

Skattning av antalet personer med skadligt bruk och/eller beroende av narkotika i Sverige utifrån Socialstyrelsens registerdata

Anders Ledberg*

Institutionen för folkhälsovetenskap, Stockholms universitet
106 91 Stockholm

31 augusti 2023

1 Introduktion

Enligt kommittédirektiv 2022:24 skall utredaren

Analysera och kartlägga hur många människor som finns i skadligt bruk och/eller beroende av narkotika i Sverige i dag samt ta fram ett system med metoder för att kontinuerligt beräkna antalet personer som finns i landet med skadligt bruk och/eller beroende.

och här utreds i vilken utsträckning detta kan tänkas vara möjligt utifrån existerande uppgifter i Sverige offentliga statistik, mer specifikt i två av Socialstyrelsens register, och en nyligen publicerad metod (Jones m. fl., 2020).

1.1 Problemformulering

För att göra en skattning¹ av antal personer med skadligt bruk och/eller beroende av narkotika behövs en tydlig definition av denna grupp – vilka är kriterierna som ska vara uppfyllda för att någon kan sägas ha ett skadligt bruk och/eller beroende av narkotika? Skall exempelvis personer som använder “partydroger” ett par gånger i månaden men annars har ett minimalt bruk inkluderas. Skall personer som är beroende av narkotiska preparat för att hantera ett smärttillstånd inkluderas? Direktiven ger ingen klar vägledning i detta och det måste därför anses vara upp till utredaren att föreslå en definition av skadligt bruk och/eller beroende av narkotika. Skattningarna som görs i denna text

*Korrespondens till: anders.ledberg@su.se eller anders.ledberg@gmail.com

¹Angående terminologi: inom statistikområdet är det vanligt att använda “skatta” som översättning av engelskans “estimate”; substantivformen av detta verb är “skattning”. En skattning kan här betraktas som en kvalificerad gissning av hur värdet av något man är intresserad av fördelar sig givet en statistisk modell och empiriska data. Ett alternativt språkbruk vore att använda “uppskatta” och “uppskattning” men den kortare formen har alltså valts här. I kommittédirektivet används “beräkna” vilket inte i tillräcklig grad speglar de osäkerheter som finns när man skattar storheter från data.

utgår från att *målpopulationen* (den population storleken på vilken ska skattas) är personer med ett narkotikabruk som potentiellt kan leda till problem som föranleder kontakter med sjukvården och tar därmed fasta enbart på de medicinska konsekvenserna av narkotikaanvändning. Det verkar troligt att det finns personer med vad som från ett bredare perspektiv skulle kunna betraktas som ett skadligt bruk och/eller beroende av narkotika som inte har kontakter med sjukvården relaterat till narkotikabruket. En sådan grupp personer omfattas alltså inte av skattningarna som kommer att presenteras här. Denna inskränkning av målpopulationens omfattningen görs enbart av pragmatiska skäl och resultaten bör tolkas med denna inskränkning i åtanke.

1.2 Metodöversikt

Den klassiska metoden för att skatta antalet personer i befolkningen som tillhör en viss grupp är att fråga ett urval av befolkningen, via enkäter till exempel, huruvida de uppfyller de kriterier som kännetecknar den grupp man är intresserad av. Utifrån de inkomna svaren, och kännedom om befolkningens demografi, kan man sedan skatta det totala antalet personer i gruppen samt det statistiska felet i denna skattning. Detta kallas ofta för surveyundersökning, och en förutsättning för att sådana undersökningar ska ge pålitliga svar är att svarsbenägenheten hos gruppen man är intresserad av är känd på förhand, alternativt är samma som hos populationen i stort. Det är rimligt att antaga att en betydande andel av personer som har ett frekvent bruk av “tyngre” droger, som amfetamin och heroin, har en högst varierande benägenhet att delta i surveyundersökningar, och sannolikt är denna benägenhet ofta lägre än bland populationen i stort. I en omfattande kartläggning av personer som injicerar narkotika uppgav exempelvis en tredjedel att de var hemlösa (Britton, Hillgren, Marosi, Sarkar & Elofsson, 2009), något som uppenbarligen gör det mycket svårare att nå dessa personer, åtminstone brevides. Surveyundersökningar är därför sannolikt av begränsat värde för att ta reda på storleken av gruppen med skadligt bruk och/eller beroende av narkotika.

Ett bättre tillvägagångssätt för att skatta antalet personer med skadligt bruk och/eller beroende av narkotika är att använda befintliga uppgifter och utifrån dessa skatta gruppens storlek. Det är rimligt att antaga att en betydande andel av dessa personer kommer i kontakt med ett antal aktörer i samhället, exempelvis brukarföreningar, socialtjänsten, sjukvården, polisen och kriminalvården, och att det därför är möjligt att skatta storleken på målpopulationen genom att “samköra” uppgifterna om dessa personer som insamlats av de olika aktörerna. Detta tillvägagångssätt kallas ibland för “case-finding” (se t.ex. Olsson, Wahren & Byqvist, 2001), och huruvida det ger en rättvisande bild av målpopulationens storlek beror förstas på täckningsgraden hos de uppgifter som används; endast de personer som kommit i kontakt med uppgiftslämnarna kommer ju att räknas. Generellt gäller att ju fler uppgiftslämnare som används, och ju fler verksamhetsområden dessa kommer från, desto mer rättvisande skattningar fås. Vissa verksamheter med frekventa kontakter med personer i målpopulationen samlar in uppgifter rutinmässigt. Exempelvis så finns i Sverige, sedan länge, nationella personnummerbaserade register över sjukhusvård och specialiserad öppenvård. Detta medför att samtliga personer som vårdats inom dessa vårdformer, och som diagnostiserats med en åkomma som tyder på skadligt bruk och/eller beroende av narkotika, finns registrerade i Socialstyrelsens patientregister. Vad det

gäller andra verksamhetsområden som exempelvis socialtjänsten och polisen, så saknas nationella register med uppgifter om personer från målpopulationen. Att bestämma målpopulationens storlek utifrån en, mer eller mindre, heltäckande insamling av uppgifter från samtliga aktörer som kommer i kontakt med populationen riskerar därför bli resurskrävande och är inget som i nuläget enkelt kan utföras rutinmässigt.

Ett nära besläktat förfarande för att skatta antalet personer med skadlig bruk och/eller beroende är att med hjälp av statistiska modeller extrapolera från befintliga uppgifter. Istället för att försöka inhämta uppgifter gällande samtliga personer i målpopulationen används alltså istället statistiska metoder för att “fylla i” den del av målpopulationen som man saknar uppgifter om. Den främsta fördelen med detta tillvägagångssätt är att det är betydligt mindre resurskrävande och därmed något som kan utföras rutinmässigt. Nackdelen är att det är svårt att veta om resultaten är tillförlitliga. I denna rapport används en metod av detta slag och i nästa avsnitt diskuteras därför detta tillvägagångssätt mer ingående.

2 Skattningar av delvis “dolda” populationer

Målsättningen med denna typ av skattningar är alltså att bestämma antalet personer, N säg, som tillhör målpopulationen, utifrån observationer som gjorts på en delmängd av denna population. Givet att man har observerat N_{obs} personer ($N_{obs} < N$) så ansätts en teoretisk modell för hur $N_{dold} = N - N_{obs}$ förhåller sig till N_{obs} och de observationer som gjorts. Baserat på denna modell kan man sedan skatta N och även något om osäkerheten i skattningen. Den del av målpopulationen man inte har observerat är alltså *dold*, och syftet är alltså att skatta hur stor denna dolda grupp är. Det finns en relativt omfattande litteratur som beskriver olika modeller och tillvägagångssätt som används för att skatta dolda populationer. Mitt uppdrag här är att anpassa den metod som beskrivs i Jones m. fl. (2020) till svenska förhållanden och, i den mån det är möjligt, utvärdera om denna metod skulle kunna användas rutinmässigt i Sverige. I uppdraget ingår inte att utvärdera denna metod i förhållande till andra metoder för att skatta storleken av dolda populationer, något som skulle innebära en betydligt mer omfattande arbetsinsats.

Den metod som föreslås av Jones m. fl. (2020) är en modifikation/förbättring av en metod som ibland kallas för multiplikatormetod. Nedan beskrivs först den enklare varianten av denna metod, sedan följer en översiktlig presentation av modifieringen av denna som presenteras i Jones m. fl. (2020) samt min anpassning av denna metod till svenska förhållanden. Detta upplägg har gjorts av pedagogiska skäl och en läsare som redan är insatt i området kan hoppa över nästa avsnitt utan att mista något väsentligt.

Först är det dock viktigt att beakta två principiellt olika typer av fel som kan uppstå vid denna typ av skattningar. Det första felet kommer från osäkerheter i valet av modell som används för att beskriva hur storleken av den dolda populationen förhåller sig till de data vi observerat. Detta kan kallas *modellfel*. Det andra felet kommer från slumpvariationer i de data vi har observerat och kan kallas för *statistiskt fel*. Storleken på det sistnämnda felet kan skattas med statistiska metoder, storleken på det första felet är mycket svårare att få ett grepp om. Den metod som använts i denna text skattar det statistiska felet

med god noggrannhet, men beaktar inte modellfelet i någon större utsträckning.

2.1 Multiplikatormetoden

Antag att risken att dö år y för personer i målpopulationen är λ_y , då följer, under rimliga antaganden, att

$$E(\mathcal{D}_y) = N_y \lambda_y, \quad (1)$$

där $E(\mathcal{D}_y)$ står för väntevärdet av antalet dödsfall år y och N_y är antal personer i målpopulation i början av detta år. Antag vidare att vi detta år observerat D_y dödsfall som vi kan hänföra till personer från målpopulationen, då blir det naturligt att använda D_y som en skattning av $E(\mathcal{D}_y)$ och därmed får vi följande punktskattning för N_y :

$$\hat{N}_y = \frac{D_y}{\lambda_y}.$$

Faktorn $1/\lambda_y$ är alltså *multiplikatorn* som givit namn till metoden. För att även skatta hur stor den statistiska osäkerheten är i denna punktskattning är det brukligt att anta att risken att dö för två olika personer i målpopulationen är lika stor och att riskerna är oberoende av varandra, samt att $N_y > 100$ och λ_y är litet. Då gäller att \mathcal{D}_y följer en poissonfördelning med parameter $N_y \lambda_y$ (och alltså att $E(\mathcal{D}_y) = N_y \lambda_y$). För en poissonfördelad slumpvariabel gäller att väntevärde och varians tar samma värde och vi får därför följande ungefärliga 95%-iga konfidensintervall för punktskattningen av N_y :

$$\hat{N}_y = \frac{D_y}{\lambda_y} \pm 2 \cdot \frac{\sqrt{D_y}}{\lambda_y}.$$

Om till exempel $\lambda_y = 0.01$ och $D_y = 300$ får vi alltså följande ungefärliga skattning av \hat{N}_y :

$$\hat{N}_y = 30000 \pm 3500.$$

2.2 En förbättrad multiplikatormetod

Metoden som beskrivs i Jones m. fl. (2020) kan ses som en förbättring av multiplikatormetoden gällande två aspekter och dessa beskrivs översiktligt nedan; för en mer detaljerad beskrivning, se Jones m. fl. (2020).

För det första så är inte dödsrisken för personer i målpopulationen, λ_y , känd med någon större noggrannhet; denna risk måste följaktligen också skattas från observerade data. Denna skattning (av λ_y alltså) är även den behäftad med statistisk osäkerhet som måste tas hänsyn till och metoden som föreslås i Jones m. fl. (2020) beaktar denna statistiska osäkerhet samtidigt med övriga källor till osäkerhet. Det sätt som Jones m. fl. (2020) använder för att skatta λ_y består i att följa de personer ur målpopulationen som faktiskt observerats och undersöka vilka av dessa som att dör under det kommande året. Mer konkret, antag att N_{obs} personer ur målpopulationen vårdats på sjukhus, och att av dessa dör, av narkotikarelaterade orsaker, $D_{vård}$ personer under året efter de skrivits in på sjukhuset. Då blir $\hat{\lambda} = D_{vård}/N_{obs}$ en naturlig skattning av risken att dö. Om det

totalt under detta år har avlidit D_{tot} personer av narkotikarelaterade orsaker, så kan vi alltså få en punktskattning av den dolda delen av populationen genom

$$\hat{N}_{dold} = (D_{tot} - D_{vård})/\hat{\lambda}.$$

För att skatta alla modellparametrar samtidigt förespråkar Jones m. fl. (2020) en bayesiansk ansats vilket även har anammats här.

Den andra förbättringen som föreslås av Jones m. fl. (2020) har mer med modellosäkerhet att göra. Antagandet att samtliga personer i målpopulationen har samma årliga risk att dö är ett starkt antagande som vi nog kan vara säkra på inte alltid stämmer – vissa personer i gruppen med skadligt bruk och/eller beroende av narkotika har sannolikt ett bruk som medför betydligt större risker än bruket som andra personer i gruppen har – För att göra detta antagande lite mer sannolikt föreslår därför Jones m. fl. (2020) dels att skattningarna görs för en population med ett skadligt bruk och/eller beroende av *opioider*, och dels att separata skattningar görs för delar av målpopulationen, delar där det är rimligt att antaga att dödsriskerna är mer likartade. Exempelvis är risken att dö bland män ofta större än risken bland kvinnor och då bör man ta hänsyn till detta i modellen. En annan variabel som samvarierar med risken att dö är ålder, och det är därför viktigt att låta dödsriskerna i modellen variera även med avseende på denna variabel.

2.2.1 Anpassning till svenska förhållanden

Modellen som beskrivs av Jones m. fl. (2020) är specifikt anpassad till de data och förhållanden som gäller i Storbritannien. I Sverige saknas ett centralt register över personer som deltar i olika typer av behandling för missbruksproblem och jag har därför istället valt att använda Socialstyrelsens patientregister som datakälla vad det gäller sjukvård som betingats av narkotikaanvändning. Jones m. fl. (2020) fokuserade på personer med skadligt bruk och/eller beroende av opioider, här har jag istället försökt skatta en bredare grupp användare som alltså även innefattar personer som även brukar andra substanser. För data gällande dödsfall har dödsorsaksregistret använts. Täckningen i patientregistret bedöms vara god, och det svenska systemet med personnummer gör att matchningen mellan personer i patient och dödsorsaksregistret kan betraktas som i stort sett 100%-ig.

För analyserna som gjorts här har data från åren 2007 till 2016 använts; tyvärr var det inte möjligt att inom ramarna för detta uppdrag erhålla data även för de senaste sex åren. För varje år under tidsperioden har samtliga personer som vårdats inom slutenvården eller den specialiserade öppenvården med en diagnos som indikerar skadligt bruk och/eller beroende av narkotika identifierats². Dessa personer har sedan följts till årets slut eller till det datum då de avled, beroende på vilket av dessa som inträffade först. Analyserna har begränsats till personer 15 år eller äldre vid vårdtillfället. Detta utgör alltså den del av målpopulationen som observerats ett visst år (N_{obs}). Alla personer som under året avlidit av “narkotikarelaterade” dödsorsaker identifierades med hjälp av dödsorsaksregistret³. Kalla detta antal för D_{tot} och kalla antalet av-

²Förekomsten av följande ICD-10 diagnoser i patientregistret har använts för detta: F11-F16, F19.

³EMCDDAs definition av narkotikarelaterade dödsorsaker har använts, se https://www.emcdda.europa.eu/data/stats2022/methods/drd_en

lidna som vårdats någon gång under året för $D_{\text{vård}}$. Eftersom de flesta som vårdats inte följdes ett helt kalenderår har sammanlagd persontid (PT) använts i modellerna. Antalet narkotikarelaterade dödsfall per år som inte härrörde från gruppen som vårdats togs som skillnaden mellan det totala antalet dödsfall D_{tot} och $D_{\text{vård}}$. Data delades upp efter kön och ålder. För att inte få för små åldersklasser användes bara två åldersgrupper i analysen, < 30 års ålder och ≥ 30 år. För varje kalenderår har vi alltså fyra observationer av följande tre variabler, PT , $D_{\text{vård}}$, D_{tot} . För att underlätta notationen nedan kommer dessa observationer indexerats med $[i]$, som ska tolkas som en pekare till motsvarande år, kön och åldersgrupp. Tabell 1 visar en årlig översikt av data som använts för skattningarna.

År	N_{obs}	PT	D_{tot}	$D_{\text{vård}}$
2007	17459	10469	296	69
2008	19512	11673	299	70
2009	21355	12656	327	99
2010	22582	13609	348	99
2011	24174	14643	357	97
2012	25575	15604	411	132
2013	27432	16535	463	157
2014	29006	17595	603	225
2015	30888	18784	648	232
2016	31223	19028	573	223

Tabell 1: Data som använts i skattningen.

2.2.2 Den statistiska modellen

Modellen som anpassats till data består av två poissonregressioner, den första beskriver hur antalet dödsfall inom den vårdade gruppen beror på kön, ålder och kalenderår

$$\begin{aligned}
 D_{\text{vård},[i]} &\sim \text{poisson}(\lambda_{[i]} \cdot PT_{[i]}) \\
 \log(\lambda_{[i]}) &= \beta_0 + \beta_1 \text{kön}_{[i]} + \beta_2 \text{ålder}_{[i]} + \beta_3 \text{år}_{[i]} + \\
 &\quad \beta_4 (\text{kön}_{[i]} \cdot \text{år}_{[i]}) + \beta_5 (\text{ålder}_{[i]} \cdot \text{år}_{[i]}).
 \end{aligned} \tag{2}$$

Enligt denna modell tillåts alltså dödsriskerna variera med kön, ålder och till viss del kalenderår. Den andra modellen relaterar antalet observerade dödsfall som inte härrör från personer som vårdats till storleken på den dolda populationen:

$$\begin{aligned}
 D_{\text{dold},[i]} &\sim \text{poisson}(\lambda_{[i]} \cdot N_{\text{dold},[i]}) \\
 N_{\text{dold},[i]} &= \alpha_0 + \alpha_1 \text{kön}_{[i]} + \alpha_2 \text{ålder}_{[i]} + \alpha_3 \text{år}_{[i]} + \\
 &\quad \alpha_4 (\text{kön}_{[i]} \cdot \text{år}_{[i]}) + \alpha_5 (\text{ålder}_{[i]} \cdot \text{år}_{[i]}).
 \end{aligned} \tag{3}$$

Notera särskilt att vi i modellen antagit att dödsriskerna i gruppen som observerats är desamma som i gruppen som inte observerats. Det är alltså samma $\lambda_{[i]}$ i modellerna 2 och 3. Jag återkommer till detta antagande i diskussionen nedan.

Det två poissonregressionerna anpassades samtidigt till data med hjälp av Stan (Stan Development Team, 2018, 2023) som är ett programmeringspråk för

bayesiansk statistisk modellering. Övrig dataanalys har gjorts i R (R Core Team, 2021) och visualiseringen har gjorts med hjälp av `ggplot2` (Wickham, 2016). För data och källkod se här: github.com/aledberg/pduest.

2.3 Jämförelsedata

För att få en uppfattning om rimligheten i de skattningar som kommer att presenteras nedan har dessa jämförts med antalet unika personer som har vårdats inom slutenvården och den specialiserade öppenvården för olika åkommor som relaterar till skadligt bruk och/eller beroende av narkotika under en viss tidsperiod. Urvalet från patientregistret är samma som för skattningarna ovan. Eftersom det är sannolikt att narkotikabruk inte alltid är begränsat till kortare tidsperioder kan information om antalet personer med skadligt bruk och/eller beroende fås genom att undersöka antalet unika personer som vårdats under tidsperioder även längre än ett år. När vårdtillfällen här har räknats som relaterade till skadligt bruk och/eller beroende av narkotika har samtliga diagnoser använts. Eftersom målpopulationen består av personer som potentiellt skulle kunna vara aktuella för sjukvårdsinsatser är denna jämförelse relevant.

Denna analys kan i sig ses som en typ av case-finding studie, dvs samtliga personer som varit i kontakt med sjukvården (under dessa vårdformer) under en tidsperiod är ju per definition personer som av professionen blivit bedömda att ha ett skadligt bruk och/eller beroende av narkotika. Det är dock viktigt att notera att besök inom primärvården inte finns med i patientregistret; personer som endast vårdats för skadligt bruk och/eller beroende inom primärvården syns alltså inte i dessa data. En annan fråga gäller hur lång tidsperiod det är rimligt att använda för denna typ av jämförelse. Det finns det nog inget entydigt svar på, det finns så klart personer som har ett skadligt bruk och/eller beroende av narkotika under en begränsad tidsperiod, och andra med ett skadligt bruk och/eller beroende som fortgår under många år. Jag har därför valt att presentera jämförelsedata för ett antal olika tidsintervaller, från ett år upp till sex år nedan.

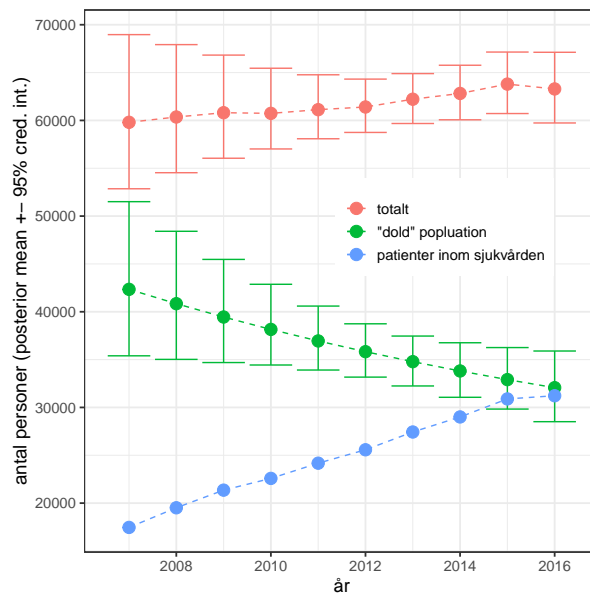
En annan typ av relevanta jämförelsedata fås genom att undersöka hur stor andel av de som avlidit i narkotikarelaterade dödsorsaker som varit tidigare vårdade inom slutenvården eller den specialiserade öppenvården. I de skattningar som görs används ju de narkotikarelaterade dödsfallen för att skatta målpopulationens storlek och det är därför viktigt att veta hur stor andel av de som avlider som varit tidigare vårdade. Detta kan även ses som ett mått på i vilken utsträckning hälso- och sjukvården “när” de personer som har ett skadligt bruk och/eller beroende som är förenat med livsfara. I de resultat angående detta som redovisas nedan har samma definition av narkotikarelaterade dödsfall använts som i skattningarna (EMCDDAs definition), och de narkotikarelaterade dödsfallen som skedde 2016 har använts som utgångspunkt.

3 Resultat

Här beskrivs först resultaten från skattningarna och sedan presenteras jämförelsedata baserat på patientregistret och dödsorsaksregistret.

3.1 Skattningar

Figur 1 visar skattningen av det totala antalet personer med skadligt bruk och/eller beroende av narkotika. Osäkerheten i skattningen visas med hjälp av så kallade credible intervals, en bayesiansk motsvarighet till konfidensintervall. Enligt modellen ligger det sanna antalet personer inom dessa intervall med 95 procent sannolikhet. Figuren visar att antalet personer med skadligt bruk



Figur 1: Skattning av totalt antal personer med skadligt bruk och/eller beroende av narkotika.

och/eller beroende har legat relativt konstant under perioden och uppgår till drygt 60 000 de senare åren. I figuren framgår även att storleken på den dolda populationen har minskat under perioden, eventuellt en konsekvens av en ökad täckningsgrad i patientregistret.

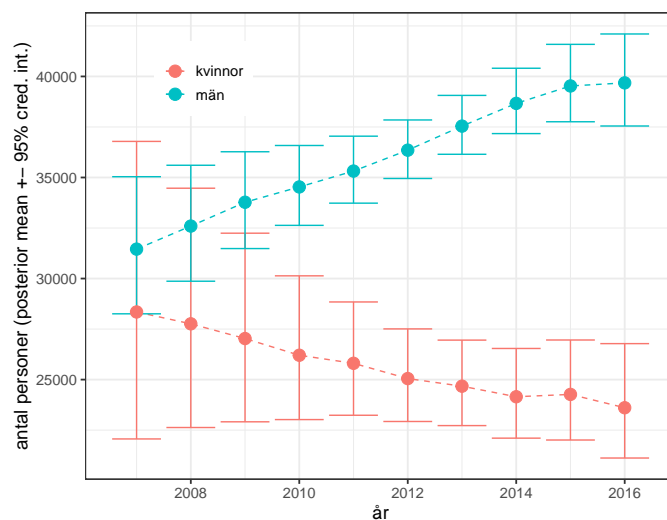
Separata skattningar för män och kvinnor visas i Figur 2. Det skattade antalet män har ökat under tidsperioden och det skattade antalet kvinnor minskat.

Vad det gäller de två åldersgrupperna visar Figur 3 att det skattade antalet personer med skadligt bruk och/eller beroende var betydligt högre i den äldre åldersgruppen.

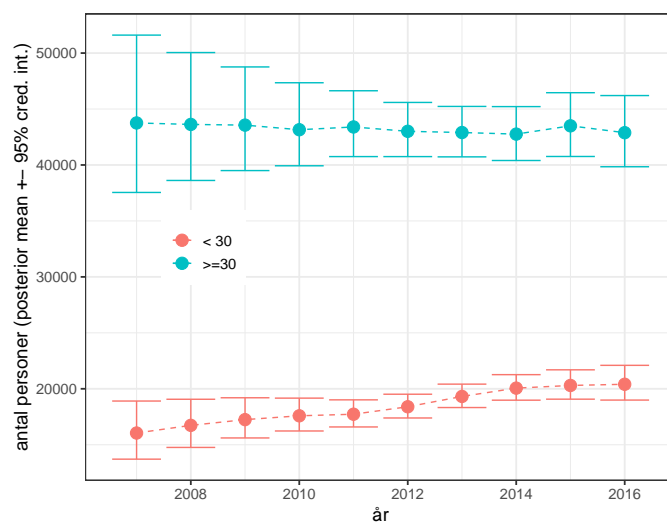
3.2 Jämförelse med sjukvårdsdata

Figur 4 visar antal personer som vårdats inom sluten vård och specialiserad öppenvård med minst en diagnos som indikerar skadligt bruk och/eller beroende av narkotika (ICD-10: F11-F16, F19). Figuren visar att antal personer som vårdats under en treårsperiod (2014-2016) uppgår till ungefär 60 000, vilket var det ungefärliga antalet personer som skattningen ovan landade i.

För att få en uppfattning om hur stor andel av de som avlider med en narkotikarelaterad dödsorsak angiven i dödsorsaksregistret som varit tidigare vårdade



Figur 2: Skattning av antal män och kvinnor med skadligt bruk och/eller beroende av narkotika.

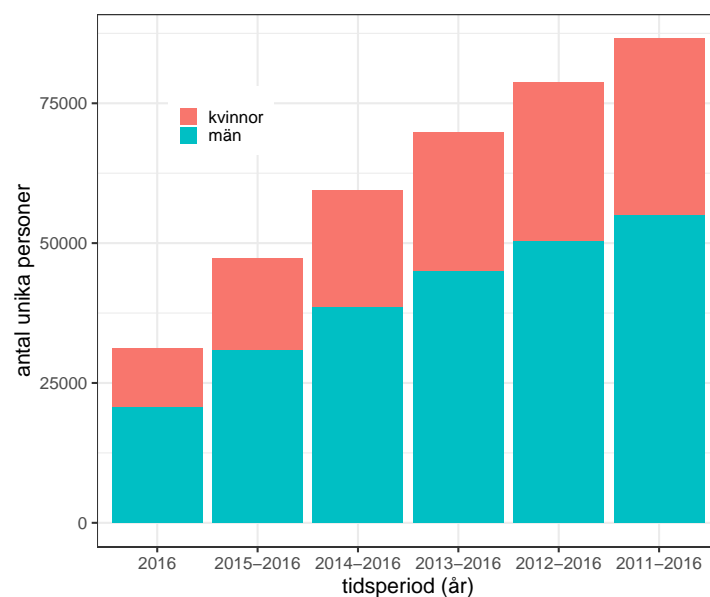


Figur 3: Skattning av antal personer med skadligt bruk och/eller beroende av narkotika med avseende på ålder.

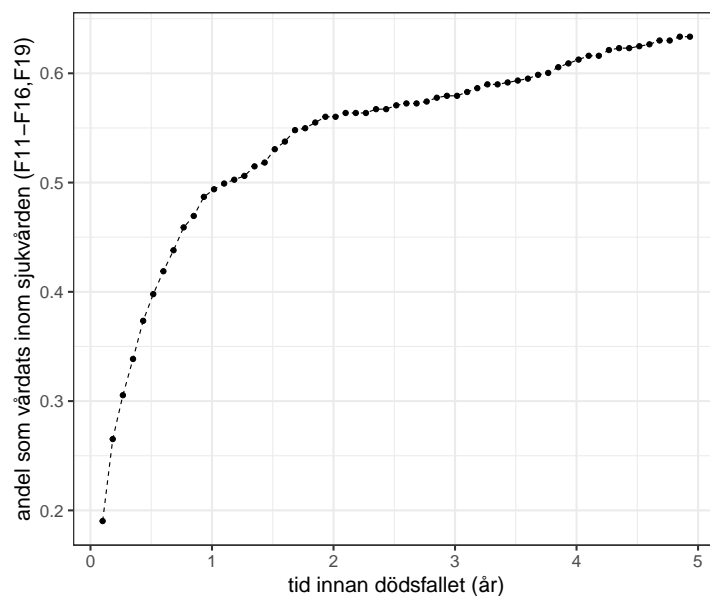
följdes samtliga personer som avled år 2016 upp till fem år innan dödsfallet. Andelen som vårdats som en funktion av tid innan dödsfallet visas i figur 5.

4 Diskussion och sammanfattning

Metoden som presenteras i Jones m. fl. (2020) har här anpassats till svenska data och använts till att skatta antalet personer med skadligt bruk och/eller beroende av narkotika. Nedan diskuteras först det statistiska felet i dessa skattningar, och



Figur 4: Antal personer med skadligt bruk och/eller beroende av narkotika som vårdats inom slutna vård och specialiserad öppenvård.



Figur 5: Andel av de narkotikarelaterade dödsfallen år 2016 som hade minst ett tidigare missbruksrelaterat vårdtillfälle inom sjukvården.

sedan den mer generella frågan vad skattningen egentligen mäter.

Årliga skattningar gjordes för män och kvinnor och två åldersgrupper. Den statistiska osäkerheten i skattningarna får betraktas som accepterbar. Det totala

antalet personer i målpopulationen skattades år 2016 att med 95% sannolikhet ligga mellan 60 000 och 67 500, högre precision än så är knappast nödvändig. Den statistiska osäkerheten i skattningarna är dock omvänt beroende av antalet observationer, vilket exempelvis innebär att skattningar av antalet personer med skadligt bruk och/eller beroende i olika regioner blir behäftade med väldigt stor osäkerhet.

En stor fördel med metoden är att den ger en samtidig skattning av risken att dö i de olika delgrupperna; detta är en intressant parameter i sammanhanget. En ökning av antalet narkotikarelaterade dödsfall ett visst år kan ju bero både på att målpopulationen blivit större, och på att dödsrisken ökat, och det är viktigt att utvärdera vilket som är fallet.

Vad är det då dessa skattningar egentligen mäter? För att bättre förstå det måste antagandena som ingår i modellen undersökas och enligt mig är det särskilt två antaganden som bör granskas noga innan modellen används rutinmässigt. Dels så antas att risken att dö i en given delgrupp, unga män exempelvis, är samma för all personer i denna delgrupp. Det finns nog goda skäl att antaga att så inte är fallet; ett argument för detta påstående ges nedan. Det andra suspekta antagandet är att risken att dö av en narkotikarelaterad dödsorsak är densamma både i den grupp man observerat och i den dolda gruppen. Detta antagande är principiellt svårt att undersöka empiriskt eftersom den dolda gruppen just är dold, men konsekvenserna av ett felaktigt antagande kan vara betydande. Notera exempelvis att om risken att dö av en narkotikarelaterad dödsorsak i den dolda gruppen i verkligheten bara är hälften så stor som i gruppen man observerat så blir skattningen av den dolda populationen bara hälften så stor som den borde vara (se ekvation 3). De flesta metoder bygger dock på antaganden som inte alltid är exakt uppfyllda, och betydelsen av felaktiga antaganden bör utvärderas i ljuset av de konsekvenser de har på resultaten. Mitt uppdrags omfattning har inte tillåtit en mer ingående utredning av hur en avvikelse från modellens antaganden kan tänkas påverka resultaten. Om utredningen föreslår att denna metod implementeras och används för att rutinmässigt skatta antalet personer med skadligt bruk och/eller beroende av narkotika bör en sådan utredning först genomföras.

För att bättre kunna tolka skattningarna gjordes en jämförelse med antalet personer som vårdats inom sjukvården med en diagnos som tyder på skadligt bruk och/eller beroende (figur 4). Det visade sig att ungeför 31 000 personer vårdades under år 2016, dvs ungeför hälften av den skattade populationens storlek. Med en tidsperiod på fyra år så översteg dock antalet unika personer som vårdats under perioden det skattade antalet personer under ett år. Gruppen personer med skadligt bruk och/eller beroende är sannolikt dynamisk och ändras därmed från år till år, med det är nog ändå rimligt att antaga att många i gruppen tillhör denna under längre tid än ett år.

I figur 5 undersöktes hur stor andel av de som dog en narkotikarelaterad död år 2016 som varit tidigare vårdade för narkotikarelaterade problem. Figuren visar att ungeför hälften av de avlidna varit vårdade under året innan de avled och detta är förstås förklaringen till att skattningen för år 2016 är ungefört dubbelt så stor som antalet vårdade. Om risken att dö inom den vårdade gruppen vore oberoende av tiden sedan vårdtillfället skulle kurvan i figur 5 vara linjärt ökande; kurvans form visar istället att risken att dö är mycket högre i anslutning till vårdtillfället jämfört med då längre tid passerats. Detta är ett tydligt tecken på att risken att dö inom gruppen är heterogen vilket alltså går på tvären mot

ett av antagandena i modellen. Betydelsen av detta bör undersökas vidare.

4.1 Sammanfattning

Metoden som presenteras i Jones m. fl. (2020) har god potential och skulle eventuellt kunna appliceras rutinmässigt på svenska data. Innan detta görs bör dock en noggrannare utvärdering göras av hur avvikelser från modellantagandena påverkar skattningarnas magnitud. Ett alternativt, och mer rättframt, mått på antalet personer med skadligt bruk och/eller beroende är att använda uppgifterna i patientregistret och ett tidsintervall som är längre än ett år. En fördel med detta är att denna typ av skattning kan implementeras omedelbart och att det är tydligt vad som mäts. En nackdel är att måttet inte är särskilt känsligt för snabba förändringar av antalet personer i målpopulationen och det inte går inte heller att direkt relatera måttet till risken att dö.

Referenser

- Britton, S., Hillgren, K., Marosi, K., Sarkar, K. & Elofsson, S. (2009). *Baslinjestudie om blodburen smitta bland injektionsnarkomaner i Stockholms län 1 juli 2007 – 31 augusti 2008*. Stockholm: Karolinska institutet.
- Jones, H. E., Harris, R. J., Downing, B. C., Pierce, M., Millar, T., Ades, A. E., . . . Hickman, M. (2020, DEC). Estimating the prevalence of problem drug use from drug-related mortality data. *Addiction*, 115(12), 2393-2404. doi: 10.1111/add.15111
- Olsson, B., Wahren, C. A. & Byqvist, S. (2001). *Det tunga narkotikamissbrukets omfattning i Sverige 1998*. Stockholm: Centralförbundet för alkohol- och narkotikaupplysning.
- R Core Team. (2021). R: A language and environment for statistical computing [handbok till mjukvara]. Vienna, Austria. Hämtad från <https://www.R-project.org/>
- Stan Development Team. (2018). *The Stan Core Library*. Hämtad från <http://mc-stan.org/9> (Version 2.18.0)
- Stan Development Team. (2023). *RStan: the R interface to Stan*. Hämtad från <https://mc-stan.org/> (R package version 2.21.8)
- Wickham, H. (2016). *ggplot2: Elegant graphics for data analysis*. Springer-Verlag New York. Hämtad från <https://ggplot2.tidyverse.org>