
Sykehuskapasitet og ventetid for behandling – er det noen sammenheng?

KLINIKK OG FORSKNING

HROAR PIENE

MITCH LOEB

KARL-GERHARD HEM

SINTEF Unimed
7465 Trondheim

Sammenhengen mellom sykehuskapasitet og ventetid for behandling er usikker.

Ventetidene for pasienter innlagt fra venteliste ble analysert med henblikk på mulig sammenheng med sykehusenes ressurser i form av økonomi og stillinger eller med faktorer som andel øyeblikkelig hjelp-innleggelser o.l. Ventetider for alle behandlede pasienter på venteliste, pasienter til kirurgiske og ortopediske avdelinger og garantipasienter ble beregnet for 1998. Ventetidene ble koblet til økonomiske og ressursmessige data samt data om akuttinnleggelser som inngår i SAMDATA eller i datagrunnlaget for SAMDATA for 1998. Dataene ble analysert ved hjelp av regresjonsmodeller med hvert enkelt sykehus som enhet. Sykehus med særskilte oppgaver (region- og spesialsykehus) ble ekskludert fra materialet.

Resultatene viste stor spredning når det gjelder median ventetid ved de enkelte sykehus. Vi kunne imidlertid ikke finne noen statistiske sammenhenger mellom ventetider og de ressurs- eller pressfaktorer som ble etablert.

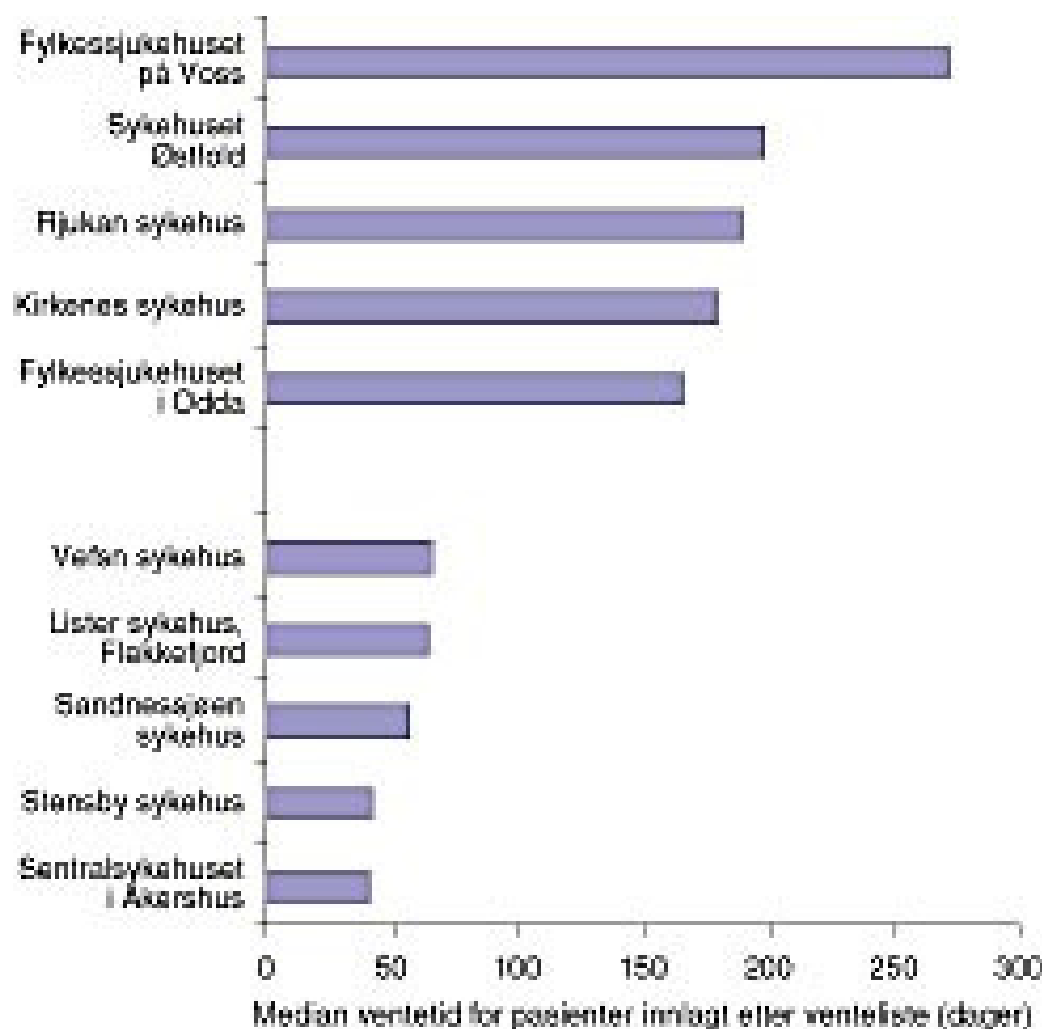
Median ventetid for garantipasientene bør være under 12 – 15 dager dersom garantibruddene skal være på et minimalt nivå. Dette er svært ambisiøst, sett i forhold til at median ventetid for kreftpasienter som blir operert, er på ca. 30 dager.

Fra introduksjonen av ventelisteforskriften i 1990 (1) har ventelister og ventetid for sykehusbehandling vært et stadig tilbakevendende tema i den helsepolitiske debatten. Hensikten med forskriften var at registrering av prioritet II-pasienter skal kunne være en hjelp til å påvise områder der det er behov for kapasitetsøkning eller kapasitetsutjevning for å oppnå et mer likeverdig tilbud for befolkningen. Man har antatt at det er sammenheng mellom ressursknapphet i helsesektoren og lange ventetider, og det har vært vanlig å tolke garantibrudd som tegn på knappe ressurser (2 – 4). Det åpenbare botemidlet ville være å bedre sykehus tilgangen ved å bevilge flere penger eller endre incentivstrukturen.

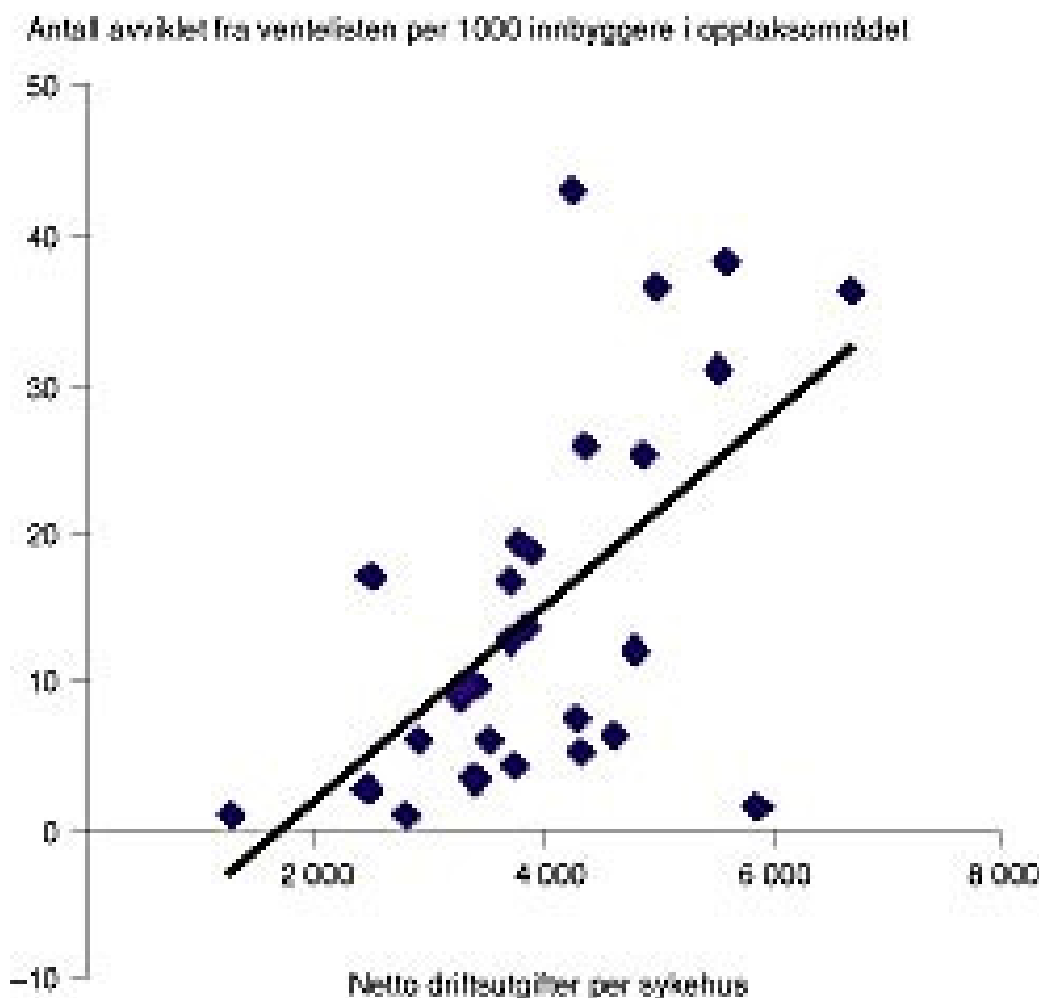
Noen direkte empirisk sammenheng mellom sykehusressurser og ventetider er aldri påvist. Man kan forvente at det er et komplekst samspill mellom sykehusenes ressurser, etterspørselen etter de helsetjenester som tilbys og antall gjennomførte behandlinger. Man kan bl.a. anta at etterspørselen etter et helsetilbud stiger med kapasiteten på tilbudet. Etter hvert som et tilbud blir anerkjent og ”vanlig”, blir det også etterspurt i økende grad, inntil det på et visst punkt inntreffer en metning der behovet ikke lenger øker med kapasiteten på tilbudet. Det er først når dette balansepunktet er nådd at økt innsats reelt kan redusere ventelistene. Når dette inntreffer for et spesifikt helsetilbud, er derimot uvisst.

Arbeidsvilkårene innad i sykehuset vil også influere på ventelistene. Bl.a. kan et høyt antall øyeblikkelig hjelp-innleggelser påvirke avviklingen av ventelistene i negativ retning og vice versa. En høy andel øyeblikkelig hjelp-pasienter til en kirurgisk/ortopedisk avdeling som innlegges mellom kl 6 og kl 14 og som opereres samme dag, skulle kunne forstyrre det oppsatte operasjonsprogrammet og virke negativt på gjennomløpet av de elektive pasientene. Problemer med å gjennomføre et planlagt operasjonsprogram kan også komme til syne ved at en del av ventelistepasientene blir utskrevet uten behandling for så å bli reinnlagt etter kort tid for å bli operert. En høy andel slike pasienter kan indikere flaskehalser på operasjonsavdelingene.

Studiens hensikt var å undersøke betydningen av slike ressurs- og pressfaktorer ved hjelp av statistiske regresjonsmodeller med ventetid for innleggelse som avhengig variabel.



Figur 1 Sykehus med korteste og lengste median ventetid for pasienter på venteliste. 1998



Figur 2 Avvikling av pasienter fra venteliste versus netto driftsutgifter for innleggelser. Trendlinjen viser beste tilpasning og gir en beregnet $r^2 = 0,35$. 1998

Materiale og metode

Ventetid

Norsk pasientregisters database ble brukt for å beregne ventetider for innlagte pasienter i 1998. Databasen inneholder data om pasientenes ansiennitetsdato, som skal være den datoen sykehuset mottar henvisning for undersøkelse og ev. behandling, og markerer starten på venteperioden for pasienten. Ventetiden ble beregnet for pasientgrupper som ble innlagt og behandlet. Dersom de var innlagt flere ganger under samme hoveddiagnose, tok vi bare hensyn til den første innleggelsen såfremt behandling fant sted. I databasen kan det være flere kontaktepisoder for hver pasient, avhengig av antall polikliniske for- og etterundersøkelser, senere reinnleggelser m.m.

Ansiennitetsdatoen sammen med datoen for innleggelse gjør det i prinsippet mulig å beregne ventetiden for hvert enkelt opphold, men dette viser seg å være beheftet med systematiske feil fordi ansiennitetsdatoen kan ha blitt endret. Ved noen sykehus endres denne datoen dersom det skjer henvisninger internt, f.eks. mellom poliklinikk og sengeavdeling. En pasient kan da komme til å få en kort registrert ventetid selv om han eller hun ventet svært lenge på en poliklinisk forundersøkelse før innleggelse. For å redusere slike feil og gjøre

sykehusene mest mulig sammenliknbare ble det utviklet en algoritme som valgte ut de innleggelser for elektive pasienter som ble ønsket inkludert, f.eks. på basis av en valgt DRG eller en kombinasjon av diagnose- og behandlingskoder. De valgte innleggelsene, som var entydig definert i databasen, ble koblet sammen med tidligere polikliniske kontakter eller øyeblikkelig hjelp-innleggelser. Venteperiodens start ble så satt til den første ansiennitetsdatoen i hver kontaktserie for hver enkelt pasient. Denne metoden utliknet langt på vei forskjeller i ventetid som kunne være påvirket av sykehusenes ulikeartede håndtering av eksterne og interne henvisninger (5).

Ressursfaktorer

En rekke dimensjonerende ressursfaktorer og ytre og indre pressfaktorer kan påvirke ventetidene. Slike faktorer ble beregnet fra data i SAMDATA for 1998 eller i tallgrunnlaget (6). Av dimensjonerende faktorer og ytre pressfaktorer la vi vekt på ressursituasjonen som blir reflektert av kostnadsnivået og antall lege- og sykepleierstillinger. Beleggsprosenten vil kunne ha innflytelse, og hvor mange behandlinger som ble utført elektivt, som uttrykk for behandlingskapasiteteten. Denne faktoren vil være nær identisk med henvisningsraten når det ikke er endringer i kølengdene, og kan derfor også sees på som en ytre pressfaktor. Videre inkluderte vi andel elektive behandlinger, som uttrykk for tilgjengelig elektiv kapasitet. Den direkte motsvarende andel behandlinger som øyeblikkelig hjelp kan betraktes som en ytre pressfaktor.

For å gjøre analysene mest mulig sensitive har vi delt materialet ut fra data for sykehuset generelt (budsjett, sengetall, beleggsprosent, stillinger) og data der vi har opplysninger som kan relateres til kirurgiske og ortopediske avdelinger alene (antall kirurgiske opphold per befolkningsenhet, andelen elektive operasjoner av samtlige operative inngrep, andel innleggelser som øyeblikkelig hjelp i kirurgisk og ortopedisk avdeling).

Indre pressfaktorer

Med indre pressfaktorer mener vi slike som kan hindre en planmessig avvikling av ventelisten. I denne kategorien innbefatter vi gjennomsnittlig antall liggedøgn, som nok spiller en rolle for avviklingen av ventelisten. Hvis pasientene ligger lenge, vil det kunne gi dårligere kapasitet for å ta inn nye pasienter. I samme kategori inkluderes andelen øyeblikkelig hjelp-pasienter som legges inn på dagtid (mellom kl 6 og kl 14) og som opereres innleggesdagen. Andelen elektive pasienter som ble utskrevet uten å ha mottatt behandling for så å bli reinnlagt (elektivt) innen to uker for operasjon, ble antatt å være en indikator på problemer med planmessig gjennomføring av et oppsatt operasjonsprogram.

Tabell 1

Regresjon av median ventetid for ventelistepasienter mot sykehusdimensjonerende faktorer

Ustandardisert koeffisient	Standardfeil	T-verdi	Signifikansnivå
-------------------------------	--------------	---------	-----------------

Netto driftsutgifter per opphold	0,0019	0,004	0,47	0,64
Elektive opphold per 100 000	0,0087	0,01	0,21	0,31
Beleggsprosent	1,1	1,64	0,43	0,67
Effektive senger per 100 000	115,4	76,06	1,52	0,14
Leger per 100 000	- 157,35	194,83	- 0,81	0,42
Sykepleiere per 100 000	- 29,9	79,82	- 0,37	0,71
Leger per seng	304,18	500,53	0,61	0,55
Sykepleiere per seng	82,6	203,1	0,41	0,69

Tabell 2

Regresjon av median ventetid for kirurgiske/ortopediske pasienter mot spesifikke faktorer for disse avdelingene

	Ustandardisert koeffisient	Standardfeil	T-verdi	Signifikansnivå
Andel kirurgiske pasientdøgn	4,81	2,67	1,8	0,81
Andel øyeblikkelig hjelp ved kirurgiske og ortopediske avdelinger	2,46	1,28	1,92	0,06
Andel elektive operasjoner	66,78	104,71	0,64	0,53
Andel øyeblikkelig hjelp mottatt på dagtid og operert samme dag	- 117,04	217,44	- 0,54	0,59
Andel elektive operasjoner etter reinnleggelse	- 578,11	860,51	- 0,067	0,51

Statistisk analyse

Ettersom flere av de uavhengige variablene er avhengige av sykehusstørrelse (budsjett, senger, stillinger) og sykehustype (undervisningsinstitusjon, spesialsykehus), må vi korrigere dataene og utelate noen sykehus fra materialet. For stillinger, budsjett og sengetall har vi brukt antall pasienter i opptaksområdet som dimensjonerende faktor. Sykehusenes ulike profil med hensyn til undervisning og forskning gjør at regionsykehusene har en andel legestillinger som ikke direkte kan kobles til pasientbehandlingen, og disse ble

derfor utelukket fra regresjonsmodellene. Tilsvarende ble alle sykehus som ikke har akuttfunksjon utelukket, dvs. sykehusene i Halden og Horten, Radiumhospitalet samt alle øvrige spesialsykehus. Det gjestod da 46 sykehus.

I regresjonsmodell 1 undersøkte vi sammenhengen mellom ventetid for ventelistepasienter og faktorer som ble antatt å være dimensjonerende for behandlingskapasiteten: Netto driftsutgifter per behandlet pasient, antall elektive opphold per 100 000 personer i opptaksområdet, beleggspersent, antall effektive senger per 100 000 personer i opptaksområdet, antall legestillinger per 100 000 personer i opptaksområdet, antall sykepleierstillinger per 100 000 personer i opptaksområdet, antall legestillinger per sykehusseng, antall sykepleierstillinger per sykehusseng.

Fordi ventelistene i det store og hele er knyttet til innleggelser ved kirurgiske avdelinger, har vi særskilt beregnet ventetid for innleggelse ved kirurgisk og ortopedisk avdeling som avhengig variabel. De uavhengige variabler i analysen (regresjonsmodell 2) var: Andelen elektive operasjoner, antall pasientdager per befolkningsenhet multiplisert med andelen kirurgiske pasienter, andelen øyeblikkelig hjelp-innleggelser ved de aktuelle avdelingene, samt variabler som beskrev indre pressfaktorer, det vil si andel øyeblikkelig hjelp-operasjoner der pasienten ble innlagt mellom kl 6 og kl 14 operasjonsdagen, og andel elektive operasjoner der pasienten var innlagt tidligere (innen to uker), men ble utskrevet uten operasjon.

Garantibrudd har en selvsagt sammenheng med ventetid, dvs. garantibrudd kan være assosiert med faktorene som er beskrevet over. I tillegg kan garantibrudd også ha sammenheng med andel pasienter på venteliste som er tilstått garanti, og med hvor mange som blir avvirket fra ventelistene. Dette studeres i en regresjonsmodell med garantibrudd som avhengig variabel, uavhengige variabler er de ressurs- og pressfaktorer som er beskrevet ovenfor, samt antall behandlede garantipasienter per 100 000 personer i opptaksområdet og andelen garantipasienter behandlet fra ventelisten. Bare pasienter henvist etter 1.7. 1997 ble regnet med blant garantipasientene (3 md. garanti). Ventetid > 90 dager ble regnet som garantibrudd.

Resultater

Median ventetid for innleggelse for samtlige innlagte pasienter fra ventelisten varierte mellom ca. 50 og ca. 300 dager. Pasientene som ble innlagt ved kirurgiske og ortopediske avdelinger, hadde tilnærmet den samme ventetiden, mens garantipasientene ventet omtrent halve tiden. Figur 1 viser median ventetid ved de sykehusene som hadde lengst og kortest ventetid. Man ser direkte at det er store forskjeller som ikke kan ha sammenheng med kjente forskjeller i ressurstilgang.

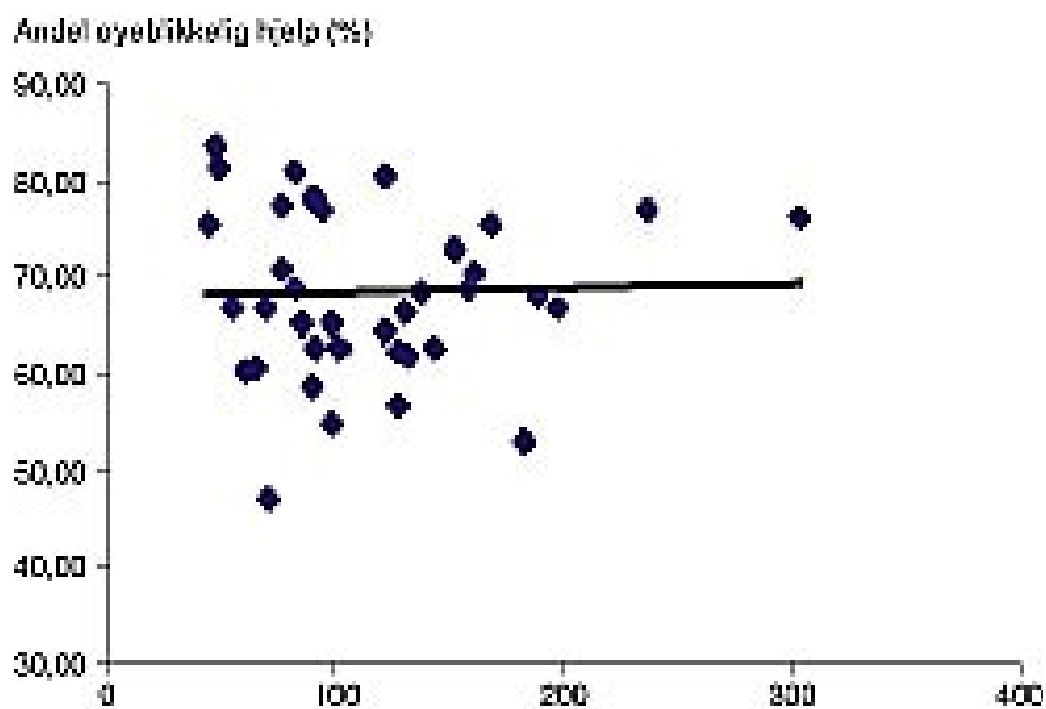
Figur 2 viser hvordan ”produksjonen” av ventelistepasienter hang sammen med faktiske netto driftsutgifter (dvs. utgifter relatert til innleggelser) ved de ulike sykehus. Det foreligger en klar sammenheng mellom driftsutgiftene og avvirkningen fra ventelistene, og sammenhengen er i statistisk sammenheng rimelig sterk (forklart varians $r^2 = 35\%$).

Ingen av de uavhengige variablene som beskriver sykehusenes ressurser normert med hensyn til befolkningen i opptaksområdet, viste noen signifikant sammenheng med median ventetid for behandling (tab 1). Dette gjaldt så vel utgifter som personell og sengekapasitet.

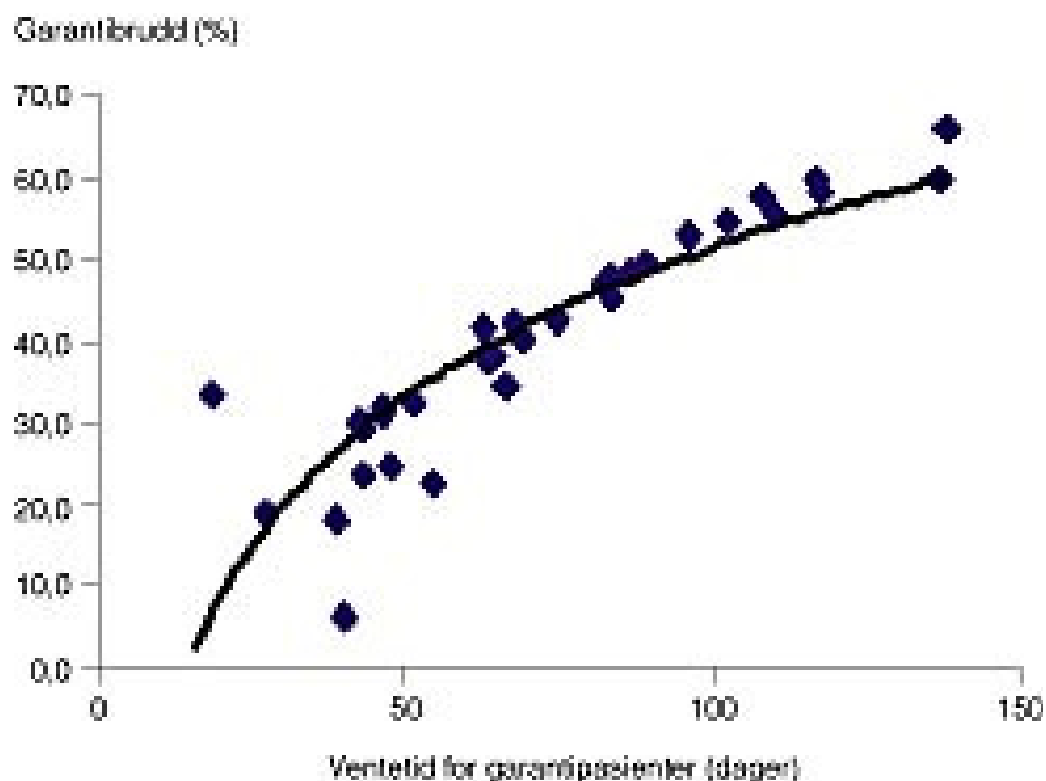
Ingen undersøkte faktorer ble funnet å ha noen statistisk signifikant sammenheng med median ventetid for elektiv innleggelse ved kirurgiske og ortopediske avdelinger, med unntak av en knapt signifikant sammenheng ($p = 0,06$) mellom ventetid og andel øyeblikkelig hjelp-innleggelser (tab 2). Regresjonskoeffisienten antyder at ventetiden for kirurgiske og ortopediske inngrep øker med 2,5 dager for hver prosent økning i øyeblikkelig hjelp-innleggelsene ved en avdeling. Figur 3 viser den bivariate sammenhengen mellom andel øyeblikkelig hjelp-pasienter og ventetid. Vi fant her ingen direkte kobling, sammenhengen fremkom bare når leddene i regresjonen samvirket. At det ikke var noen tydelig direkte (bivariat) sammenheng mellom øyeblikkelig hjelp-andel og ventetid, svekker antakelsen at slike pressfaktorer har nevneverdig innflytelse på ventetiden for elektive inngrep. Dataene som er vist i figur 3 kan imidlertid tolkes slik at sykehus med kort ventetid både kan ha høy andel og lav andel øyeblikkelig hjelp-pasienter, mens lang ventetid er mer entydig forbundet med høy andel øyeblikkelig hjelp.

Det er, nødvendigvis, god sammenheng mellom prosentandel garantibrudd og median ventetid for garantipasientene (fig 4). Det er tidligere anslått at gjennomsnittlig ventetid må være under 20 dager for å unngå garantibrudd (7). Dette tilsvarer en median ventetid på ca. 12 – 15 dager, noe som er godt forenlig med figur 4 hvis vi antar en trendlinje som vist.

Når det gjelder ventetid for garantipasienter og andel garantibrudd, fant vi ingen sammenheng med de beskrevne innsats- eller pressfaktorene. Garantibruddene var derimot signifikant assosiert med antall behandlede garantipasienter per befolkningsenhet og med andel garantipasienter på ventelisten (tab 3). Begge regresjonen gikk i retning av at jo flere garantipasienter som blir behandlet og jo større andel, desto flere garantibrudd oppstår.



Figur 3 Ventetid for ventelistepasienter innlagt ved kirurgisk og ortopedisk avdeling mot andel øyeblikkelig hjelp. 1998



Figur 4 Andel garantibrudd for innlagte pasienter med garanti relatert til median ventetid for garantipasienter. 1998

Tabell 3

Garantibrudd versus faktorer relatert til venteliste for garantipasienter

	Ustandardisert koeffisient	Standardfeil	T-verdi	Signifikansnivå
--	-------------------------------	--------------	---------	-----------------

Antall behandlede garantipasienter per 100 000 i sykehusets opptaksområde	0,015	0,006	2,50	0,018
Andel garantipasienter av alle på venteliste	- 0,0025	0,134	- 0,184	0,855

Diskusjon

Noen sammenheng mellom ventetid for behandling til ulike sykehus og sykehusenes ressurser i form av utgifter, sengetall, belegg, lege- eller sykepleierstillinger kunne ikke påvises. Heller ikke var vi i stand til å påvise noen klar sammenheng med andel øyeblikkelig hjelp-pasienter blant dem som mottas ved sykehuset, andel elektive inngrep eller andre faktorer som kan tenkes å påvirke ventetidene.

En mulig årsak til det negative resultatet er at datamaterialet er ufullstendig eller misvisende. F.eks. vil det at sykehusene ikke har de samme oppgaver, skape variasjon som ikke nedfelles i regresjonsmodellene. For å unngå dette har vi tatt bort regionsykehusene, spesialiserte sykehusene og sykehus som bare mottar elektive pasienter. Andre usikre faktorer i materialet er knyttet til registreringen av datoer for innleggelse m.m. samt ressursdata. Disse dataene er rapportert dels til Norsk pasientregister, dels til Statistisk sentralbyrå og dels til SAMDATA ved SINTEF Unimed. Alle instanser kontrollerer data for eventuelle feil før de gjøres tilgjengelige.

For våre analyser er vi avhengige av at ansiennitetsdatoen rapporteres korrekt, slik at vi kan beregne ventetidene. Vi har tidligere påvist svakheter som er knyttet til at sykehusene håndterer internhenvisninger ulikt (5). For disse analysene ble det derfor utviklet en algoritme som langt på vei fjerner denne usikkerheten. Algoritmen bytter ut den oppgitte ansiennitetsdatoen med ansiennitetsdatoen for første kontakt som har sammenheng med hoveddiagnosen hvis disse datoene er forskjellige.

Den eneste sikre påvisbare statistiske sammenhengen vi kan finne, er mellom andel innleggelser av garantipasienter per befolkningsenhet samt andel tildelte garantier og prosent garantibrudd. Men man kan stille spørsmål om dette bare er tautologier, idet et høyt antall garantipasienter på venteliste høyst sannsynlig også vil føre til at garantibruddene øker i hyppighet.

I litteraturen finner man ikke svært mange tilsvarende studier over ventetid og sykehuskapasitet. En analyse av initiativer for å redusere ventelistene i Irland konkluderte med at de var mislykket, på tross av betydelige ressursøkninger (8). Forsøk på å redusere ventelistene med øremerkede midler i England førte ikke til noen nedgang i antall pasienter som ventet ett år eller mer på behandling (9). I en finsk studie ble det påvist at økt behandlingsskapasitet for en del definerte kirurgiske inngrep økte ventelistene for inngrepene (10) (virkning på ventetid ble ikke oppgitt), og andre har observert tilsvarende (11). I Australia innførte man et økonomisk incentivsystem som likner vår

innsatsstyrte finansiering, i den hensikt å skape økt behandlingsaktivitet og dermed redusere ventelistene. Det kunne imidlertid ikke påvises noen effekt inntil man gav en ”ekstrapremie” dersom pasienten kom fra venteliste, noe som reduserte ventelistene meget raskt (12).

Det har skjedd en betydelig vekst i ressurstilgangen til helsevesenet i de senere år, uten at ventetiden for innleggelse er blitt nevneverdig påvirket. Man vet at mye av denne ressurstilgangen har gått med til å øke (sub-)spesialiseringen blant legene – ikke først og fremst til å øke kapasiteten til å behandle ventelistepasientene. Subspesialiseringen kan sågar ha ført til endringer i behandlingstilbudet og dermed til større tilstrømning.

Ventelister eller køer generelt reflekterer alltid underkapasitet i forhold til behov. I helsevesenet er ikke behovet gitt, fordi det logisk sett vil være slik at hvis kapasiteten (tilbudet) for en viss behandling er null, så er det ingen venteliste og ventetiden er null. Ved uendelig stor kapasitet er også ventetiden null. Dette betyr at ventetiden både kan øke og falle med et økende tilbud, avhengig av balansen mellom det skapte tilbudet og den aktuelle etterspørselen (13). I en blandet venteliste kan man anta at disse effektene er til stede samtidig, slik at sluttsummen blir at ventetiden fremstår som om den er lite påvirkelig av kapasitetsendringer.

Ventetidene kan primært ha med interne faglige vurderinger å gjøre og være en del av ”behandlingskulturen” ved sykehuset. Pasientene tas inn etter et ”rimelig tidsrom” slik det kan ha nedfelt seg gjennom lengre tid, uavhengig om sykehuset har god økonomi, få eller mange leger i forhold til opptaksområdet o.l. Ifølge en slik antakelse er det ikke i første rekke behandlingskapasiteten som avgjør ventetiden, men hvordan sykehuset tradisjonelt forholder seg til pasientens sykdom og hvordan man bedømmer hastegraden.

Vi har påvist tidligere at pasienter med cancer mammae eller cancer coli i gjennomsnitt har ventet noe under 30 dager fra sykehusets mottak av en ekstern henvisning til operasjon (14, 15). Man må anta at ventetiden for pasienter med nydiagnostisert kreft som skal opereres, må ligge nær det optimale av det sykehuset kan avstedkomme med hensyn til effektiv planlegging av diagnostikk og behandling. Når behandlingsgarantien opererer med 90 dagers behandlingsfrist, må den faktiske målsettingen for sykehuset, for at man skal unngå garantibrudd, være å holde seg innenfor en median ventetid på 12 – 15 dager, jf. figur 4 (7). Det er lite trolig at det å gjennomføre oppgavene, i forhold til planlegging, innkallinger forundersøkelser etc., på så kort tid først og fremst er avhengig av økonomiske ressurser. Snarere er det gode administrative rutiner og interne tradisjoner som vil være avgjørende.

LITTERATUR

1. Rundskriv 1 – 43/90. Oslo: Sosial- og helsedepartementet, 1990.
2. St.meld. nr. 50 (1993 – 94). Mål og virkemidler for en bedre helsetjeneste. Oslo: Sosial- og helsedepartementet, 1994.
3. Forskrift om ventetidsgaranti. 27. juni 1997. Oslo: Sosial- og helsedepartementet, 1997.

<http://odin.dep.no/shd/publ/forskrifter/970627.html>

4. Kristoffersen M, Piene H. Ventelistegarantiordningen. Tidsskr Nor Lægeforen 1997; 117: 361 – 5.
 5. Hem K-G, Piene H, Kindseth O, Loeb M. Ventelistedata – bruk av ny NPR-record. SINTEF-rapport STF78 A99542. Trondheim: SINTEF Unimed, 1999.
 6. SAMDATA sykehus tabeller 1998. NIS Helsetjenesteforskning. Trondheim: SINTEF Unimed, 1999.
 7. Piene H. Estimering av behandlingsskapasitet for å imøtekomme ny behandlingssgaranti. SINTEF-Rapport STF 78 A98407. Oslo: SINTEF Unimed, 1998.
 8. Payne D. Ireland's waiting list initiative is failing. BMJ 1998; 317: 1036.
 9. Newton JN, Henderson J, Goldacre MJ. Waiting list dynamics and the impact of earmarked funding. BMJ 1995; 311: 783 – 5.
 10. Norberg MK, Keskimaki I, Hemminki E. Is there a relation between waiting-list length and surgery rate? Int J Health Plann Manage 1994; 9: 259 – 65.
 11. Goldacre MJ, Lee A, Don B. Waiting list statistics. I: Relation between admissions from waiting list and length of waiting list. BMJ (Clin Res Ed) 1987; 295: 1197 – 8.
 12. Street A, Duckett S. Are waiting lists inevitable? Health Policy 1996; 36: 1 – 15.
 13. Piene H, Hauge HK, Nyen PA. Ventelistegaranti og køer i helsevesenet. Tidsskr Nor Lægeforen 1997; 117: 370 – 4.
 14. Piene H, Hem K-G, Loeb M. Evaluering av innsatsstyrt finansiering (ISF). Indikatorer for aktivitet og kvalitet på områdene tilgjengelighet, tjenestetilbud, pasientflyt og klinisk kvalitet. SINTEF-rapport STF78 A98413. Oslo: Sintef Unimed, 1998.
 15. Piene H, Loeb M. Oppfølging av ISF-reformen. Innvirkning på kodepraksis, tilgjengelighet, pasientflyt og medisinsk praksis og kvalitet. SINTEF-rapport STF78 A9946. Trondheim: Sintef Unimed, 1999.
-

Publisert: 20. oktober 2000. Tidsskr Nor Legeforen.

© Tidsskrift for Den norske legeforening 2026. Lastet ned fra tidsskriftet.no 16. februar 2026.