$). Som forventet er det ingen effekt av å ha ”for lite å gjøre”. Disse legene har god kapasitet; ventetiden for time er kort, så pasientene har ikke så stort behov for å oppsøke en annen allmennlege.

Vi grupperer nå kommunene i to delutvalg, etter verdien på bufferindeksen. I det ene delutvalget er verdien på indeksen større enn 1. Dette er kommuner hvor vi forventer mobilitet av pasienter; her er det flere fastleger som har ”for lite å gjøre” enn det er fastleger som har ”for mye å gjøre”. Analyseresultatene er helt i tråd med forventningene (Tabell 4.14, kolonne 3). Logitkoeffisienten er lik 0,56 ($p < 0,05$) noe som tilsvarer en oddskoeffisient på 1,75. I kommuner med mye ledig kapasitet er det nesten 2 ganger så stor sannsynlighet for å oppsøke en annen allmennlege dersom fastlegen din har ”for mye å gjøre”, sammenlignet med de som har en fastlege som har ”passe å gjøre”.

Dersom fastlegen din har ”for lite å gjøre”, øker ikke sannsynligheten for å oppsøke en annen lege (”passe å gjøre” er igjen referansekategori) (Tabell 4.14, kolonne 3). Dette er et rimelig resultat: listepasientene til disse legene får trolig time raskt når behovet er tilstede.

I det andre delutvalget er indeksen mindre enn eller lik 1. Her forventer vi ikke noe særlig mobilitet av pasienter siden det er få leger som har ”for lite å gjøre”, dvs. det er liten kapasitet blant fastlegene i disse kommunene til å ta imot pasienter utenfor sin egen liste. Dette bekreftes også av analyseresultatene (Tabell 4.14, kolonne 4). Logitkoeffisienten for pasientene som har en fastlege som har ”for mye å gjøre” er 0,064 og ikke statistisk signifikant på konvensjonelt nivå. Oddskoeffisienten er tilnærmet lik 1. Pasientene benytter seg ikke av en annen fastlege enn sin egen, fordi det er så få leger som har kapasitet til å se dem.

²² Oddskoeffisienten er definert som antilog til logitkoeffisienten, og tolkes som den relative økningen i oddsratio. Oddsratio er sannsynligheten for å ha oppsøkt en annen allmennlege relativt til ikke å ha gjort det. Dersom oddskoeffisienten er lik 1, vil det å oppsøke en annen allmennlege forekomme like hyppig uansett verdi på den uavhengige variabel. En oddskoeffisient på 1 tilsvarer at logitkoeffisienten er lik 0.

Vi har også kjørt analysene i Tabell 4.14 separat for respondenter med kronisk sykdom og respondenter uten kronisk sykdom. Resultatene viser (ikke rapportert) at både kronikere og ikke-kronikere oppsøker andre leger dersom de har en fastlege som har ”for mye å gjøre” og bufferindeksen er større enn 1 (ledig kapasitet i kommunen). Man kunne ha forventet at kronikerne i større grad enn ikke-kronikerne var ”innelåst” hos sin egen lege, og at de derfor ikke har så stor tilbøyelighet til å benytte seg av andre leger. Dette støttes ikke av våre tilleggsanalyser. Kronikerne er også mobile mellom fastlegene, og ledig kapasitet er derfor også fordelaktig for kronikerne ved at deres tilgjengelighet til allmennlegetjenester øker.

I analysene har vi kontrollert for alders- og kjønns sammensetningen til pasientene og for behov (= de variablene som er beskrevet i Tabell 4.12). Disse variablene har de forventede effekter. Effektene av disse variablene blir beskrevet mer utførlig i neste kapittel, der vi spesielt ser på tilgjengeligheten til allmennlegetjenesten for pasienter med store egen-definerte behov.

4.6.2 Kontakthypighet belyst med survey data – en direkte test av tilbudsinduksjon

Resultatene fra Iversen og Lurås (2000) og Iversen (2004) kan også etterprøves ved å studere sammenhengen mellom ”for lite å gjøre” og pasientenes kontakthypighet ved hjelp av Levekårsdata 2002. Dette materialet inneholder opplysninger om antall kontakter med fastlegen i løpet av ett år²³, og antall gjenbesøk hos fastlegen i løpet av en 14 dagers periode²⁴.

Tabell 4.12 viser fordelingen av antall kontakter i løpet av 12 måneder og antall oppfølgingsbesøk gruppert i henhold til hvorvidt fastlegen har ”for mange”, ”for få” og ”passe” med pasienter. Det er en svak tendens til at pasienter hos fastleger som har ”for mange” pasienter har litt flere konsultasjoner enn pasienter hos fastleger som har ”for få” pasienter. Dette resultatet peker i motsatt retning av funnene til Iversen og Lurås (2000).

Dersom fastlegene driver med tilbudsinduksjon, vil vi spesielt forvente å finne det på gjenbesøk. Ekstra innkallinger gir legen ytterligere inntekter i form av konsultasjonshonorarer og i form av eventuelle refusjoner. Den

²³ I det opprinnelige spørsmålet i Levekårsundersøkelsen 2002 er også legevakt inkludert. Det stilles imidlertid et oppfølgingsspørsmål om antall kontakter som gjaldt legevakt. I våre analyser bruker vi antall kontakter totalt minus antall kontakter som gjaldt legevakt.

²⁴ Her går spørsmålsstillingen direkte på antall oppfølgingsbesøk hos fastlegen.

deskriptive fremstillingen i Tabell 4.12 tyder imidlertid ikke på at de fastlegene som har ”for lite å gjøre” har flere gjenbesøk av pasientene enn de som har ”for mye å gjøre”.

I Tabell 4.15 etterprøves de deskriptive funnene ved to regresjonsanalyser med antall kontakter totalt i løpet av en 12 måneders periode, og antall oppfølgingsbesøk over en 14 dagers periode som avhengige variabler. Respondentenes kjønn, alder, utdanningsnivå og indikatorer på egendefinert helsetilstand legges inn som kontrollvariabler²⁵. Siden vi tar logaritmen²⁶ av de avhengige variablene, kan effektene av dummyvariablene tolkes som prosentavvik i forhold til referansekategorien.

Pasienter som har en fastlege som har ”for lite å gjøre”, har ikke flere besøk per år, eller flere oppfølgingsbesøk i løpet av en 14 dagers periode sammenlignet med de som har ”passe” eller ”for mye” å gjøre. Regresjonskoeffisientene for ”for lite å gjøre” er tilnærmet lik 0, og langt fra statistisk signifikant på konvensjonelt nivå ($p < 0,05$). Dette gjelder enten den avhengige variabelen er antall besøk i løpet av 12 måneder eller antall oppfølgingsbesøk i løpet av en 14 dagers periode.

Legg også merke til at effekten av listelengde er tilnærmet lik 0 (regresjonskoeffisient = 0,029; t-verdi = 1,21). Dette er konsistent med vår tidligere forskning der vi har funnet at elastisiteten av listelengden med hensyn på antall konsultasjoner *per lege* er tilnærmet lik 1 (Grytten og Sørensen 2004; Grytten m.fl. 2004c). Antall kontakter *per pasient* varierer ikke med listelengden (Tabell 4.15), derfor øker antall konsultasjoner med *per lege* proporsjonalt med listelengden.

Resultatene i Tabell 4.15 svekker funnene til Iversen og Lurås (2000) og Iversen (2004). I lys av deres resultater ville vi ha forventet høyere kontakthypighet hos pasienter som er på liste hos en fastlege som har ”for lite å gjøre”, sammenlignet med en pasient som er på liste hos en fastlege som har ”passe å gjøre”. En forklaring kan være at de fastlegene som blir klassifisert til å ha ”for lite å gjøre” ut fra differansen mellom listetak og listelengde, ikke nødvendigvis mener at de har ”for lite å gjøre”. De har ”eksterne” konsultasjoner, blant annet fra leger som har ”for mye å gjøre” og derfor har de heller ikke behov for å indusere etterspørselen etter sine tjenester.

²⁵ Effektene av disse variablene rapporteres og kommenteres i neste kapittel.

²⁶ Regresjonene kjøres med $(\log + 1)$ av de avhengige variablene for ikke å miste respondenter med 0 besøk.

Tabell 4.15 Effekter av om respondentens fastlege har for lite/for mye å gjøre på antall legekontakter hos alminnelig lege siste 12 måneder (legevakt ikke inkludert) og på antall oppfølgingsbesøk hos lege siste 14 dager. Vanlig regresjon. Kontinuerlige variabler på logaritmeform. Log +1 av avhengige variabler. Kontrollvariabler inkludert, men ikke rapportert. Absolutte t-verdier i parentes.

Variabler	Antall kontakter hos alminnelig lege siste 12 måneder	Antall oppfølgingsbesøk hos allmennlege siste 14 dager
Listelengde	0,029 (1,21)	0,002 (0,54)
For lite å gjøre ¹⁾	-0,020 (1,03)	-0,004 (1,01)
For mye å gjøre ²⁾	-0,001 (0,03)	-0,005 (0,72)
R ²	0,208	0,019
n	6 695	6 736

* p<=0,05

¹⁾ = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde >= 100 listepasienter

²⁾ = 1 hvis ønsket listestørrelse - faktisk listelengde <= -100 listepasienter

4.7 Konklusjon

I Iversen og Lurås (2000) og Iversen (2004) antas at listelengden uttrykker hele fastlegenes pasientpopulasjon. Ved hjelp av data fra Allmennlegeundersøkelsen 2002 og Legeregningskontrollen 2001-2003 har vi vist at dette ikke er tilfelle. Vi har også ved hjelp av Levekårsundersøkelsen 2002 vist at det er betydelig flyt av pasienter mellom fastleger. Pasientene søker seg bort fra leger som har ”for mye å gjøre” til de som har ”for lite å gjøre”. Denne pasientmobiliteten foregår uten at pasientene bytter fastlege. Listepasient-systemet er ikke et rigid system. Både pasienter og leger utøver en form for smidighet som trolig løser opp i unødige venting og kødannelser hos fastleger som har for høy arbeidsbelastning. Gevinsten er økt tilgjengelighet.

Iversen og Lurås (2000) og Iversen (2004) tar ikke hensyn til denne tilgjengelighetseffekten i sine analyser. De er ikke med sine data i stand til å skille mellom ”interne” og ”eksterne” konsultasjoner. Derfor blir det i deres estimering av modell (2) et misforhold mellom listelengde og antall konsultasjoner fra *egne* listepasienter. De fastlegene som har ”for lite å gjøre” fremstår med flere konsultasjoner fra *egne* listepasienter enn de faktisk har. De ”eksterne” konsultasjonene tolker Iversen og Lurås (2000) og Iversen (2004) feilaktig som tilbudsinduksjon. Men som vi nå har vist, noen av de ”eksterne” konsultasjonene genereres fra listen til fastleger som har ”for mye å gjøre”. Leger som har ”for lite å gjøre”, tar i mot disse pasientene fordi de har kapasitet til det, og ikke fordi de må indusere. Våre analyser underbygger at det er verdifullt at en del leger har åpne lister (Bakke 2003; Dommerud 2005). Det gir pasientene reelle valgmuligheter, samtidig som det ikke er holdepunkter for at leger med åpne lister induserer etterspørselen etter sine tjenester.

5. Fastlegereformen og ”tunge brukere”

5.1 Innledning

Et av formålene med fastlegeordningen var å bidra til bedre kontinuitet i lege-pasientforholdet. Dette ble ansett som spesielt viktig for personer med store behov for legetjenester, slik som for personer med kroniske sykdommer og mer alvorlige psykiske lidelser, personer med funksjonshemming og for pasienter under rehabilitering (Helse- og omsorgsdepartementet 2004). Dette er grupper som kan ha vansker med å nyttiggjøre seg allmennlegetjenesten på linje med den øvrige, og mer friske del av befolkningen. Felles for de tunge brukerne er at de ofte trenger mye tid hos legen, har stort behov for koordinering av tjenester og ikke alltid selv er i stand til å kontakte helsetjenesten (Helse- og omsorgsdepartementet 2004).

I selve fastlegeordningen er det ikke lagt opp til noen særskilt tilpasning av lovverket for kategorien av pasienter som kan klassifiseres som ”tunge brukere”. Det forventes at behovene til de ”tunge brukerne” ivaretas innenfor rammen av dagens lovverk. Et viktig virkemiddel i så måte er at hver pasient er knyttet opp mot sin faste lege. Dette ansvarliggjør legene i forhold til sine pasienter, og er ment å sikre at alle får legehjelp når behovet er til stede²⁷.

I tillegg kommer at en relativt høy andel av fastlegenes inntekter er refusjoner og egenandeler, og at en mindre andel utgjøres av per capita finansiering. Per capita andelen er ment å utgjøre ca 30 % av legenes inntekter (Sosial- og helsedepartementet 1999). Per capita beløpet er fast per listepasient og utbetales uavhengig av om pasienten går til legen eller ikke. Med en såpass lav per capita andel svekkes legenes incentiver for å selektere friske pasienter²⁸. Friske pasienter gir høy inntekt i forhold til arbeidsbelastningen, siden de sjelden eller aldri er hos legen. Et refusjonsbasert avlønningssystem innebærer at legenes innsats belønnes. I et slikt system skal det i prinsippet være like lønnsomt for legen å se pasienter uavhengig av helsebehovene. Siden refusjonskomponenten av fastlegenes inntekter er såpass høy, forventes det også at hensynet til de ”tunge” pasientgruppene blir ivaretatt²⁹.

²⁷ Det forutsetter selvsagt at alle fastlegehjemplene er besatt.

²⁸ I tillegg svekkes mulighetene for seleksjon ved at fastlegene ikke selv kan velge sine pasienter. Pasienttildelingen skjer via fastlegekontoret i hvert fylke.

²⁹ Dette forutsetter selvsagt at selve takstsystemet er utformet på en behandlingsnøytral måte, for eksempel må takstene gi samme kostnadsdekning og inntjening uavhengig av pasientgrupper.

Likefullt har det vært debatt rundt legenes listelengde og tilgjengeligheten til allmennlegetjenesten for ”tunge” brukergrupper (Hasvold 2000; Aftenposten 2002; Holterman og Egeberg 2002; Holterman 2002). Det har spesielt vært fokusert på at leger kan ha for lange lister, noe som kan gi rasjonering og et dårlig medisinsk tilbud til pasientene, og da fortrinnsvis til de pasientgrupper som trenger det mest. Så vidt vi kjenner til har imidlertid ikke problemstillingen vært undersøkt empirisk³⁰. Nedenfor presenterer vi derfor noen analyseresultater utført på data fra Levekårsundersøkelsen 2002 som belyser problemstillingen.

Vi studerer hvorvidt tilgjengeligheten til allmennlegetjenesten er dårligere for såkalte ”tunge brukere” som er tilknyttet fastleger med lange lister, sammenlignet med mer friske brukere som også er tilknyttet leger med lange lister. I en egen analyse testes også hvorvidt ”tunge brukere” som er tilknyttet en fastlege med lang liste i større grad enn friske brukere benytter seg av andre fastleger enn sin egen, alternativt at de oftere oppsøker legevakt. Dette kan være en konsekvens av at leger med lange lister rasjonerer sine tjenester. En annen mulighet er at ”tunge brukere” i større grad henvises til spesialisthelsetjenesten; ikke på grunn av at det er medisinsk nødvendig, men fordi leger med lange lister ikke har tid til å gi et fullverdig medisinsk tilbud i sin allmennpraksis.

5.2 Er lange lister et problem for ”tunge brukere”?

Vi benytter oss av data fra Levekårsundersøkelsen 2002 (Hougen og Gløbøden 2004). Til hver respondent har vi koblet opplysninger om listelengden til den fastlegen respondenten er tilknyttet. I analysene fokuserer vi på de såkalte ”tunge brukerne” som er tilknyttet fastleger med lange lister.

³⁰ Det er få forskningsmessige evalueringer av hvordan fastlegereformen har påvirket tjenestetilbudet til pasienter med store legebehov. Ett unntak er Dahle og Skilbrei (2003) som har intervjuet 32 personer med store legebehov om deres erfaringer med fastlegereformen. Dette var pasienter med diagnosen fibromyalgi, astma og allergi og hjerte- og lungesykdommer. Ingen av pasientene var direkte motstandere av reformen, og de aller fleste var rimelige fornøyde med den nye ordningen. Studien viste tydelig at pasientene opererer som kunder på et helsemarked, der de har et bevisst forhold til kvaliteten på den tjenesten som tilbys. Flere pasienter hadde allerede byttet lege. Terskelen for å bytte lege ble senket når de ble bevisst sine rettigheter. Pasienter med et sterkt fokus på legenes faktiske kunnskapsnivå hadde lavest bytteterskel.

Vi bruker to spørsmål for å identifisere de ”tunge brukerne”. I det første spørsmålet ble respondentene bedt om å angi hvorvidt de har noen sykdom eller lidelse av mer varig natur, medfødt sykdom eller virkning av skade. 38,3 % av respondentene hadde slik sykdom/skade (Tabell 5.1).

I det andre spørsmålet ble respondentene bedt om å angi hvordan de vurderte sin helse i alminnelighet på en femdelt skala: meget god, god, verken god eller dårlig, dårlig, meget dårlig. I analysene ble ytterkategoriene slått sammen med nest høyest/lavest kategori³¹. 79,8 % av respondentene vurderte sin helse som god/meget god, mens bare 6,5 % vurderte sin helse som dårlig/meget dårlig (Tabell 5.1).

³¹ Bare 0,95 % (65 respondenter) vurderte sin helse som meget dårlig.

Tabell 5.1 Levekårsundersøkelsen 2002. Beskrivende statistikk. Vektet. Gjennomsnitt og andeler i prosent etter respondentens fastleges listelengde.

Variabel	Alle respondenter	Antall pasienter på listen til legen respondenten er tilmeldt				
		<800	800-1199	1200-1599	1600-1999	>=2000
Antall kontakter per respondent i løpet av siste 12 måneder (legevakt ikke inkludert)	2,93	2,86	2,92	2,95	3,08	2,59
Andel som har benyttet andre allmennleger enn fastlegen	9,6	10,1	10,9	8,3	9,9	7,5
Antall legevaktkontakter i løpet av siste 12 måneder	0,11	0,09	0,10	0,11	0,11	0,09
Antall ganger hos spesialist/poliklinikk i løpet av siste 12 måneder	0,81	0,78	0,79	0,84	0,82	0,70
Andel menn	49,7	51,5	49,9	49,1	49,3	49,4
Andel i alderen 16-24 år	13,1	13,2	13,0	13,3	12,2	14,3
Andel i alderen 25-44 år	36,2	36,1	36,2	35,5	38,5	35,9
Andel i alderen 45-66 år	34,0	32,0	32,8	36,1	33,7	30,9
Andel i alderen 67 år og eldre	16,6	18,7	17,9	15,2	15,6	18,9
Andel som har kronisk varig sykdom	38,3	42,8	38,4	37,5	37,0	38,2
Andel som vurderer sin helse som god	79,8	77,5	79,5	80,7	79,8	80,2
Andel som vurderer sin helse som verken god eller dårlig	13,6	16,6	14,0	12,7	13,3	12,6
Andel som vurderer sin helse som dårlig	6,5	5,9	6,4	6,6	6,8	6,6
n	6 827	564	2 097	2 535	1 174	367

I analysene inkluderte vi samspillsledd mellom listelengde og hvorvidt respondenten har kroniske sykdommer eller ikke og mellom listelengde og indikatorene for subjektiv vurdering av helsetilstanden³². For hver avhengig variabel presenterer vi tre sett med analyseresultater basert på:

- en modell uten samspillsledd
- en modell med samspillsledd mellom listelengde og hvorvidt respondenten har kronisk sykdom eller ikke
- en modell med samspillsledd mellom listelengde og indikatorene for subjektiv vurdering av helsetilstanden

I analysene inkluderes relevante kontrollvariabler som respondentenes kjønn, alder og utdanningsnivå. I Tabell 5.1 vises fordelingen av kontrollvariablene ut fra forskjellige nivåer av fastlegens listelengde. Regresjonsresultater presenteres i Tabellene 5.2-5.5. Nedenfor gir vi noen spesifikke kommentarer knyttet til de enkelte regresjonene.

I Tabell 5.2 vises effektene på antall kontakter med fastlegen i løpet av ett år³³. De kronisk syke har 39 % flere kontakter enn respondenter som ikke har noen kronisk sykdom (kolonne 2)³⁴. De som rapporterer om dårlig helse har 74 % flere kontakter enn de som rapporterer om god helse. Dette er relativt sterke effekter som dokumenterer betydningen av sykkelighet for tjenesteforbruket. Som forventet har eldre personer flere kontakter enn yngre personer. Kvinner har også flere kontakter enn menn.

Samspillsleddet mellom listelengde og hvorvidt respondenten har en kronisk sykdom eller ikke er statistisk signifikant på konvensjonelt nivå ($p < 0,05$) (Tabell 5.2, kolonne 3). Samspillsleddet mellom listelengde og de som ut fra egenvurdering rapporterer om dårlig helsetilstand, er også tilnærmet statistisk signifikant på konvensjonelt nivå ($p < 0,05$) (Tabell 5.2, kolonne 4).

³² I denne analysen er ”god helsetilstand” referansekategori.

³³ Legevakt er ikke inkludert.

³⁴ Siden det er tatt logaritmen av den avhengige variabelen, kan effektene av dummy variablene tolkes som prosentavvik i forhold til referanse kategorien.

Tabell 5.2 Listelengde, sykkelighet og antall legekontakter siste 12 måneder. Data fra Levekårsundersøkelsen 2002. Vanlig regresjon. Kontinuerlige variabler på logaritme form. Alle kontrollvariabler rapportert. Absolutte t-verdier i parentes.

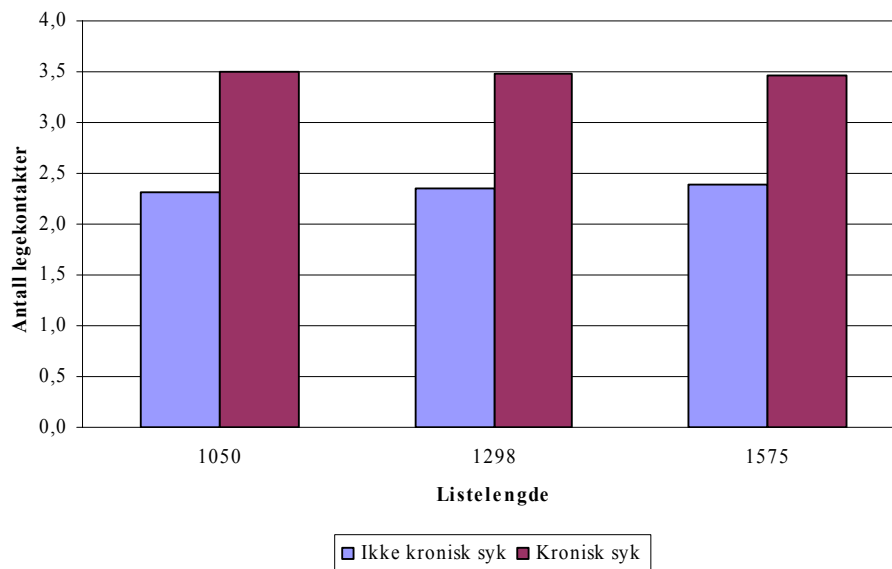
Variabler	Sampillsledd ikke inkludert	Sampillsledd kronisk syk* listelengde inkludert	Sampillsledd subjektiv vurdering av helsestilstanden* listelengde inkludert
Listelengde	0,035 (1,50)	0,073 * (2,41)	0,057 * (2,16)
Kronisk syk (=1 hvis kronisk syk)	0,393 * (20,28)	1,066 * (3,12)	0,394 * (20,30)
Passe helse (=1 hvis passe helse)	0,430 * (15,65)	0,429 * (15,64)	0,916 * (2,05)
Dårlig helse (=1 hvis dårlig helse)	0,739 * (18,75)	0,740 * (18,78)	2,213 * (2,89)
Kjønn (=1 hvis mann)	-0,158 * (9,09)	-0,157 * (9,07)	-0,158 * (9,12)
Alder 1 (=1 hvis alder 25-44 år)	-0,008 (0,31)	-0,009 (0,33)	-0,009 (0,32)
Alder 2 (=1 hvis alder 45-66 år)	0,071 * (2,48)	0,072 * (2,51)	0,071 * (2,50)
Alder 3 (=1 hvis alder >=67 år)	0,090 * (2,67)	0,090 * (2,67)	0,091 * (2,68)
Videregående utd (=1 hvis videregående skole=1)	0,0001 (0,01)	0,0001 (0,01)	0,0003 (0,01)
Universitet (=1 hvis universitet/høgskole=1)	-0,043 (1,58)	-0,044 (1,59)	-0,044 (1,59)
Sampill kronisk syk * listelengde		-0,094 * (1,97)	
Sampill passe helse* listelengde			-0,068 (1,09)
Sampill dårlig helse* listelengde			-0,206 (1,93)
R ²	0,207	0,208	0,208
n	6 695	6 695	6 695

* p<=0,05

For å forenkle den substansielle tolkingen av samspillseffektene, har vi fremstilt resultatene fra regresjonene i to diagrammer med listelengde langs x-aksen og antall legekontakter langs y-aksen (Figurene 5.1 og 5.2). I Figur 5.1 viser vi antall kontakter for kronikere og ikke-kronikere for gitte verdier av listelengden. Tilsvarende viser Figur 5.2 antall kontakter for respondenter som er gruppert med god, middels og dårlig helsetilstand. Det laveste nivået på listelengden tilsvarer de 25 % av fastlegene som har en listelengde på 1 050 pasienter eller lavere. Det øverste nivået tilsvarer de 25 % av fastlegene som har en listelengde som er på 1 575 pasienter eller mer. Det midterste nivået tilsvarer medianen for listelengden.

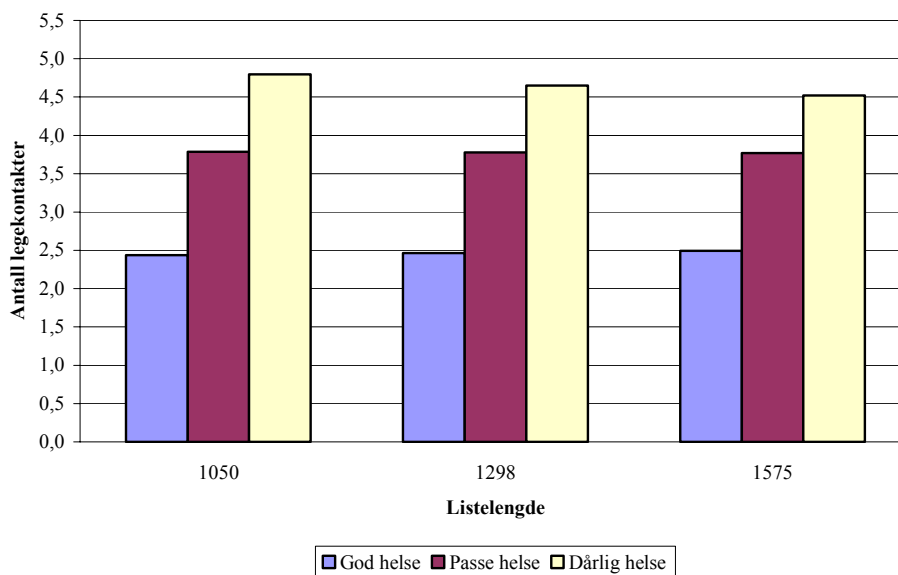
Vi ser at for både kronikere og ikke-kronikere er antall kontakter tilnærmet uavhengig av fastlegens listelengde (Figur 5.1). De kronisk syke har ca 3,5 kontakter per år. Tilsvarende tall for ikke-kronikere er i underkant av 2,5 kontakter.

Figur 5.1 Listelengde og beregnet antall legekontakter siste 12 måneder etter hvorvidt respondenten er kronisk syk eller ikke.



Antall legekontakter for de som vurderer sin helsetilstand som dårlig, er også tilnærmet uavhengig av listelengden (Figur 5.2). De som scorer lavt på egenvurderingen av helsetilstanden, har litt i overkant av 4,5 legekontakter per år for tilnærmet alle nivåer på fastlegens listelengde. Tilsvarende tall for de som har høyest score på egenvurdering av helsetilstanden, er ca 2,5.

Figur 5.2 Listelengde og beregnet antall legekontakter siste 12 måneder etter respondentens egenvurderte helse.



I Tabell 5.3 vises effektene på sannsynligheten for å ha benyttet seg av en annen fastlege enn sin egen i løpet av de siste 12 måneder. Logitkoeffisienten for de kronisk syke er 0,46 (kolonne 2), noe som betyr at odds-koeffisienten er 1,58. Det betyr at sannsynligheten for å oppsøke en annen lege enn sin egen er om lag en og en halv gang så stor for kronikere sammenlignet med ikke-kronikere. Koeffisienten er statistisk signifikant på konvensjonelt nivå ($p < 0,05$). Logitkoeffisienten for de som er gruppert med lavest score på egenvurdering av helsetilstanden, er 0,70 ($p < 0,05$). Dette betyr at sannsynligheten for å oppsøke en annen lege enn sin egen er om lag 2 ganger så høy dersom man opplever sin helsetilstand som dårlig sammenlignet med god.

Samspillsleddet mellom listelengde og hvorvidt respondenten har en kronisk sykdom eller ikke, er ikke statistisk signifikant på konvensjonelt nivå ($p < 0,05$) (Tabell 5.3, kolonne 3). Det er heller ikke samspillsleddet mellom listelengde og de som ut fra en egenvurdering rapporterer om dårlig helsetilstand (Tabell 5.3, kolonne 4).

Tabell 5.3 Listelengde, sykkelighet og sannsynlighet for å ha søkt andre allmennleger enn fastlegen siste 12 måneder. Data fra Levekårsundersøkelsen 2002. Logistisk regresjon. Kontinuerlige variabler på logaritme form. Alle kontrollvariabler rapportert. Wald Chi-Square verdier i parentes.

Variabler	Sampillsledd ikke inkludert	Sampillsledd kronisk syk* listelengde inkludert	Sampillsledd subjektiv vurdering av helsetilstanden* listelengde inkludert
Listelengde	-0,206 * (4,30)	-0,088 (0,35)	-0,176 (2,11)
Kronisk syk (=1 hvis varig syk)	0,461 * (25,17)	2,108 (2,09)	0,461 * (25,15)
Passe helse (=1 hvis passe helse)	0,461 * (15,00)	0,460 * (14,87)	1,371 (0,67)
Dårlig helse (=1 hvis dårlig helse)	0,703 * (20,14)	0,707 * (20,30)	0,462 (0,02)
Kjønn (=1 hvis mann)	-0,224 * (7,00)	-0,224 * (7,02)	-0,223 * (6,99)
Alder 1 (=1 hvis alder 25-44 år)	-0,446 * (12,15)	-0,449 * (12,31)	-0,446 * (12,16)
Alder 2 (=1 hvis alder 45-66 år)	-0,644 * (24,28)	-0,644 * (24,24)	-0,643 * (24,21)
Alder 3 (=1 hvis alder >=67 år)	-0,756 * (22,31)	-0,757 * (22,36)	-0,756 * (22,32)
Videregående utd (=1 hvis videregående skole=1)	0,231 * (3,90)	0,232 * (3,93)	0,230 * (3,87)
Universitet (=1 hvis universitet/høyskole=1)	0,343 * (6,13)	0,344 * (6,16)	0,341 * (6,08)
Sampill kronisk syk * listelengde		-0,231 (1,28)	
Sampill passe helse* listelengde			-0,128 (0,29)
Sampill dårlig helse* listelengde			0,033 (0,006)
n	6 737	6 737	6 737

* p<=0,05

I Tabell 5.4 vises effektene på antall legevaktkontakter siste 12 måneder. De kronisk syke har 4 % flere legevaktkontakter enn de som ikke er kronisk syke ($p < 0,05$) (kolonne 2). Tilsvarende har de som rapporterer om dårlig helse 9,5 % flere slike kontakter enn de som rapporterer om god helse ($p < 0,05$). Det er ingen statistisk signifikante effekter av samspillsleddene på antall legevaktkontakter (Tabell 5.4, kolonne 3 og 4).

I Tabell 5.5 vises effektene på antall ganger respondenten har vært hos spesialist/poliklinikk siste 12 måneder. De kronisk syke har 20 % flere kontakter hos spesialist enn de ikke kronisk syke ($p < 0,05$) (kolonne 2). Tilsvarende har de som rapporterer om dårlig helsetilstand 37 % flere kontakter med spesialist/poliklinikk enn de som rapporterer om god helsetilstand. Det er ingen statistisk signifikant effekt ($p < 0,05$) av samspillsleddene på antall kontakter hos spesialist/poliklinikk (Tabell 5.5, kolonne 3 og 4).

Tabell 5.4 Listelengde, sykkelighet og antall legevaktkontakter siste 12 måneder. Data fra Levekårundersøkelsen 2002. Vanlig regresjon. Kontinuerlige variabler på logaritme form. Alle kontrollvariabler rapportert. Absolutte t-verdier i parentes.

Variabler	Sampillsledd ikke inkludert	Sampillsledd kronisk syk* listelengde inkludert	Sampillsledd subjektiv vurdering av helsetilstanden* listelengde inkludert
Listelengde	0,003 (0,46)	-0,0004 (0,05)	0,001 (0,16)
Kronisk syk (=1 hvis varig syk)	0,039 * (4,95)	-0,038 (0,35)	0,030 * (4,95)
Passe helse (=1 hvis passe helse)	0,032 * (3,65)	0,032 (3,65) *	-0,103 (0,72)
Dårlig helse (=1 hvis dårlig helse)	0,095 * (7,58)	0,095 * (7,57)	0,251 (1,03)
Kjønn (=1 hvis mann)	-0,007 (1,26)	-0,007 (1,26)	-0,007 (1,27)
Alder 1 (=1 hvis alder 25-44 år)	-0,017 (1,89)	-0,017 (1,88)	-0,017 (1,90)
Alder 2 (=1 hvis alder 45-66 år)	-0,024 * (2,70)	-0,025 * (2,70)	-0,025 * (2,71)
Alder 3 (=1 hvis alder >=67 år)	-0,043 * (4,03)	-0,043 * (4,03)	-0,043 * (4,03)
Videregående utd (=1 hvis videregående skole=1)	0,003 (0,41)	0,003 (0,41)	0,003 (0,43)
Universitet (=1 hvis universitet/høyskole=1)	-0,007 (0,89)	-0,007 (0,88)	-0,007 (0,86)
Sampill kronisk syk * listelengde		0,009 (0,63)	
Sampill passe helse* listelengde			0,019 (0,94)
Sampill dårlig helse* listelengde			-0,021 (0,64)
R ²	0,020	0,020	0,020
n	6 736	6 736	6 736

* p<=0,05

Tabell 5.5 Listelengde, sykkelighet og antall ganger respondenten har vært hos spesialist/poliklinikk siste 12 måneder. Data fra Levekårundersøkelsen 2002. Vanlig regresjon. Kontinuerlige variabler på logaritme form. Alle kontrollvariabler rapportert. Absolutte t-verdier i parentes.

Variabler	Samspillsledd ikke inkludert	Samspillsledd kronisk syk* listelengde inkludert	Samspillsledd subjektiv vurdering av helsestanden* listelengde inkludert
Listelengde	0,001 (0,10)	0,027 (1,16)	0,001 (0,06)
Kronisk syk (=1 hvis varig syk)	0,197 * (13,19)	0,645 * (2,45)	0,197 * (13,19)
Passe helse (=1 hvis passe helse)	0,177 * (8,40)	0,177 * (8,39)	0,007 (0,02)
Dårlig helse (=1 hvis dårlig helse)	0,369 * (12,26)	0,370 * (12,28)	0,850 (1,45)
Kjønn (=1 hvis mann)	-0,056 * (4,20)	-0,056 * (4,19)	-0,056 * (4,22)
Alder 1 (=1 hvis alder 25-44 år)	0,031 (1,40)	0,030 (1,38)	0,030 (1,40)
Alder 2 (=1 hvis alder 45-66 år)	0,083 * (3,78)	0,084 * (3,80)	0,083 * (3,77)
Alder 3 (=1 hvis alder >=67 år)	0,120 * (4,62)	0,120 * (4,62)	0,120 * (4,62)
Videregående utd (=1 hvis videregående skole=1)	0,019 (1,05)	0,019 (1,05)	0,019 (1,06)
Universitet (=1 hvis universitet/høyskole=1)	0,034 (1,63)	0,034 (1,62)	0,035 (1,64)
Samspill kronisk syk * listelengde		-0,062 (1,70)	
Samspill passe helse* listelengde			0,023 (0,50)
Samspill dårlig helse* listelengde			-0,067 (0,82)
R ²	0,095	0,096	0,095
n	6 734	6 734	6 734

* p<=0,05

5.3 Konklusjon

De såkalte "tunge" pasientgruppene har flere kontakter med allmennlegetjenesten enn de mer friske pasientgruppene. Samtidig bruker de "tunge" gruppene oftere andre leger enn sin egen fastlege, de bruker oftere legevakt og har flere kontakter med spesialisthelsetjenesten. Alt dette er effekter som forventet. Helsetjenesten er for de som selv mener de er syke, og de syke bruker den også!

Bruksmønsteret for de "tunge" pasientene er ikke påvirket av fastlegens listelengder. Fastleger med lange lister rasjonerer ikke konsultasjoner for kronikere og pasienter som rapporterer om dårlig subjektiv helsetilstand på bekostning av de mer friske, og fastleger med lange lister henviser heller ikke såkalte "tunge" grupper mer hyppig til spesialisthelsetjenesten enn det fastleger med korte lister gjør. Våre resultater tyder derfor ikke på at fastleger med lange lister har en form for strategisk atferd, hvor de ut fra lønnsomhetskriterier favoriserer tjenestetilbudet til de enkle og greie pasientene.

Vi må selvsagt ta forbehold om at analysen er utført på survey data, hvor selve datagrunnlaget legger begrensninger på hva som kan testes. For eksempel vil ikke personer med lavfrekvente tilstander være representert i et tilstrekkelig antall for at deres erfaringer og kontaktmønstre med allmennlegetjenesten kan underkastes kvantitativ analyse. Tilsvarende er trolig svarprosenten for vanskeligstilte grupper som for eksempel rusmiddelbrukere, lav. I tolkningen må det derfor tas høyde for at funnene ikke kan generaliseres til grupper som av naturlige årsaker ikke er godt nok representert i den type survey materiale som Levekårsundersøkelsen 2002 representerer.

6. Oppsummering

Det har vært en sterk vekst i folketrygdens kostnader ved allmennlegetjenesten, særlig refusjonskostnadene til fastlegene. Høyere kostnader kan gi velferdsgevinster for brukerne og pasientene. En bedre legedekning kan gi større muligheter for pasientene til å velge lege, noe som bidrar til kortere ventetid for diagnose og behandling. En viss overkapasitet gir fleksibilitet i legemarkedet. God tilgjengelighet og høy kvalitet er av særlig betydning for pasienter med kroniske eller alvorlige sykdommer.

Rapportens resultater kan oppsummeres i fire punkter:

1. Refusjonsutgiftene til allmennlegene steg fra 1 374 millioner kroner i 1998 til 2 524 millioner kroner i 2003, noe som tilsvarer en økning på 84 %. Mesteparten av denne veksten kan forklares med bedret legedekning, økninger i statlige refusjonssatser og vekst i folketallet. Dette tyder ikke på at årsaken til kostnadsveksten er at reformen har endret legeatferden, slik at leger krever høyere refusjoner per pasient (målt i faste priser).
2. Andre forskere har benyttet registerdata for å studere om knapphet på pasienter leder til flere konsultasjoner per pasient. De finner at leger som er tildelt færre listepasienter enn de ønsket, har en høyere konsultasjonsfrekvens og større refusjonsinntekter per pasient enn øvrige leger. I tråd med vår egen tidligere forskning gir rapporten ingen støtte til denne oppfatningen (såkalt tilbudsindusert etterspørsel). Ved hjelp av flere datakilder kan vi vise at registerdata inneholder systematiske målefeil som har forledet tidligere forskning til å hevde at knapphet på pasienter leder legene til å kreve høyere refusjoner på listepasient. At dette er situasjonen i dag betyr imidlertid ikke at ytterligere økninger i legedekningen ikke kan medføre tilbudsinduksjon som kan forsterke kostnadsveksten.
3. Allmennlegetjenesten skiller seg fra andre markeder ved at det ikke er priskonkurransen, ikke etableringsfrihet av leger og et gitt antall kunder. Dersom ingen leger har ledig kapasitet, vil ingen pasienter ha muligheter til å velge en annen lege dersom kvaliteten til den fastlegen pasienten er tilknyttet faller, eksempelvis ved at tilgjengeligheten reduseres. Anta også at legene tilbyr ulike kvaliteter, samtidig som pasientenes preferanser varierer (for eksempel at kvinnelige pasienter foretrekker kvinnelige leger). Dersom alle

legene har full kapasitet, vil det være vanskelig for pasienten å finne en lege som har den rette kvaliteten. Derfor synes det å være riktig å ha noe overskuddskapasitet i allmennlegemarkedet både av hensyn til kvalitet og for å få samsvar mellom pasientpreferanser og lege-kvalitet. Dette støttes også av våre resultater.

Et av målene ved fastlegeordningen har vært å bedre kvaliteten og tilgjengeligheten ved helsetjenesten. Myndighetene har derfor ansett at legedekningen bør bedres. En forventet gevinst er at pasientene får bedre muligheter til å velge lege. Brukerne kan lettere bytte til en annen fastlege, eller benytte en annen lege enn fastlegen ved enkeltstående sykdomsepisoder. Rapporten dokumenterer at dette er reelle velferdseffekter. I kommuner med en viss overkapasitet – der en del av fastlegene har rom for å ta imot nye pasienter – velger pasientene oftere å benytte andre leger enn sin egen fastlege til enkeltkontakter.

4. Et annet mål ved fastlegereformen har vært å bedre tilbudet til kronisk- og alvorlig syke pasienter. Som ventet viser rapporten at sykелighet har stor betydning for kontakthyppheten. Vi finner imidlertid ikke noen effekter av legenes listelengde på denne pasientgruppens bruk av legetjenester. Dette er i tråd med vår forståelse av fastlegeordningen som et fleksibelt marked der pasientenes legevalg avdemper kortsiktige kapasitetsproblemer hos enkeltleger.

Referanser

- Aftenposten (2002). Fastleger tjener grovt på lange lister. Aftenposten.no 12. september 2002. <http://www.aftenposten.no/helse/article397995.ece> (avlest 8.3.2005).
- Bakke HK (2003). Fastlegeordningen to år etter. Tidsskrift for Den norske lægeforening 2003; 123:1745.
- Bjørnstad S (2002). Også fastleger mangler pasienter. Aftenposten 2. november 2002.
- Carlsen B (2003). Fastlegenes erfaringer med fastlegeordningen. Tidsskrift for Den norske lægeforening 2003; 123: 1322-4.
- Carlsen F, Grytten J (1998). More physicians: improved availability or induced demand? Health Economics 1998; 7: 495-508.
- Dahle R, Skilbrei ML (2003). Fastlegeordningen og pasienter med store legebehov. Rapport 3/03. Oslo, Norsk Institutt for forskning om oppvekst, velferd og aldring (NOVA), 2003.
- Den norske lægeforening (2003). Fastlegeordningen etter 2 år – bidrag til statusrapport. Oslo, juli 2003. <http://www.legeforeningen.no/index.gan?id=19819> (avlest 23.2.2005)
- Dommerud T (2005). 107 kommuner uten byttemulighet. Dagens Medisin. 10. februar 2005.
- Eliassen H (2002). Leger ønsker flere pasienter. Aftenposten 15. mai 2002.
- Finnvold JE, Svalund J, Paulsen B (2005). Etter innføring av fastlegeordning – brukervurdering av allmennlegetjenesten. Rapport 2005/1. Oslo, Statistisk sentralbyrå, 2005.
- Getzen TE (1999). Medical care price indexes: theory, construction and empirical analysis for the US series 1927-1990. Advances in Health Economics and Health services Research 1992; 13: 13-38.

- Godager G, Iversen T, Lurås H (2005). Utviklingen i fastlegenes listelengde, driftsinntekter og takstbruk. Skriftserie nr 3. Oslo; Institutt for helseledelse og helseøkonomi, 2005. http://www.hero.uio.no/publicat/2005/HERO2005_3.pdf (avlest 25.2.2005).
- Grytten J, Skau I (2002). Hva forklarer økningen i folketrygdens utgifter til allmennlegetjenesten? Tidsskrift for Den norske lægeforening 2002; 122: 1492-6.
- Grytten J, Skau I, Sørensen R, Aasland OG (2003). Fastlegereformen. En analyse av fastlegenes arbeidsbelastning og tjenestetilbud. Forskningsrapport nr 11. Sandvika: Handelshøyskolen BI, 2003.
- Grytten J, Skau I, Sørensen RJ, Aasland OG (2004a). Fastlegeordningen og endringer i legenes tjenesteproduksjon. Tidsskrift for Velferdsforskning 2004; 7: 78-89.
- Grytten J, Skau I, Sørensen R, Aasland OG (2004b). Legenes arbeidssituasjon etter ett år med fastlegeordningen. Tidsskrift for Den norske lægeforening 2004; 124: 358-61.
- Grytten J, Skau I, Sørensen R, Aasland OG (2004c). Endringer i tjenesteproduksjon og tilgjengelighet under fastlegeordningen. Tidsskrift for Den norske lægeforening 2004; 124: 362-4.
- Grytten J, Sørensen R (2004). Grådige leger med knapphet på pasienter? En analyse av tilbudsindusert etterspørsel i allmennlegetjenesten. Økonomisk Forum 2004, Nr 1: 32-7.
- Grytten J, Skau I, Sørensen R (2005). Kjennetegn ved solo- og gruppepraksiser i norsk allmenntillegemedisin. Tidsskrift for den norske lægeforening 2005; 125: under publisering.
- Hasvold T. Listestørrelse og kvalitet i fastlegeordningen. Tidsskrift for den norske lægeforening 2000; 120: 786-7.
- Helsedepartementet (2000). Forskrift om fastlegeordning i kommunene. <http://www.lovdata.no/cgi-wift/wiftldles?doc=/usr/www/lovdata/for/sf/ho/ho-20000414-0328.html&dep=alle&titt=fastlege&> (avlest 8.3.2005).
- Helse- og omsorgsdepartementet (2004). Statusrapport om fastlegeordningen i Norge etter to og et halvt år – erfaringer fra og med innføringen 1.6.2001 til og med 31.12.2003. Oslo: Helse- og omsorgsdepartementet, desember 2004. <http://odin.dep.no/filarkiv/232628/Fastlegerapporten.pdf> (avlest 23.2.2005).

Hetlevik Ø, Hunskaar S (2004). Listelengde, arbeidstid, ventetid og jobbtilfredshet blant fastleger i Bergen. Tidsskrift for Den norske lægeforening 2004; 124: 813-5.

Holterman S, Egeberg K (2002). Fastlegen kan tjene 750 000 før han har sett en eneste pasient. Dagbladet. 12. september 2002.

Holterman S (2002). Taper penger på å bruke tid på pasienten. Dagbladet. 12. september 2002.

Hougen HC, Gløbøden MA (2004). Samordnet levekårsundersøkelse 2002 – tverrsnittsundersøkelsen. Dokumentasjonsrapport. Notat 2004/22. Oslo: Statistisk sentralbyrå, 2004.

Iversen T (2004). The effect of a patient shortage on general practitioners' future income and list of patients. Journal of Health Economics 2004; 23: 673-94.

Iversen T, Lurås H (2000). Economic motives and professional norms: the case of general medical practice. Journal of Economic Behavior and Organization 2000; 43: 447-70.

Kjelvik J (2004). Kommunens utgifter til primærlegetjenesten 2002. Notat 2004/6. Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 2004.

Kronberg K (2002). Leger håver inn på telefonbehandling. Dagsavisen 6. november 2002.

Kvamme OJ, Ebbing H, Malde K (1998). Brukes normaltariffen feil? Tidsskrift for Den norske lægeforening 1998; 118: 2526-8.

Lurås H (2004). Hva vet vi om inntektsmotivert adferd blant allmennleger? Økonomisk Forum 2004; Nr 9:33-42.

Lurås H, Iversen T (2002). Legemangelen som ble til pasientmangel: variasjoner i listeønsker og pasientknapphet ved innføringen av fastlegeordningen. Økonomisk Forum 2002; Nr 8: 26-31.

Malde K, Kvamme O, Ebbing H (1999). Aksjon riktig takstbruk - storm i vannglass? Tidsskrift for Den norske lægeforening 1999; 119: 3804-7.

Rikstrygdeverket (1998-2003). Forskrifter for godtgjørelse av utgifter til legehjelp hos privatpraktiserende leger, 1998-2003. Oslo: Rikstrygdeverket.

Rikstrygdeverket (2001-2003). Styringsdata for fastlegeordningen per 31. desember 2001, 2002 og 2003. http://www.trygdeetaten.no/default.asp?strTema=tall_mrog_mrfakta&path=statistikk&path_sub=fastlegeordningen (avlest 23.2.2005).

Rikstrygdeverket (2001-2004). Trygdestatistisk Årbok 2001-2004. Oslo: Rikstrygdeverket.

Rikstrygdeverket (2002). Styringsdata for fastlegeordningen per 30. september 2002. http://www.trygdeetaten.no/default.asp?strTema=tall_mrog_mrfakta&path=statistikk&path_sub=fastlegeordningen&path4=stdata3_mr2002 (avlest 23.2.2005).

Rikstrygdeverket (2004). Trygdestatistisk årbok 2004. Oslo: Rikstrygdeverket, 2004. http://www.trygdeetaten.no/generelt/Pub/trygdestatistisk_aarbok_2004.pdf (avlest 23.2.2005).

Rikstrygdeverket (2004b). Styringsdata for fastlegeordningen 4. kvartal 2004. Tabell 6A. Antall innbyggere som har plass på fastleges liste (ekskl. lister uten lege), antall som har plass på liste uten lege, antall som har plass på liste (inkl. lister uten lege), antall som deltar i fastlegeordningen, men som ikke har plass på liste, fordelt etter om kommunen er suspendert eller ikke, og antall innbyggere som ikke deltar i fastlegeordningen, etter innbyggerens kjønn og alder. http://www.trygdeetaten.no/tall_mrog_mrfakta/Statistikker/folgerapporter/20041231/06.html (avlest 23.2.2005).

Sandvik H (2003). Fastlegeordningen – forventninger og erfaringer. Tidsskrift for Den norske lægeforening 2003; 123: 319-21.

Sosial- og helsedepartementet (1999). Ot prp nr 99 (1998-99). Om lov om endringer i lov 19. desember 1982 nr 66 om helsetjenesten i kommunene og visse andre lover (fastlegeordningen). Oslo: Sosial- og helsedepartementet, 1999.

Statens helsetilsyn (2003). Helsetilsynets bidrag til statusrapport om fastlegeordningen. Rapport 8/2003, Oslo: Statens helsetilsyn, september 2003. http://www.helsetilsynet.no/upload/Publikasjoner/Rapporter2003/helsetilsynets_bidrag_statusrapport_fastlegeordningen_rapport_082003shv.pdf (avlest 23.2.2005).

Statistisk sentralbyrå (2004a). Årsverk av legar med ulike avtaleformer i kommunehelsetenesta utanfor institusjonar for eldre og heimetenestene. Sentralitet. 1994-2003. <http://www.ssb.no/emner/03/02/helsetjko/tab-2004-12-03-12.html> (avlest 23.2.2005).

Statistisk sentralbyrå (2004b). Rapportering av kommunale tjenesteproduksjonsdata i KOSTRA 2004. Veiledning til utfylling av skjemaer. http://www.ssb.no/kostra/kommune/skjema/2004/kommune_skjemaveil_1novbre vet.pdf (avlest 23.2.2005).

Statistisk sentralbyrå (2004c). Statistisk årbok 2004. Folkemengd og folketilvekst (tabell 47). <http://www.ssb.no/aarbok/tab/t-020110-047.html> (avlest 23.2.2005).

Statistisk sentralbyrå (2005a). Konsumprisindeksen fra 1865. 1998 = 100. <http://www.ssb.no/emner/08/02/10/kpi/tab-01.html> (avlest 4.4.2005).

Statistisk sentralbyrå (2005b). Tabell 03014: Konsumprisindeks (1998=100). Hovedgruppenivå: Helsepleie. Statistikkbanken. <http://statbank.ssb.no/statistikkbanken> (avlest 4.4.2005).

Statistisk sentralbyrå (2005c). Indeks for totale arbeidskraftskostnader i industri, etter land. Gjennomsnitt av år 2000=100. <http://www.ssb.no/aki/arkiv/tab-2005-01-26-07.html> (avlest 14.3.2005).

Sørensen RJ, Grytten J, Skau I (2003). Kontraktsvalg og tjenesteproduksjon i allmennlegetjenesten. Tidsskrift for Samfunnsforskning 2003; 44: 147-68.