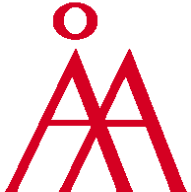


## **Effekten av konsumtionsfördelningens skevhet på estimat av elasticiteter och skattepolitik för alkohol**

 <p><b>Åbo Akademi</b> Samhällsvetenskaper och ekonomi</p>	<p>Jan-Anders Cederberg</p> <p>Pro Gradu i Nationalekonomi</p> <p>Handledare: Edvard Johansson</p> <p>Åbo Akademi</p> <p>Fakulteten för samhällsvetenskaper och ekonomi</p> <p>2020</p>
---	---

**ÅBO AKADEMI – FAKULTETEN FÖR SAMHÄLLSVETENSKAPER OCH EKONOMI**

Abstrakt för avhandling pro gradu

Ämne: Nationalekonomi	
Författare: Jan-Anders Cederberg	
Arbetets titel: Effekten av konsumtionsfördelningens skevhet på estimat av elasticiteter och skattepolitik för alkohol	
Handledare: Edvard Johansson	Handledare:
Abstrakt: <b>Introduktion:</b> Ämnet alkoholpolitik och specifikt alkoholbeskattning är ständigt återkommande diskussionsämnen i den finska politiken. Det är oroväckande att det finns så mycket information om hur mycket alkohol som konsumeras årligen, men påfallande lite information om vem som konsumerar den och i vilken koncentration. Mer specifikt redogörs det inte i Institutet för Hälsa och Välfärds statistiska årsböcker för alkohol & narkotika för hur den kumulativa alkoholkonsumtionen är fördelad över populationen. Hur mycket konsumeras totalt av individer som konsumerar väldigt lite kontra väldigt mycket alkohol? Finns det anledning att anta det kan finnas skillnader mellan dessa grupper som kan påverka deras känslighet för prishöjningar? <b>Syfte:</b> Syftet med denna avhandling är att först och främst kartlägga den kumulativa konsumtionsfördelningen för alkohol i Finland, i avseende att undersöka konsumenternas priselasticitet vid olika nivåer av konsumtion. Av speciell vikt att bekräfta eller utesluta är ifall konsumenterna i den högra svansen av konsumtionsfördelningen uppvisar en svagare respons på prisförändringar än genomsnittet. Ifall detta är fallet är det troligt att många policyer som ämnar minska alkoholkonsumtionen överskattar den effekt som kan uppnås. Den slutliga målsättningen är att utreda till vilken grad effekten överestimeras genom att jämföra den konsumtionsviktade och den oviktade snittelasticiteten. <b>Metod &amp; Data:</b> Data som används är samling frågor om alkoholkonsumtion ur modulen ”Social inequality in health” European Social Survey 7 (ESS, 2014). Utgående från dessa data kan man konstruera en uppskattad årlig konsumtionsnivå som jag kommer analysera med en	

kvantilregressionsmodell (Koeneker & Bassett, 1978) som använts av Manning et al. (1995) i liknande syfte. Målet är att via denna kvantilregression estimerar priselasticiteter för varje decil alkoholkonsumenter. För detta krävs ett prisindex för alkoholdrycker i Finland. Jag har valt att använda hushållens disponibla inkomst per NUTS3-region (landskap) som proxy. Det oviktade medelvärdet härleddes genom en grundläggande OLS-regression med samma kontrollvariabler.

**Resultat:** Analysen av konsumtionsfördelningen visar att alkoholkonsumtionen i Finland följer en potenslag och att de högre decilerna av konsumenter står för en oproportionerligt stor andel av konsumtionen, då ca 55 % av den totala konsumtionen finns koncentrerad i den högsta decilen. Hushållens disponibla inkomst hade en konsekvent positiv koefficient och reflekterar sålunda inte priselasticitet. Inga slutsatser om priskänslighet kan dras utifrån kvantilregressionen.

**Slutsatser:** Resultaten visar att specifik och målmedveten forskning som kombinerar de mest framgångsrika metoderna för enkätstudier om alkohol med tillförlitliga och finkorniga data över prisnivåer och analys som skiljer mellan klasser av konsumenter är nödvändig. Vidare forskning som skiljer mellan skadliga dryckesmönster och mindre skadliga är även nödvändig.

Nyckelord: Kvantilregression, alkoholpolitik, konsumtionsfördelning, priselasticitet

Datum: 09.06.2020

Sidoantal: 44

Abstraktet godkänt som mognadsprov:

## Innehåll

1.1	Inledning.....	6
1.2	Syfte.....	8
1.3	Disposition.....	9
2.1	Teoretiskt Ramverk .....	10
2.2	De statistiska fundamenten för frågeställningen.....	10
2.3	Problematiken med persondata och nyttan med industridata.....	11
2.4	Accisskatter och formalisering av alkoholpolitik.....	11
2.5	Forskning kring konsumtionsfördelningen.....	15
2.6	Priselasticiteten för alkohol – den bredare litteraturen .....	18
2.7	Hur fokus på prisdata döljer den underliggande fördelningen.....	19
2.8	Sammanfattande hypoteser.....	20
3.	Metod.....	21
3.1	Empirisk modell.....	21
3.1.1	Regional disponibel inkomst som proxy för prisnivå.....	22
3.1.2	Estimat av konsumtionens koncentration i svansen .....	23
3.1.3	Oviktad snittelasticitet.....	23
3.1.4	Konsumtionsviktad snittelasticitet.....	23
4.	Data .....	24
4.1	Beroende variabler .....	24
4.2	Oberoende variabler .....	25
4.3	Deskriptiv statistik .....	26
5.	Resultat.....	29
5.1	Konsumtionsfördelningen och dess koncentration .....	29
5.2	Kvantilregressionens resultat.....	31
5.3	Tolkning av <i>regdispind</i> .....	34
5.4	Jämförelse mellan kvantilregression och linjär regression .....	35
5.5	Hypotetisk jämförelse av estimat.....	36
6.	Sammanfattande diskussion .....	38
6.1	Om resultaten.....	38
6.2	Rekommendationer för framtida forskning .....	39
6.3	Slutliga reflektioner kring alkoholpolitik .....	40
	Källförteckning: .....	42



## 1.1 Inledning

Alkoholpolitik är ett ständigt grönt ämne inom finsk politik. För det första är Finland en av de nordiska ”monopolstaterna”, vilket innebär att en stor del av den alkohol som konsumeras säljs av det statsägda bolaget Alko. För det andra har debatten kring uppluckring av utskänkingslagstiftningen har pågått i flera år, under flera regeringar och nådde 2018 en milstolpe då riksdagen godkände den dåvarande Sipilä-regeringens förslag på en liberalare alkohollagstiftning. Öl, cider och alkohol upp till 5,5 % alkohol/volym tilläts säljas i affärer och regleringen kring utskänkning på restauranger och krogar lättades en aning.

Opinionen kring reformen har varit tydligt tudelad (Yle, 2015). Detta innebär dock inte att beslutet från 2018 utgjorde någon form av paradigmskifte i den finländska alkoholpolitiken. Samma grundantaganden om statens roll i alkoholfrågan rättfärdigas av den övriga välfärdsstatens existens och de externaliteter som alkoholkonsumtion innebär för samhället. Dessa externaliteter tar sig uttryck i bl.a. otrygghet; kostnader för hälsovård; missbruk; brott; osnygghet; förlorad produktivitet; såväl som trafikolyckor och annat dödsvällande. I tabellen på följande sida uppskattas kostnaderna för samhället orsakade av alkohol ha uppgått till ca 1,582 miljarder euro år 2018 (Stockwell et al. 2019). Dessa kostnadskalkyler och externaliteter fångar inte heller den misär och det mänskliga lidande som är förknippat med seriöst alkoholmissbruk. Motiveringen står skriven i Finlands alkohollag (kap 1, §1):

”Syftet med denna lag är att få konsumtionen av alkoholhaltiga ämnen att minska genom att begränsa och övervaka den anknytande näringsverksamheten i syfte att förebygga alkoholens negativa effekter för dem som konsumerar alkohol, för andra människor och för hela samhället.”

Även om alkohollagens målsättning är vag och inte strikt formaliserad så utgör skadorna orsakade av överdriven alkoholkonsumtion tillräcklig grund för handling, särskilt när vi rör oss inom ramarna för välfärdsstaten. För att tjäna detta syfte ansvarar Social- och Hälsovårdsministeriet för utvecklande och styrning av alkoholpolitiken med Institutet för Hälsa och Välfärd (THL) i rådgivande roll. Kommunerna (och i framtiden landskapen) ansvarar för att organisera förebyggande arbete och hälsovårdstjänster. Infrastrukturen för verkställandet av alkoholpolitiken är enorm liksom forskningen kring alkohol.

**Table 1:** Summary of estimated impacts on mortality, healthcare, productivity and criminal justice system in Finland, 2018 of different alcohol policy scenarios using InterMAHP and other attributable fraction methods

Alcohol attributable outcomes	Finland in 2018	Scenario 1 Only <3.5% beer in grocery stores		Scenario 2 All alcohol sold in grocery stores	
	Estimate (95% CI)	Change (95% CI)	Percent Change (95% CI)	Change (95% CI)	Percent Change (95% CI)
Total per capita consumption	10.45L*	-1.65L	-15.8% (-19.7%, -11.8%)	+0.94L	9.0% (+6.2%, +11.8%)
Deaths	4 071 (3 402, 4 711)	-855 (-1 360, -340)	-21% (-33.4%, -8.4%)	+556 (+35, +1 084)	+13.7% (+0.9%, +26.6%)
Productive years of life lost	17 101 (15 769, 18 254)	-3 901 (-5 021, -2 732)	-22.8% (-29.4%, -16.0%)	+2 283 (+1 268, +3 313)	+13.4% (+7.4%, +19.4%)
Hospital admissions	46 016 (40 548, 51 366)	-14 659 (-18 972, -10 029)	-31.9% (-41.2%, -21.8%)	+10 035 (+4 757, +15 793)	+21.8% (+10.3%, +34.3%)
Long-term disability cases	2 799 (2 754, 2 842)	-1 091 (-1 323, -836)	-39.0% (-47.3%, -29.9%)	+802 (+517, +1 146)	+28.6% (+18.5%, +40.9%)
Police-reported crimes	234 621 (233 748, 235 383)	-51 741 (-89 135, -8 944)	-22.1% (-38.0%, -3.8%)	+32 586 (+8 259, +53 809)	+13.9% (+3.5%, +22.9%)
Economic Costs (Euros, millions)	€1 582 (€1 500, €1 655)	-€377 (-€554, -€181)	-23.8% (-35.0%, -11.4%)	+€271 (+€129, +€409)	+17.1% (+8.1%, +25.8)

\* Estimated total recorded plus unrecorded consumption based on recorded sales data available in September, 2018 and assuming same unrecorded consumption as in 2017 (2.01L/per person aged 15+)

*Finnish alcohol policy at the crossroads (Stockwell et al., 2019)*

Social- och Hälsovårdsministeriet ekar Världshälsoorganisationen WHO:s globala statusrapport om alkoholpolitik (2004) då de hävdar att de mest framgångsrika policyverktygen för att minska alkoholkonsumtionen är: skatter, begränsning av utskänkningsställen och marknadsföring, monopolisering av detaljhandeln och effektivisering av förebyggande arbete (stm.fi). WHO (2004; s.3) hävdar på basis av en granskning av den befintliga litteraturen att externaliteterna korrelerar starkt med alkoholkonsumtion per capita. De redovisar sedan för de ovan nämnda effektiva metoderna för att minska alkoholkonsumtionen. Detta innebär dock att de hävdar att korrelation är ekvivalent med kausalitet. Frågan är mycket knepigare än så.

Den uppenbara frågan att ställa är hur mycket alkohol som ska konsumeras för att skador ska uppstå och hur stor andel av populationen konsumerar dylika mängder? Den alkoholpolitiska

infrastrukturen orsakar uppenbara välfärdsförluster både i form av direkt beskattning (höjda priser) på alkoholprodukter och i övrig beskattning för att organisera hälsovården etc. Är det verkligen nödvändigt att styra finansieringen via den offentliga sektorn för att åtgärda externaliteterna? Varför förväntas människor som inte konsumerar alkohol på ett skadligt vis stå för skadorna? En person som dricker två glas elvaprocentigt vin om dagen konsumerar under året totalt 16,06 liter ren alkohol; 63% mer än Alko-rapportens estimerade konsumtion/capita. Dock är skadorna i samhället är föga sannolika att härröra från dylika konsumtionsmönster. Enligt Dawson (2003) är mer forskning kring individer som uppvisar låg total konsumtion till på grund av intensiv konsumtion som sker väldigt sällan nödvändig. Dessutom är konsumtionsfördelningen uppenbart skev, mer om detta senare. Att minska alkoholkonsumtionen, som är målet med lagstiftningen, under sådana osäkra förhållanden tycks inte betyda speciellt mycket.

Dessa frågor om det givna sammanhanget i kombination med att accisskatten är en inkomstkälla för staten och att det finns många motsägelser inom alkoholforskningslitteraturen leder mig att tro att mycket av vår alkoholpolitik är baserad på bekvämlighet och praxis som kan generera institutionell feedback. Det finns mycket material för framtida forskning. I denna avhandling kommer jag mer specifikt att fokusera på hur effektiv alkoholbeskattningen verkligen är.

## 1.2 Syfte

Mitt mål med denna avhandling är att utforska ifall skevheten av konsumtionsfördelningen har en effekt på estimat av priselasticiteter för alkohol; totalt och för olika nivåer av konsumtion. Om den underliggande fördelningen och att inte ta den i beaktning de facto leder till bias vid estimat så kräver detta en omprövning av den i litteraturen utbredda praxisen att basera dylika estimat på breda populationsmedeltal eller industrirapporter om sålda volymer. Dessa data fångar nödvändigtvis inte upp den underliggande fördelningen av konsumtionen. De flesta estimat av elasticiteter 1) tar inte fördelningen av konsumtionen i beaktande och 2) även om de gör det (Manning et al., 1995) viktas de estimatet av snittelasticiteten enligt konsumtionskvantilerna (uniform storlek) snarare än enligt andel konsumtion (skev).

Eftersom alkoholpolitiska verktyg som accisskatter är baserade på antagandet att priselasticiteten för alkohol är negativ är denna fråga av stor vikt. Ifall efterfrågan inte är negativt elastisk är skatthöjningar inte ett effektivt verktyg för främjande av folkhälsan; även



om de i sådana fall skulle vara ett effektivt sätt att uppbära skatter. En uppdaterad metodologi måste ge ett riktigivande svar på hur mycket nuvarande estimat kan krävas skäras ner.

Min specifika kontribution till ämnet är en uppföljning på de implikationer som lyfts fram av bl.a. Manning et al. (1995) och Kerr & Greenfield (2007) och att tillämpa den metodologi de använde på finska data. Bland implikationerna noteras att den skeva fördelningen och låga priselasticiteten och snittkostnaden per portion bland den tyngsta klassen av konsument i undersökningarna kan innebära att den grupp som är av störst intresse för policy är bland de minst sannolika att påverkas av denna policy. Dessa implikationer har inte följts upp i den bredare litteraturen, främst till följd av den allmänt accepterade metodologin att använda populationsmedeltal och industridata istället för individdata. Även där individdata används, i rapporter som t.ex. Terveys, toimintakyky ja hyvinvointi Suomessa 2011 (THL, 2012) eller THL:s Statistiska årsbok om alkohol och narkotika (THL, 2018), klassificeras individer sällan primärt enligt graden av alkoholkonsumtion utan enligt andra kriterier som ålder, kön, nivå av inkomst eller boplatz och graden av konsumtion jämförs mot dessa. Detta kan även förklara varför kvantilregressionen som användes av Manning et al. (1995) har sett väldigt lite användning på området.

Konkret innebär detta att jag ämnar kartlägga alkoholkonsumtionsfördelningen i Finland, estimerar en kvantilregressionsmodell för att härleda priselasticiteter för varje decil av total alkoholkonsument och slutligen jämföra den konsumtionsviktade snittelasticiteten med en oviktad snittelasticitet.

### 1.3 Disposition

Avsnitt 2 i avhandlingen presenteras avhandlingens teoretiska ramverk, forskningen som står till grund för frågeställningen och en kort presentation av vissa alkoholpolitiska koncept. Avsnittet avslutas med en presentation av frågeställningen i form av tre sammanfattande hypoteser. I avsnitt 3 diskuteras forskningsmetodologin och alla aspekter av den empiriska modellen och kvantilregressionen presenteras. Avsnitt 4 behandlar de data som används och presenterar deskriptiv statistik för hela samplet. Resultaten av den empiriska modellen presenteras i avsnitt 5 och i avsnitt 6 diskuteras de, följt av rekommendationer för framtida forskning i Finland och vidare reflektioner kring alkoholpolitik.

## 2.1 Teoretiskt Ramverk

I detta kapitel presenteras de statistiska och praktiska motiveringarna för forskningsfrågorna kring konsumtion och elasticitet. Jag redogör även för och formaliserar accisbeskattningens dubbla natur som policyverktyg och inkomstkälla för staten, såväl som ger en insikt i problematiken som följer med forskning i alkoholkonsumtion.

## 2.2 De statistiska fundamenten för frågeställningen

Det mest koncisa sättet att förklara varför det är nödvändigt att kartlägga konsumtionen för att kunna forma en koherent policy är att populationsmedelvärden potentiellt är icke-informativa och hur informativt detta medelvärde är kan endast bedömas med hänvisning till den underliggande fördelningen av utfallsvariabeln (Whitney & Ball, 2002). Det är alltså inte sunt att blint förlita sig på ett medelvärde ifall det råder tvivel kring hur utfallen kan fördela sig och den relativa vikt de bär kumulativt. Det har observerats sedan 50-talet (Lederman, 1956) att alkoholkonsumtion möjligtvis följer en lognormalfördelning, något som ständigt bör beaktas.

När vi diskuterar alkoholkonsumtion är det sålunda nödvändigt att kartlägga individuell konsumtion för att kunna granska de per capita-estimat som kan härledas från statistik över detaljhandel, utskänkning och import. Detta är speciellt viktigt eftersom det inte är svårt att se hur konsumtionsfördelningen för alkohol kan vara skev. En tung missbrukare kan på en dag konsumera lika mycket som en måttlig brukare gör på en månad. Givet att mängden konsumtion i slutändan begränsas av fysiologiska och finansiella barriärer, men utfallsrummet är trots detta inte kartlagt och det är naivt att anta att en dylik variabel som har potential att vara ”tungsvansad” följer en normalfördelning, den enda omständigheten där populationsmedelvärdet är informativt.

Det är dock möjligt att förhålla sig pragmatiskt till denna problematik. Policy baseras inte på objektiva mätningar, utan på omdöme och uppskattningar. Även om det vore omöjligt att fullständigt kartlägga utfallsrummet är det möjligt att uppskatta det allmänna konsumtionsmönstret och vart konsumtionen koncentreras, om den är koncentrerad överhuvudtaget.

## 2.3 Problematiken med persondata och nyttan med industridata

Det faktum att försäljningsstatistik inte ger tillgång till den underliggande konsumtionsfördelningen betyder inte att data från detaljhandel etc. inte har någon plats i diskussionen. Det har visat sig vara nästan omöjligt att härleda ett pålitligt populationsmedelvärde för konsumtion utgående från enkätundersökningar på grund av den universella underrapporteringen av alkoholkonsumtion, se ex. Stockwell et al. (2004) och Dawson (2000). Enligt Knibbe & Bloomfield (2001) är det brukligt att endast fånga ca 40–60 % av per capita-konsumtionen i enkätundersökningar.

Det har visat sig svårt att främst inkludera högrisk-individer och tunga missbrukare i studierna och att kunna härleda tillförlitliga estimat över konsumtionen (Stockwell et al., 2004). De senare antas ha att göra med vilken metodologi som studierna baseras på (ibid.), men kan även ha att göra med tendensen för sampelsnitt att vara lägre än populationssnitt under tunga svansar (Taleb, 2020; s.29–31).

Detta gör försäljningsstatistiken ovärderlig som en måttstock mot vilken vi kan bedöma metodologin för enkätstudier. Stockwell et al. (2004) jämförde de allmänt använda ”*graduated frequency*” (GF) och ”*quantity-frequency*” (QF) modellerna med en s.k. ”*recent recall*”-modell där man gör uppskattningen utgående ifrån tidsmässigt närbelägna händelser och empiriska uppskattningar av mängden som konsumerats istället för uppskattningar om dryckesfrekvens eller genomsnittlig kvantitet. Resultatet de uppnådde var att GF, QF och ”igår”-modellen angiven i standardiserade portioner fångade mellan 50 % och 58 % av den totala konsumtionen, medan den empiriska ”igår”-modellen fångade 76 %. Det är alltså rimligt att extrapolera utgående från enskilda händelser, men denna metod fångar naturligtvis inte upp övergripande mönster och Stockwell rekommenderar sålunda att inkludera dylika frågor tillsammans med ”igår”-modellen.

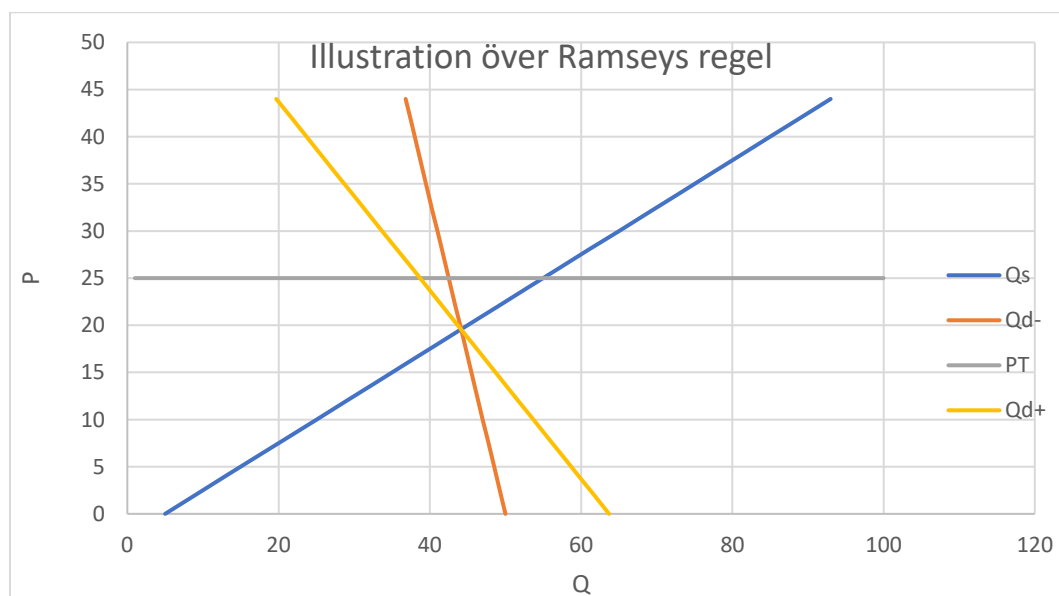
## 2.4 Accisskatter och formalisering av alkoholpolitik

Alkoholkonsumtion är en företeelse som orsakar samhällsliga externaliteter, ekonomiska och sociala, i form av t.ex. sjukvårdskostnader; brottslighet under påverkan; våld; dödsfall och allmänt mänskligt lidande för missbrukare och anhöriga. Det är helt förstäeligt att staten har ett ansvar gentemot både de drabbade och den övriga befolkningen som finansierar de

samhällsfunktioner som i slutändan hanterar externaliteterna. Det är även helt förståeligt att en accisskatt på alkohol används för att delfinansiera dessa kostnader eftersom konsumtionsskatter inte påverkar människor som inte konsumerar alkohol. Dock råder det tvivel kring accisskattens effektivitet som alkoholpolitiskt verktyg.

Inom området konsumtionsbeskattning finns det en tumregel vid namn "Ramsey-regeln" (Shughart, 1997; s.14) som vidhåller att en konsumtionsskatt, för att inbringa högsta möjliga intäkter för minsta möjliga mängd dödviktsförlust och marknadsförvrängning, bör applicera på varor med en så prisinelastisk efterfråga som möjligt.

Figur 2.1: Ramsey-regeln illustrerad



Som vi kan se i figur 2.1 är efterfrågekurvan  $Q_d^-$  absolut mindre elastisk än  $Q_d^+$ , d.v.s. koefficienten är närmare noll. Marknadspriset, utbudsfunktionen och accisskatten har hållits på samma nivå. Den dödviktstriangel som formas i vinkeln " $Q_s-Q_d^-$ " är klart mindre än triangeln i vinkeln " $Q_s-Q_d^+$ ". Ju mer vi ökar elasticiteten på  $Q_d^+$ , desto större kommer dödvikten bli.

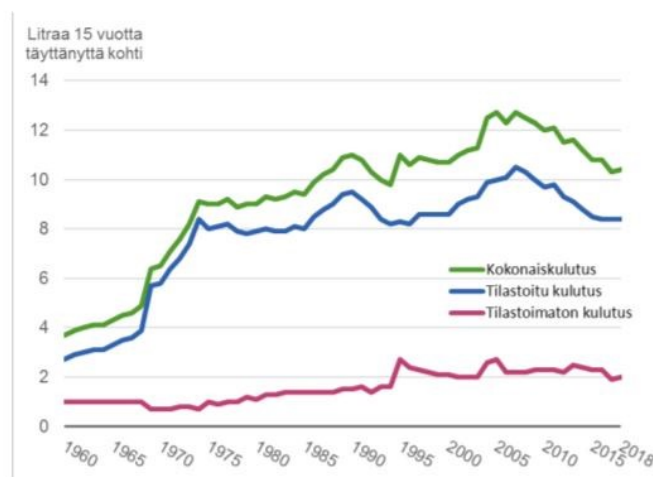
Alkohol är historiskt en vara med en väldig stabil efterfrågan. Detta visar dock på en motsägelse, eller iallafall en oklarhet, i motiveringen för accisskatten på just alkohol, nämligen disincitamentet till överdriven konsumtion via hög prissättning. Intäkterna från alkoholbeskattningen utgjorde år 2018 ca 1,5 % av finska statens skatteintäkter (Veronmaksajien Keskusliitto ry, 2019), en signifikant inkomstpost och jämförbar med

Stockwell et al.s (2019) estimering över samhällsliga kostnader. Faktum är att staten skulle härleda stor nytta ifall denna åtgärd inte hade någon större effekt på konsumenternas beteendemönster, något vi kan observera vid årsskiftet 2017–2018 då Finlands riksdag godkände en höjning av alkoholskatten på 10 % fr.o.m. januari 2018 (Finansministeriet, 2017). Åtgärden beräknades höja detaljhandelspriserna på alkohol med ungefär 5 % och öka skatteintäkterna med 100 miljoner euro. Ingen uppskattning av effekten på konsumtionsnivån presenterades i pressmeddelandet och en jämförelse av den totala konsumtionen mellan åren 2017 och 2018 (THL, 2018; THL, 2019) visar att den totala konsumtionen var oförändrad.

Givetvis kan det argumenteras att ifall alkoholskatten tillämpas och de facto sänker den totala konsumtionen, vilket hävdas av finansministeriet (Finansministeriet, 2019), innebär det inbesparingar på vård, polis etc. En snabb översikt över alkoholkonsumtionens utveckling visar dock att konsumtionen sjunker eller saktar in vid ekonomiska nedgångar i Finland, ca 1972, 1994 och 2008, som markerar början på en lång period av fallande konsumtion. Huruvida denna trend är en funktion av alkoholpolitiken eller sekulära faktorer är svårt att säga. Det har förts en lång debatt i litteraturen om alkohol är en normal- eller lyxvara och ifall konsumtionen är kontra- eller procyklisk (Ruhm & Black, 2002; Krüger & Svensson, 2010).

Figur 2.2: Den totala alkoholkonsumtionens utveckling (THL, 2019)

**Kuvio 1. Alkoholijuomien kulutus 100-prosenttisena alkoholina 15 vuotta täyttäneitä asukasta kohti 1960–2018, litraa**



Den totala konsumtionsnivån ger dock inte en fullständig bild av situationen. Som har lagts fram i litteraturen och som jag ovan påpekade så har dryckesmönstret mer att göra med potentiella skadeverkningar än den totala eller genomsnittliga konsumtionsnivån. Jag upprepar: En person som dagligen dricker två glas om 200ml vin, med en alkoholhalt på 11%, konsumerar 16,06 liter 100% alkohol om året. Denna måttliga konsumtion är de facto 63 % högre än det nationella genomsnittet enligt THL och det finns forskning som pekar på att måttlig alkoholkonsumtion kan vara hälsobefrämjande (Lindberg & Amsterdam, 2008), vilket skulle innebära inbesparingar det med. Finland och många andra länder har experimenterat med att definiera all konsumtion av alkohol som skadlig och stiftat förbudslagar. Detta tycks universellt, där alkoholkonsumtion inte varit ett kulturellt tabu, ha lett till att den stabila efterfrågan mötts av olagligt utbud, med större externaliteter i form av organiserad brottslighet än skulle ha uppstått om konsumtionen hade behållits laglig.

I slutändan är det inte möjligt att ge utlåtanden om kostnader och inbesparingar utan att ha tillgång till den underliggande konsumtionsfördelningen såväl som data över konsumtionsmönster. Det är möjligt att en hög skattesats på alkohol verkar avskräckande på måttliga-frekventa konsumtionsmönster och uppmuntrar till utspridda-våldsamma konsumtionsmönster, eller helt enkelt inte påverkar dessa. Till och med en individ som konsumerar under populationssnittet kan ge upphov till stora kostnader ifall konsumtionen är koncentrerad, intensiv och omständigheterna tillåter.

Med denna bakgrund kan vi snabbt konstruera ett urval heuristiska regler för god alkoholpolitik. Ett gott alkoholpolitiskt verktyg behöver inte dömas på alla tumreglerna, men de är ordinerade.

1. Ett god alkoholpolitiskt verktyg strävar att minimera mängden skadlig konsumtion.
2. Ett gott alkoholpolitiskt verktyg kan endast anses gott med hänvisning till dess ändamålsenlighet gentemot 1. Sekundära eller tertiära effekter är underställda detta mål.
3. Ett gott alkoholpolitiskt verktyg uppmuntrar till sunda konsumtionsmönster.
4. När de ovanstående punkterna beaktats kan man göra avvägningar gällande kostnadseffektivitet, huruvida verktyget är politiskt populärt etc.

Dessa kriterier är konstruerade a priori. Vi behöver ingen kunskap utöver hur alkohol påverkar människor och påbudet att reglera konsumtionen utan att förbjuda den. Kriterium 2 kräver att vi använder vårt utstakade mål (kriterium 1) för att bedöma våra verktyg. Ifall ett verktyg uppfyller kriterium 1 och 3 är det väldigt bra, eftersom skadlig, kostsam konsumtion omvandlas till mindre skadlig, inkomstbringande konsumtion. Kriterierna är endast ämnade att illustrera hur man skulle konstruera ett alkoholpolitiskt verktyg i ett vakuum.

## 2.5 Forskning kring konsumtionsfördelningen

Den forskning som ligger till grund för min egen frågeställning är gjord av Manning et al. (1995); Kerr & Greenfield (2007) och Greenfield & Rogers (1999). Greenfield & Rogers sökte explicit kartlägga koncentrationen av drickande och forskningen från 1995 och 2007 gjorde det i samband med andra mer specifika frågeställningar. Alla finner att alkoholkonsumtionsfördelningens densitet följer en potenslag; d.v.s. att en minoritet av konsumenterna i populationen är ansvariga för en oproportionerligt stor andel av effekten.

Manning et al. (1995) estimerar utgående från data från 1983 års NHIS (*National Health Interview Survey*) att 10 % av samplet ansvarade för 50 % av den konsumtion som rapporterades. Artikeln presenterar en tvådelsmodell där de genom en logistisk regression först estimerar sannolikheten att en individ konsumerar alkohol, utgående från diverse oberoende variabler som kön, hudfärg, ålder etc. Detta är nödvändigt eftersom ca 40 % av individerna i data inte rapporterade att de konsumerar alkohol. Därefter estimerar de en linjär modell för predikterad konsumtion, utgående från samma uppsättning oberoende variabler; på villkoret att den tidigare ekvationen predikterar att individen konsumerar alkohol. Utgående från denna analys härleder de en elasticitet för samplet (-0,80) där priselasticiteten för beslutet att dricka är signifikant (-0,55) medan priselasticiteten per portion alkohol för de som dricker alkohol var bara (-0,25).

Därefter använder de en kvantilregression över fördelningen för att differentiera mellan lätta, medeltunga och tunga konsumenter och låta priselasticiteten variera mellan dessa. De finner att den lättaste klassen av klassen har en priselasticitet som inte skiljer sig signifikant från den ovan nämnda gränsen för beslutet att dricka (-0,53 till -0,55), den medeltunga konsumenten har den högsta negativa elasticiteten (-1,19) och de tyngsta konsumenterna (-0,49 till 0,12). Det sista värdet visade inte signifikant t-värde. Grafen på följande sida visar hur elasticiteterna utgör en u-formad kurva

Dessa resultat illustrerar nyttan av individdata och kvantilregressionen. Snittelasticiteten från tvådelsmodellen (-0,80) är jämförbar med snittet från kvantilregressionen (-0,74). Men elasticiteten för den tyngst drickande decilen (som står för 50% av konsumtionen) är endast -0,42 och så gott som 0 för de 5 % som konsumerar mest. Detta är ett exempel på den asymmetri vars implikationer jag önskar utreda.

Liknande resultat uppnåddes av Ayyagari et al. (2009) i en studie med liknande upplägg. De använde en "finite mixture model" och delade endast in sitt data i två kategorier: normalkonsumenter och tunga konsumenter. De härledde en heterogen respons på prisförändringar mellan grupperna, där de normala konsumenterna var mycket känsliga för prisförändringen medan de tyngre konsumenterna knappt reagerade alls. De normala konsumenterna utgjorde 75 % av samplet, med en elasticitet på -1,6, medan de tunga konsumenterna uppvisade en elasticitet på -0,03.

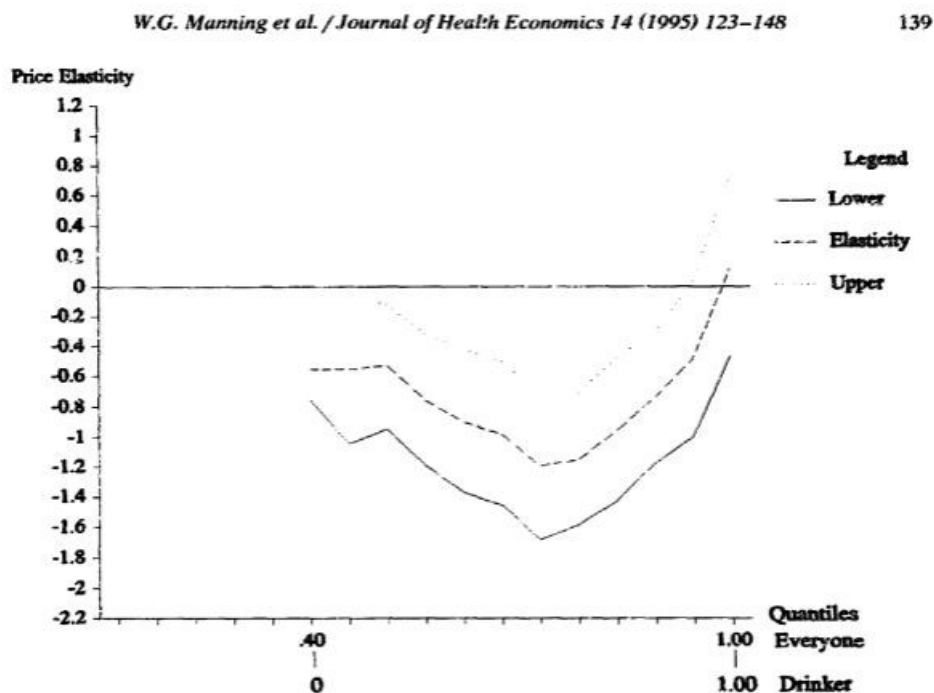


Fig. 2. Estimated price elasticities with 95% confidence interval. (Source: Manning, Blumberg and Moulton, 1993.)

Manning et al. (1995)

Manning et al.:s resultat angående densiteten av fördelningen upprepas av Greenfield & Rogers (1999), där det explicita syftet var att kartlägga alkoholkonsumtionens fördelningsdensitet i USA. Det gjordes genom att poola data från fyra telefonenkäter gjorda på nationell nivå med ca 7000 respondenter, varav ca 4800 drack alkohol, och två enkäter gjorda öga mot öga som kontroll. De senare hade totalt 2000 respondenter, varav 1300 var drack alkohol. Metodologin inom poolerna var standardiserad och subjekten ombads beskriva sitt drickande under det föregående året med informationen insamlad som en serie "mängd per dag"-nivåer.



Fördelningen för både telefonsamplet och det personliga samplet överensstämde väldigt nära, då den översta 2,5 % av samplet stod för 27 % och 25 % av den konsumerade mängden som rapporterades. De fann även att unga vuxna (klassificerade som mellan 18 och 29 års ålder) stod för en oproportionerligt stor andel av konsumtionen, där 27 % av befolkningen stod för 45 % av konsumtionen.

De flesta studier som gjorts på området finner att konsumtionsmönstret tydligt följer metafördelningen (tungsvansad, potenslag) men kommer till något olika slutsatser om intensiteten; speciellt inom de allra högsta kvantilerna. Detta utgör en del av frågeställningen för Kerr & Greenfield (2007). Likt de två ovan nämnda artiklarna har Kerr & Greenfield för avsikt att kartlägga fördelningen men de undersöker även utgifter på alkohol; mängden dagar tungt drickande (likt Manning et al. (1995)); enhetskostnad per portion alkohol för olika kvantiler och hur enkäter stämmer överens med den nationella alkoholförsäljningsstatistiken. Forskningen är baserad på National Alcohol Survey (NAS) från år 2000, med ca 7600 respondenter. Enkäten täcker alla 50 delstater med kvoter för köns- och etnisk representativitet. Mellan 2003 och 2004 ställde 323 personer upp för intervjuer öga mot öga och mer exakt mätning av genomsnittlig alkoholkonsumtion. Utgående från det empiriska måttet på alkoholmängd per drink drar Kerr & Greenfield slutsatsen att enkäter som använder en standardiserad portion alkohol som mått överskattar mängden ren alkohol konsumerad via öl (mellanöl är populärt) och underskattar kraftigt mängden ren alkohol som konsumeras i form av starksprit. Det empiriska måttet ökar enkätens ”uppfångningsgrad” (konsumtion per capita uppmätt; jämfört med försäljningsstatistik) från 37,2 % till 55,2 %, men har väldigt liten effekt för vin (90 % uppfångning) och öl (52 %).

Kerr & Greenfield estimerar att den tyngst drickande decilen konsumerar 55,3 % av all ren alkohol och står för 79,6 % av dagar där 12+ portioner konsumeras. Utifrån detta kan man argumentera att storkonsumenter huvudsakligen konsumerar i större spurter. Kerr & Greenfield poängterar dock att samplet inte är helt representativt, eftersom det av uppenbara skäl kan vara svårt att kontakta de som är mest alkoholiserade eller härleda tillförlitliga resultat. Den låga uppfångningsgraden för öl (som utgör 60 % av mängden ren alkohol som konsumeras) och sprit (27 %) vittnar inte endast om metodologiska och definitionsmässiga skiljaktigheter inom forskning, utan även om kraftig underrapportering av alkoholkonsumtion. Det är möjligt att den verkliga fördelningen av alkoholkonsumtion är skevare än den forskning jag citerat låter påskina.

Baserat på denna empiriska forskning kan vi utröna några mönster att leta efter i den bredare litteraturen:

- 1) Alkoholkonsumtionen är ett tungsvansat fenomen
- 2) Trots att fördelningen enligt den citerade forskningen tycks följa ett grovt 10/50 mönster så är den sannolikt mer skev p.g.a. systematisk underrapportering.
- 3) Den tyngsta klassen konsument uppvisar lägre priselasticitet och lägre utgifter per portion än medelkonsumenten.
- 4) Mängden som konsumeras är inte heller uniformt distribuerad över tid eller dryckesslag. Öl tycks vara populärast, så även i Finland. (THL,2019)
- 5) Det finns även forskning som gjorts utgående från individdata där fördelningen har beaktats och där forskarna når en mindre kritisk slutsats, t.ex. Byrnes et al. (2016) och Saffer et al. (2016).

## 2.6 Priselasticiteten för alkohol – den bredare litteraturen

Det finns en enorm mängd forskning kring alkohol; alkoholpolitik; konsumentbeteende i relation till alkohol; alkoholism etc. Att jämföra resultaten och sammanställa en konsensus är långt bortom den arbetsbörda denna avhandling kan kräva. I detta avsnitt presentera jag rådande konsensus kring priselasticiteter för alkohol per proxy, via två meta-analyser; Gallet C.A (2007) och Wagenaar et al. (2009). Jag kommer även presentera ett urval enskilda forskningsartiklar för att tydligare illustrera den etablerade metodologin.

I "Effects of beverage alcohol price and tax levels on drinking: a meta-analysis of 1003 estimates from 112 studies." (2009) undersöker Wagenaar et al. vad den genomsnittliga effektstorleken  $r$  för priselasticiteter för öl; vin; starksprit och total alkoholkonsumtion såväl som tunga konsumenter. De 112 studierna klassificeras först enligt vilken typ av modell som används; ifall specifika sub-populationer studerats; utfallsmått etc. Sedan analyseras den partiella korrelationen för samtliga klasser av studier med "Comprehensive Meta-Analysis"-programmet (CMA) och härleder statistiskt signifikanta elasticiteter för öl (-0,46; utg. Från 105 studier); vin (-0,69; utg. Från 93 studier); Starksprit (-0,80; utg. Från 103 studier) och total konsumtion (-0,51; utg. Från 91 studier). Baserat på 10 studier estimerades priselasticiteten för tungt drickande individer vara (-0,29); d.v.s. jämförbart elastisk efterfrågan *vis avi* Manning et al. Baserat på denna analys konkluderar Wagenaar et al. att den existerande litteraturen utgör en stabil konsensus och att det inte finns ett mer effektivt eller lämpligt policyverktyg för att bekämpa alkoholens skadeverkningar.

Det som gör detta intressant är inte att metodologin skiljer sig eller att resultaten talar emot litteraturen som tar fasta på den skeva konsumtionsfördelningen. Resultaten från denna meta-analys är förenliga med alla studier jag citerade ovan, det är betoningen i slutsatserna. Där Manning et al. konkluderade att elasticiteten för den tyngsta klassen drickande inte var signifikant olika noll så tar Wagenaar et al. sitt resultat som bevis för accisskattens universella effektivitet.

Gallet (2007) har å sin sida gått in för en mer integrerad estimering av snittelasticiteter. Istället för att som Wagenaar et al. segmentera studierna på förhand och analysera dem inom sina egna domäner och jämföra resultaten efteråt parameteriserar Gallet alla oberoende variabler, kovariat, analysmetoder och utför en meta-regression över hela samplet; med långsiktig elasticitet (pris, inkomst och marknadsföring) för efterfrågan på öl (uppmätt i dryckesmängd, inte etanol) som standard, estimerad via OLS. Alla andra drycker; elasticiteter; analysmetoder etc. anges alltså relativt till standarden.

Vad som är intressant här är att Gallet, trots att antalet estimerade och artiklar granskade motsvarar Wagenaar et al., når olika resultat. Priselasticiteten för öl, givet standardiserade parametrar för år 1992 (median-år för artiklarna), är (-0,80); en nära nog dubbel effektstorlek jämfört med Wagenaar et al. Vin och starksprit uppvisade elasticiteter på (-1,11) respektive (-1,09) och alkohol totalt (-1,09). Gallet hävdar att dessa resultat är inom en standardavvikelse för litteraturen, men det stora gapet mellan de två meta-analyserna är trots allt märkvärdigt. Elasticiteterna antyder att alkohol som klass skulle vara en lyxvara och inte en normal vara; vilket verkar vara den konventionella synen på saken.

## 2.7 Hur fokus på prisdata döljer den underliggande fördelningen

Som jag nämnt tidigare och som bestyrks av Haavio & Kotakorpi (2011, s.10) har den etablerade metodologin för sammanställning och behandling av data en tendens att förbise den skeva naturen av konsumtionsfördelningen. Detta kan ske till följd av:

- 1) Priseriedata som används av nationalekonomer och statistiker för att estimerar priselasticiteter är fullkomligt oberoende av konsumentbasens karaktär. Det är den totala efterfrågan och det totala utbudet som bestämmer det slutliga priset, skatter etc. inräknade.
- 2) Den forskning som görs på priselasticiteter är operativ i en kontext som präglas av populationsskalig policy. Tankeprocessen faller per automatik till att ojämlikheter sköljer ur i

medeltalet. Detta illustreras behändigt av Gallet (2007) och Wagenaar et al. (2009); där estimat av elasticiteter manipuleras på en väldigt hög abstraktionsnivå. Leppänen & Sullström (2001) och Norström (2005) är andra exempel.

- 3) Forskning som undersöker konsumtionsvanor på individnivå är a) inexact eftersom alkoholkonsumtion underrapporteras systematiskt (Kerr & Greenfield, 2007); b) ofta är riktad åt ett mer medicinskt håll.

Summan av de ovanstående spekulationerna är att det krävs en väldigt specifik frågeställning, likt Manning et al. (1995), för att sammanställa två skilda uppsättningar data (prisserier och individdata) för att undersöka hur priselasticitet varierar mellan klasser av konsumenter. Man måste på ett reellt sätt veta vad man letar efter.

## 2.8 Sammanfattande hypoteser

Med litteraturgenomgången avslutad kan jag sammanfatta innehållet i en serie hypoteser som kommer att testas. De är huvudsakligen baserade på artikeln av Manning et al. (1995). Varje hypotes kommer att härledas ur de föregående; så en definitiv noll-hypotes är alltid tillgänglig.

- 1) Jag kommer sannolikt finna, utgående från data över självrapporterad alkoholkonsumtion, att konsumtionsfördelningen är koncentrerad i de övre kvantilerna.  
**Om inte:** Min frågeställning är inte giltig, eftersom premiss 1, som utgör basen för resten av frågeställningen, inte överensstämmer med empiriskt observerbara fakta.
- 2) Jag förväntar mig att jag kommer finna att priselasticiteten för de högsta kvantilernas efterfrågan på alkohol är signifikant lägre än de i mitten av fördelningen..  
**Om inte:** Individer som konsumerar mer alkohol uppvisar ingen skillnad i prisresponsen. Den skeva konsumtionsfördelningen inverkar sålunda inte på estimat av populationens snittelasticitet.
- 3) Ifall 1 och 2 stämmer kommer estimat av snittelasticiteter som inte är viktade enligt andel alkoholkonsumtion per kvantil bias. Den totala effekten av prishöjningar / skattepolitik på konsumtionen måste revideras neråt.

### 3. Metod

Målet är att undersöka konsumtionsfördelningen och priselasticiteten i Finland, enligt metodologin i Manning et al. (1995) och sedan estimeras skillnaden mellan denna respons och ett enkelt estimat utgående från ett populationsmedeltal. Det vill säga en estimering av differentiell respons på prisskillnader på individnivå, följt av en jämförelse med en aggregerad och odifferentierad respons. I detta syfte kommer jag att tillämpa en motsvarande kvantilregressionsmodell för att kunna uppnå jämförbara resultat.

Ett problematiskt moment i frågeställningen gäller tillgängligheten på prisdata för alkohol och hur informativa dessa data är. Manning et al. konstruerade ett alkoholprisindex utgående från prisnivåerna på en standardiserad korg alkoholdrycker i ca 230 olika amerikanska städer och konstruerade ett prisindex utifrån dessa data. Deras utfallsvariabel, alkoholkonsumtion, härleddes från en enkätundersökning som gjorts vid ett specifikt tillfälle. De har alltså inte använt sig av paneldata och metodologin ovan är alltså ett sätt att istället approximera individuella preferenser över tid (förändring) genom att aggregera preferenser över rymd (skillnader).

#### 3.1 Empirisk modell

Att använda geografiska skillnader istället för skillnader över tid kan mycket väl ha fungerat i USA, men har visat sig vara mycket svårare i Finland. Av de huvudsakliga alkoholtyperna: starksprit, vin och öl, är regional prisdifferentiering för starksprit och vin omöjlig eftersom Alko bestämmer prissättningen centralt enligt policymandat. Detta är överkomligt, eftersom mellanöl år 2018 utgjorde 48 % av den totala mängden konsumerad alkohol (mätt i liter 100% sprit) medan vin och starksprit stod för 19 % respektive 21 % (THL, 2019). Dock visade en prisjämförelse mellan Kesko-kedjans detaljhandelspriser från K-ruoka-webbtjänsten att prisdifferentieringen mellan landskap och populationscentra kontra periferi är närmast intill obefintlig (k-ruoka.fi/kauppa). Den största skillnaden observeras mellan typer av K-butiker, t.ex. K-Supermarket och K-Market, men inom typerna är priserna mer eller mindre fixerade.

Detta innebär att det är svårt att överhuvudtaget hitta heterogenitet i konsumenternas prisrespons eftersom det inte tycks finnas någon differentiering att reagera på. De andra dagligvaruhandelskedjorna hade inga motsvarande tjänster med aggregerad information om

lokala priser. Eftersom jag inte heller har tillgång till paneldata måste jag konstruera någon annan proxy för prisdata.

### 3.1.1 Regional disponibel inkomst som proxy för prisnivå

Om vi utgår från grundläggande mikroekonomisk teori bör det finnas ett klart samband mellan konsumenternas köpkraft och varupriserna i en region. Ifall vi konstruerar variabeln som ett index som jämför varje NUTS-3 region med det nationella medelvärdet borde vi kunna approximera ett konkret prisindex. Det är dock värt att notera att Manning et al. använder ett sammansatt pris, ett viktat medelvärde av en korg alkoholdrycker, som "index" och estimerar endast detta prisindex utifrån detaljhandeln och utesluter möjlig inverkan av prisnivån på serverad alkohol. Användningen av inkomstdata kan möjligtvis ge oss en mer helhetlig bild.

Här kan jag hänvisa till fördelen med att använda en kvantilregressionsmodell. Prisenivån / den disponibla inkomsten är definierad för större geografiska områden och populationer och kan inte direkt innehålla information om någon specifik individ, åtminstone om data används i en linjär regression. Genom att köra regressionen över diskreta grupper på den beroende variabeln kan vi introducera ytterligare nyans i analysen.

Kvantilregressionen är baserad på Koeneker & Bassett (1978) och antar följande form:

$$Quant_q(\ln alc_i | Z_i \cap alc_i > 0) = \alpha_q + \beta_q Z_i + \epsilon_i \quad (3.1)$$

Där  $q$  anger den aktuella kvantilen och  $i$  anger individspecifika värden på den beroende variabeln, den naturliga logaritmen av total årlig alkoholkonsumtion givet  $Z$  och att individen konsumerar alkohol, och vektorn för oberoende variabler,  $Z$ .  $\beta$  är kvantilspecifika koefficienter för  $Z$ . Denna modell kunde även approximeras manuellt genom att definiera diskreta grupper på den beroende variabeln och köra en grundläggande OLS-regression för varje specifik subgrupp.

Det är slutligen värt att poängtera anledningen till logtransformeringen av data. Det har varit känt sedan Lederman (1956) att alkoholkonsumtionens intensitet i en population tenderar följa en log-normal fördelning. Sålunda underlättar det för åskådliggörandet av dynamiken att inte endast logaritmera den beroende variabeln, utan så många av de oberoende variablerna som möjligt. Detta innebär dock att medelvärden för samplet eller subgrupper inom samplet inte kan avläsas enligt  $e^{(\mu_q)}$  och om data inte är mycket väl uppfört kommer alternativet:

$$E(y_i) = \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right) \quad (3.2)$$

där  $E(y_i)$  är väntevärdet för given observation d.v.s. samplets medelvärde, inte vara helt lika exponentialfunktionen av medelvärdet + variansen / 2 (Changyong et al., 2014). Att log-transformera data för att åskådliggöra dynamiken i innebär samtidigt att man inte kan erbjuda direkt insikt om det ursprungliga datamaterialet.

### 3.1.2 Estimat av konsumtionens koncentration i svansen

Den andra delen av min analys består i att härleda ett estimat över genomsnittlig priselasticitet för efterfrågan på alkohol, viktat enligt konsumtionsandel. Från den empiriska modellen kan vi härleda priselasticiteter för varje konsumtionsdecil och sedan vikta dem enligt följande:

$$\sum_{q=1}^{10} (\varepsilon_q * \frac{\ln(alc_q)}{\ln(alc_{tot})}) \quad (3.3)$$

Där  $alc_q$  hänvisar till den totala alkoholkonsumtionen för decil  $q$ ;  $alc_{tot}$  till den totala alkoholkonsumtionen för hela samplet och  $\varepsilon_q$  är den decil-specifika elasticiteten härledd från kvantilregressionen.

### 3.1.3 Oviktad snittelasticitet

För att avslutningsvis härleda en elasticitet att jämföra med kommer jag att använda följande metod, som även återfinns i Nordström (2005); Leppänen (1995) och Manning et al. (1995), nämligen en grundläggande OLS-regression för hela datamaterialet, i samma form som den ovanstående kvantilregressionsmodellen. Alltså:

$$\ln(alc_i) = \alpha_i + \beta_i Z_i + \epsilon_i \quad (3.4)$$

Där allt överensstämmer med ekvation 3.1.

### 3.1.4 Konsumtionsviktad snittelasticitet

Den elasticitet jag önskar härleda är alltså baserad på den estimerade elasticiteten per kvantil, multiplicerat med den specifika kvantilens andel av den totala estimerade konsumtionen:

$$\overline{\varepsilon_w} = \sum_{q=1}^9 \frac{alcannl_q}{alcannl_{tot}} * \varepsilon_q \quad (3.5)$$

Där den viktade snittelasticiteten  $\varepsilon_w$  är lika med summan av kvantil q:s andel av *alcannl*, multiplicerat med estimerad priselasticitet för q,  $\varepsilon_q$ .

## 4. Data

Det datamaterial som forskningen baseras på är ett urval frågor ur European Social Survey 7(ESS, 2014). ESS utförs med två års mellanrum och innehåller vissa roterande frågebatterier, därav ursprungsåret. Förutom det alkoholspecifika frågebatteriet inkluderar jag flera demografiska variabler såsom gushållsinkomst, ålder, utbildningsnivå etc. Data över disponibel inkomst per region för året 2014 erhålls från finska statistikcentralens sektion ”Inkomst och konsumtion” i statfin-tjänsten (Finlands statistikcentral, 2020).

### 4.1 Beroende variabler

*Logaritmerad individuell alkoholkonsumtion / år*: Data består av svaren på 3 frågor från ESS 7:s frågemodul ”Social inequalities in health” (ESS, 2014). Modulen är strukturerad som en ”recent recall”-enkät, där målet är att uppskatta en konsumtionsnivå baserat på vikten ren alkohol som konsumerades vid senaste tillfälle. Variablerna *alcwknd* och *alcwkdy* indikerar alltså hur många gram ren alkohol (uppskattat via uppräknig av t.ex. hur många öl av ett visst märke etc.) konsumerades då respondenten senast drack på en fredag, lördag eller söndag, respektive måndag, tisdag, onsdag eller torsdag. Variabeln *alcfreq* indikerar hur ofta respondenten påstår sig konsumera alkohol. Jag har omformulerat svarsalternativen som dagar / år enligt intervallens medelvärden:

- Varje dag → 365 dagar / år
- Flera dagar i veckan (2–6) → 208 dagar / år
- En dag i veckan → 52 dagar / år
- Flera dagar i månaden (2–3) → 30 dagar / år
- En dag i månaden → 12 dagar / år
- Färre än en dag i månaden → 6 dagar / år
- Aldrig → 0 dagar / år



Eftersom en del respondenter inte kunnat svara på en eller båda frågorna om mängden de konsumerat har jag valt att ersätta dylika saknade värden med det genomsnittliga värdet för individer med samma värde på *alcfreq*. Detta gjordes även i Stockwell et al. (2004). Utgående från dessa värden konstrueras en funktion som ger oss en uppskattning av individuell årlig konsumtion:

$$alcannl = ((alcwknd_i * \beta_{1i}) + (alcwkdy * \beta_{2i})) * alcfreq_i \quad (4.1)$$

Där *alcwknd<sub>i</sub>* är den angivna konsumtionen för veckoslut i gram 100 % sprit; *alcwkdy<sub>i</sub>* för veckodagar.  $\beta_{1i}$  och  $\beta_{2i}$  är vikter för att syntetisera en hypotetisk genomsnittsdag för *alcwknd* och *alcwkdy* är respektive vikt (3/7 & 4/7) ifall *alcfreq* = 365, (1/2 & 1/2) ifall 208, (2/3 & 1/3) för resten. Multipliserat med antalet dryckesdagar får vi ett slutligt värde på *alcannl*. Härefter logaritmeras alla värden med den naturliga logaritmen, vilket ger oss den slutliga beroende variabeln *lnalcannl*.

## 4.2 Oberoende variabler

*Regional disponibel inkomst*: Den högsta geografiska upplösningsnivån det var möjligt att hitta i ESS7 var i vilken NUTS3-region, motsvarande Finlands landskap efter 2010, respondenterna bor. I avsaknad av ett regionalt levnadsstandardsindex har jag valt att använda regional disponibel inkomst, för år 2014, från Finlands Statistikcentral (2020). Data utgörs av ett estimat över estimat för disponibel inkomst per hushåll för varje landskap. Definitionen lyder:

*” I nationalräkenskaperna är disponibel inkomst en löpande inkomstsaldopost på omfördelningskontot. Den disponibla inkomsten kalkyleras på sektornivå som sektorns primärinkomst plus erhållna inkomstöverföringar minus betalda inkomstöverföringar. Den disponibla inkomsten kan användas för konsumtion eller sparande.”* – (Statistikcentralen, begrepp: disponibel inkomst, 2020)

För att variabeln ska kunna jämföras med resultaten från Manning et al. (1995) är det nödvändigt att indexera datamaterialet, med relation till det nationella medelvärdet. Detta garanterar dock inte jämförbarhet, eftersom (ibid.) hade tillgång till klart differentierade prisdata och kunde indexera dessa data som pris / uns ren alkohol. Min proxy reflekterar på sin höjd en mer generell prisnivå i landskapet. Indexeringen görs enligt:

$$regdipind_i = (regdisp_i / \overline{regdisp}) * 100 \quad (4.2)$$

Där indexet *regdipind<sub>i</sub>*, är lika med den egna regionens genomsnittliga disponibla inkomst som procentuell andel av den nationella genomsnittliga disponibla inkomsten.

*Hushållets totala inkomst:* Från ESS 7 får vi även information om respondenternas totala hushållsinkomst i form av vilken inkomstdecil de befinner sig i. I syfte att undvika oönskad linjäritet i estimatet, sedan skillnaden mellan inkomstdecilernas medelvärden inte är linjärt, har jag valt att ersätta decilbeteckningarna med det logaritmerade medelvärdet för varje inkomstdecil (Statistikcentralen 2020). Detta underlättar tolkningne och gör den mer intuitiv.

*Övriga kontrollvariabler:* Jag har i mån av möjlighet sökt inkludera liknande variabler som i Manning et al. (1995) i modellen. Detta innebär att jag inkluderar: En dummyvariabel för respondentens kön, kodad 1 för kvinna, respondentens ålder, samma kvadrerad för att kartlägga möjlig avtagande effekt, interaktionstermer mellan kön och ålder, antalet medlemmar i hushållet och dummyvariabler för att indikera alla utbildningsnivåer i Finland.

### 4.3 Deskriptiv statistik

Tabell 1: Deskriptiv statistik, beroende variabler

Beroende variabler	Beskrivning	N	Snitt	$\sigma$
alcannl	Årlig konsumtion	2083	2451,613	5905,442
dralcannl	Årlig konsumtion, nyktra	1785	2860,902	6287,134
lnalcannl	Loggad årlig konsumtion	1785	6,753	1,643
totlnalcannl*	Loggad årlig konsumtion, nyktra inkluderade	2083	5,787	2,812

\*Den logaritmerade utfallsvariabeln exkluderar naturligt observationer med värdet noll, dessa har adderats in manuellt för att kunna analysera hela samplet och inte endast den andel med högre konsumtion än noll.

Samplet från ESS7, enligt konverteringen från uppgiven konsumtion vid de senaste tillfällena, har en genomsnittlig årlig alkoholkonsumtion på ca 2451g för hela samplet (alla över 15 år) och ca 2861g för den del av populationen som konsumerar alkohol. Om vi beräknar att ren alkohol har ett ”vikt / volym” - förhållande på ca 0,79 innebär det att vi fångade upp:

$$\frac{2451}{11200 \cdot 0.79} = 0,277011 \approx 28\% \quad (4.3)$$

av den estimerade totala konsumtionen (THL, 2015) i Finland. Totalt uppger 298 individer ur samplet på 2083 att de inte alls konsumerar alkohol, ungefär 14,3 % av samplet. Detta kan jämföras med andelen nyktra på 13% (åldrarna 15-64) som uppmättes år 2014 av THL (2015,

s.126). Det faktum att standardavvikelsen för *alcannl* är så hög talar omedelbart för en högerskev fördelning, sedan medelvärdet – standardavvikelsen är klart negativ.

Tabell 2: Deskriptiv statistik, oberoende variabler

Oberoende Variabler	Beskrivning	N	Snitt	$\sigma$
agea	Ålder	2083	51,33	19,05
sqage	Ålder <sup>2</sup>	2083	2997	1956
Hinctnta*	Hushållets inkomstdecil	1940	10,09	0,970
hhmmb	Hushållsmedl.	2083	2,360	1,326
female	Kodad "1" för kvinnor	2083	0,508	0,500
femageint	Interaktion agea*female	2083	26,52	29,49
higheduc2**	Lågstadiet / folkskola	2082	0,114	0,318
higheduc3	Högstadiet	2082	0,110	0,313
higheduc4	Gymnasiet	2082	0,0620	0,241
higheduc5	Yrkesexamen	2082	0,249	0,433
higheduc6	Både gymnasie- & yrkesexamen	2082	0,0423	0,201
higheduc7	Specialyrkes-examen	2082	0,0288	0,167
higheduc8	Examen vid yrkesinstitut	2082	0,114	0,318
higheduc9	Yrkeshögskole-examen	2082	0,0836	0,277
higheduc10	Lägre högskoleexamen	2082	0,0447	0,207
higheduc11	Högre yrkeshögskoleexamen	2082	0,00865	0,0926
higheduc12	Högre högskoleexamen	2082	0,0970	0,296
higheduc13	Licensiatexamen	2082	0,0106	0,102
higheduc14	Doktorsavhandling	2082	0,0120	0,109
regdispind	Prisindex	2083	100,00	10,02

Den uteslutna respondenten är en man med en utbildning lägre än grundskolan. \*Omvandlat från decil till logaritmerad genomsnittlig inkomst för given decil år 2014. \*\*Högsta uppnådda utbildningsnivå enligt Finlands utbildningssystem.

I övrigt är samplet representativt. Genomsnittsåldern för samplet är 51,33 år och medianåldern är 53, vilket är signifikant högre än i den bredare populationen. Detta är ett resultat av att enkäten hade en nedre gräns på 15 år för respondenter, men ingen övre gräns. Sålunda är det bara naturligt att snittåldern är högre för samplet. Andelen kvinnor i samplet är 50,08 %, vilket är helt väntat.

Tabell 3: Deskriptiv statistik för män och kvinnor

VARIABLER	Kvinnor			Män		
	N	Snitt	$\sigma$	N	Snitt	$\sigma$
<b>Beroende Variabel</b>						
alcannl	1058	1214,108	2496,728	1025	3728,959	7826,647
dralcannl	879	1461,349	2672,602	906	4218,745	8200,156
lnalcannl	879	6,220	1,500	906	7,270	1,611
totlnalcannl	1058	5,168	2,705	1025	6,426	2,779
<b>Oberoende Variabler</b>						
agea	1058	52,20	19,25	1025	50,42	18,80
sqage	1058	3095	2016	1025	2896	1889
hinctnta	979	10,04	0,986	961	10,15	0,951
hhmmb	1058	2,348	1,366	1025	2,372	1,284
female	1058	1	0	1025	0	0
femageint	1058	52,20	19,25	1025	0	0
higheduc2	1058	0,113	0,317	1024	0,115	0,319
higheduc3	1058	0,105	0,307	1024	0,115	0,319
higheduc4	1058	0,0577	0,233	1024	0,0664	0,249
higheduc5	1058	0,213	0,409	1024	0,287	0,453
higheduc6	1058	0,0567	0,231	1024	0,0273	0,163
higheduc7	1058	0,0236	0,152	1024	0,0342	0,182
higheduc8	1058	0,129	0,335	1024	0,0996	0,300
higheduc9	1058	0,102	0,303	1024	0,0645	0,246
higheduc10	1058	0,0463	0,210	1024	0,0430	0,203
higheduc11	1058	0,0123	0,110	1024	0,00488	0,0697
higheduc12	1058	0,101	0,302	1024	0,0928	0,290
higheduc13	1058	0,00945	0,0968	1024	0,0117	0,108
higheduc14	1058	0,00851	0,0919	1024	0,0156	0,124
regdispind	1058	100,4	10,22	1025	99,56	9,801

Det har i den vetenskapliga litteraturen dokumenterats klara könsskillnader mellan mäns och kvinnors alkoholkonsumtionsmönster och mängden de konsumerar (Wilsnack et al. 2000, Dawson & Archer 1992). Det är alltså sannolikt att effektstorleken för *female* kommer vara ganska stor och detta bekräftas av tabell 3. Kvinnornas linjära snittkonsumtion är endast en tredjedel så stor som männens. Standardavvikelsen är dessutom mycket större för män än för kvinnor, vilket indikerar den väntade överrepresentationen i de högre konsumtionskvantilerna.

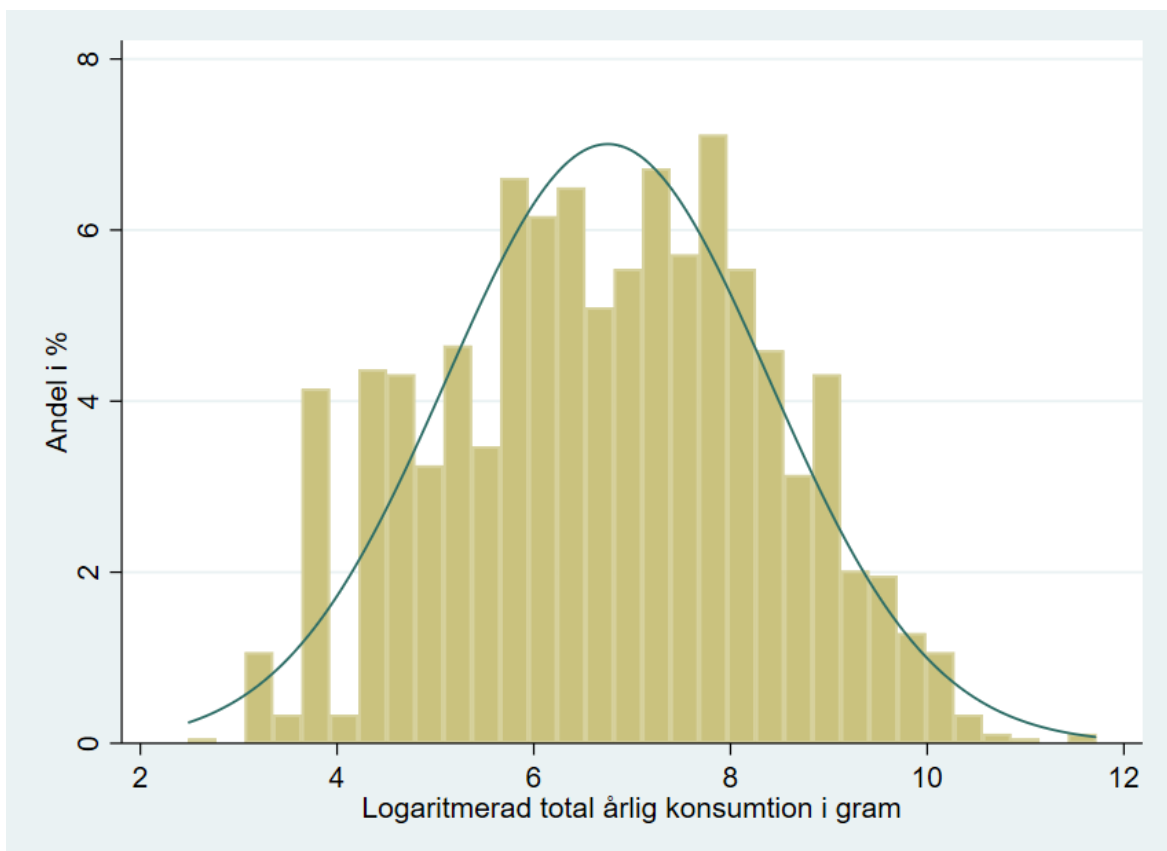
## 5. Resultat

I detta avsnitt presenteras resultaten från kvantilregressionsmodellen och hypoteserna som ställdes upp på s. 20 testas. Först behandlas den empiriskt observerbara konsumtionsfördelningen och graden av koncentration i den högra svansen kartläggs. Därpå presenteras resultaten från kvantilregressionen och hypotesen om differentierad prisrespons enligt konsumtionsnivå utvärderas. Slutligen presenteras en jämförelse mellan resultaten från kvantilregressionsmodellen och en OLS-regression för hela samplet.

### 5.1 Konsumtionsfördelningen och dess koncentration

Utgående från den transformering av de råa ESS 7 data som presenteras i avsnitt 4.1 härleds följande fördelning för årlig konsumtion för hela samplet.

Figur 5.1 visar att den logaritmerade konsumtionen, för den del av samplet som uppgett att de konsumerar alkohol, fördelar sig enligt något som kan beskrivas som en normalfördelning. Det icke-transformerade datat karaktäriseras mycket riktigt av en lång högersvans.

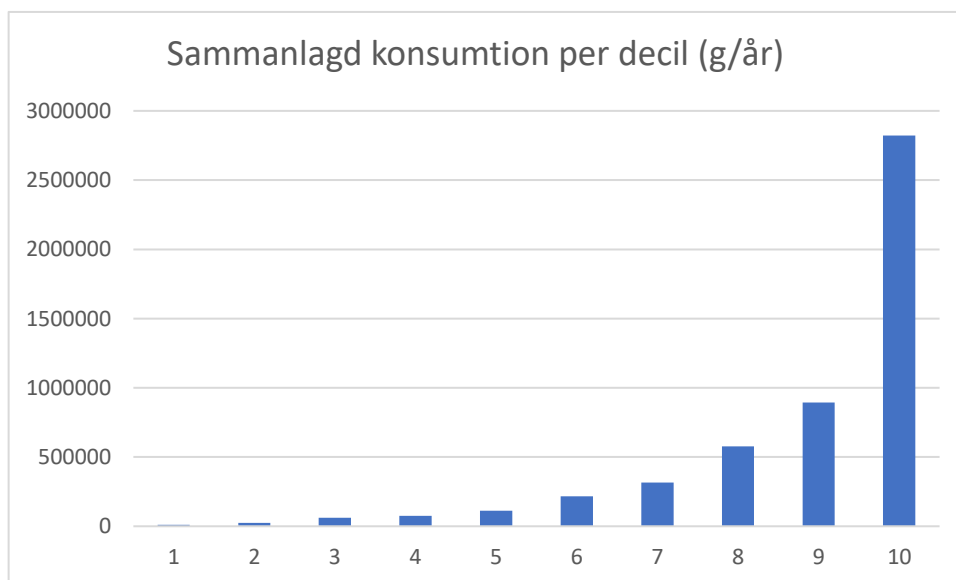


Figur 5.1: Fördelningen av den naturliga logaritmen av årlig totalkonsumtion, icke-konsumenter exkluderade. Cederberg (2020)

Ledermans (1956) hypotes om en lognormalfördelad konsumtionsfördelning, om än elegant, har mötts med kritiken att det inte är korrekt i sak att benämna fördelningen lognormal a priori (Skog, 1985; Duffy & Cohen, 1978). Det är sålunda säkrast att endast benämna denna empiriskt härledda fördelning som tungsvansad. Den stämmer överens med den större helheten i Lederman (1956) men man behöver inte göra strikta antaganden om fördelningens egenskaper (Lemmens et al., 1990).

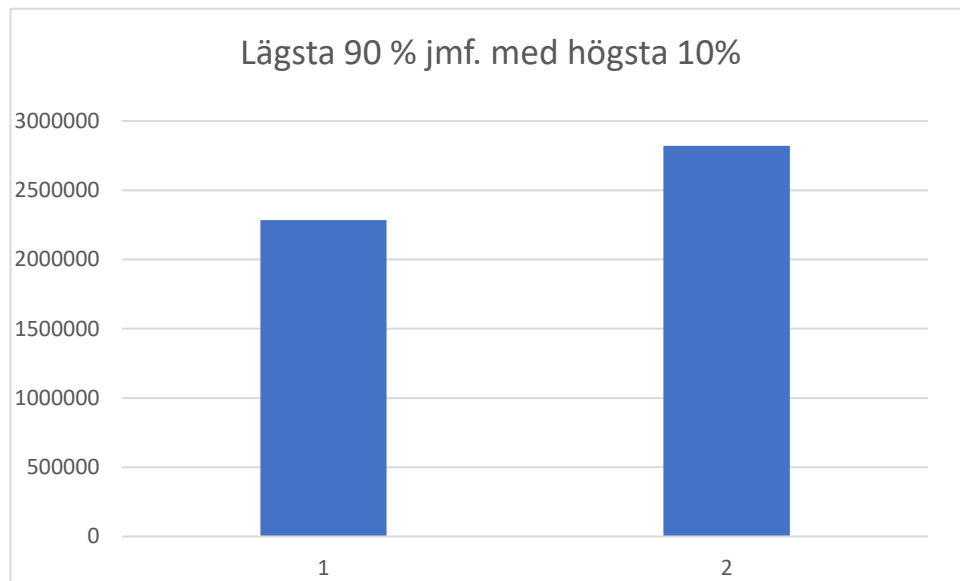
Vad beträffar graden av koncentration i svansen är även den signifikant. Den sammanlagda konsumtionen beräknas enligt följande:

$$Cons_q = \sum(alcannl_i \mid q \cap alcannl > 0) \quad (5.1)$$



Figur 5.2: Den sammanlagda konsumtionen för varje decil, nyktra uteslutna. Cederberg (2020)

Det vill säga, total konsumtion för kvantilen  $q$  är lika med summan av årlig alkoholkonsumtion, givet kvantil  $q$ . Det är värt att poängtera att denna sammanlagda konsumtion inte beräknas utgående ifrån den logaritmerade variabeln. Denna del av frågeställningen handlar om direkt observation och de logtransformerade värdena tjänar mer till att dölja än belysa i detta fall. Konsumtionsnivån accelererar snabbt ju längre höger-ut i svansen vi tittar. Mönstret stämmer överens med t.ex. Pryce et al. (2019, fig. 2). Sammanlagt konsumerar den högsta decilen ungefär 55 % av den totala mängden alkohol, illustrerat i figur 5.3.



Figur 5.3: Jämförelse mellan de lägsta 9 decilerna (1) och den högsta decilen (2). Cederberg (2020)

Alla dessa resultat var väntade och överensstämmer med tidigare forskning på området. Det enda avvikande i resultaten är andelen av den totala konsumtionen som fångats upp av enkäten. Den utförda data-omvandling har inte viktat resultaten för att kontrollera för underrapportering, vilket har resulterat i en lägre uppfångningsgrad än normalt. Detta beror högst sannolikt delvis på en olycklig interaktion mellan metod och medium i ESS 7 enkäten. Dessa implikationer diskuteras vidare i avsnitt 6. Sammanfattningsvis hävdar jag att noll-hypotesen kan förkastas och att alkoholkonsumtionen i Finland är signifikant koncentrerad i den högra svansen av den långsvansade konsumtionsfördelningen.

## 5.2 Kvantilregressionens resultat

Nedan presenteras resultaten från en kvantilregression på kvartilnivå, med den 5:e och 95:e percentilerna adderade, eftersom vi önskar utreda effekterna ute i svansen. Två regressioner kommer presenteras, den första utesluter nyktra respondenter, den andra inkluderar dem.

Som väntat har *female* en genomgående stark effekt med robust statistisk signifikans. Effektstorlekarna varierar från ca -54 % ( $y * e^{-0,758}$ ) till -75 % ( $y * e^{-1,388}$ ), med starkast effekt i de högre kvantilerna, vilket indikerar stark överrepresentation av män i dessa kategorier. Dessa resultat stämmer överens med tidigare forskning.

Tabell 4: Resultat för ett urval kvantiler, nyktra uteslutna

VARIABLER	5:e centilen	25:e centilen	50:e centilen	75:e centilen	95:e centilen
agea	0,0133 (0,0210)	0,0302 (0,0193)	0,0314* (0,0178)	0,0421** (0,0185)	0,0898*** (0,0203)
sqage	-0,000367* (0,000208)	-0,000371* (0,000191)	-0,000372** (0,000176)	-0,000438** (0,000183)	-0,000899*** (0,000201)
female	-0,967*** (0,367)	-0,758** (0,337)	-1,189*** (0,310)	-1,122*** (0,323)	-1,388*** (0,355)
femageint	0,0110 (0,00685)	-0,00706 (0,00630)	-0,000331 (0,00580)	-0,00338 (0,00604)	0,00710 (0,00663)
hinctnta	0,140* (0,0792)	0,300*** (0,0729)	0,227*** (0,0670)	0,113 (0,0698)	-0,0878 (0,0766)
hhmmb	-0,159*** (0,0581)	-0,149*** (0,0534)	-0,169*** (0,0491)	-0,153*** (0,0512)	-0,0483 (0,0562)
higheduc2	-0,305 (0,640)	-0,289 (0,589)	0,0264 (0,541)	1,219** (0,564)	-0,404 (0,619)
higheduc3	-0,111 (0,650)	0,106 (0,598)	0,527 (0,550)	1,505*** (0,573)	-0,428 (0,628)
higheduc4	-0,179 (0,677)	0,350 (0,623)	0,633 (0,573)	1,555*** (0,597)	-0,369 (0,655)
higheduc5	-0,305 (0,635)	-0,0686 (0,584)	0,729 (0,538)	1,538*** (0,560)	-0,404 (0,614)
higheduc6	-0,385 (0,695)	0,474 (0,639)	1,220** (0,588)	2,195*** (0,612)	0,265 (0,672)
higheduc7	-0,168 (0,711)	-0,240 (0,654)	0,474 (0,602)	1,160* (0,627)	-0,987 (0,688)
higheduc8	-0,0134 (0,649)	0,381 (0,597)	0,973* (0,549)	1,841*** (0,572)	-0,0717 (0,627)
higheduc9	-0,540 (0,666)	0,0324 (0,613)	0,539 (0,563)	1,551*** (0,587)	-0,580 (0,644)
higheduc10	0,00324 (0,684)	0,0643 (0,629)	0,687 (0,579)	1,521** (0,603)	-0,0447 (0,661)
higheduc11	-0,437 (0,862)	0,300 (0,793)	0,832 (0,730)	1,021 (0,760)	-1,441* (0,834)
higheduc12	-0,218 (0,658)	0,167 (0,605)	0,864 (0,557)	1,657*** (0,580)	-0,310 (0,636)
higheduc13	0,864 (0,824)	1,594** (0,758)	1,517** (0,697)	1,688** (0,726)	-0,0966 (0,796)
higheduc14	0,00190 (0,804)	0,422 (0,739)	0,583 (0,680)	1,402** (0,708)	-0,790 (0,777)
regdispind	0,00904 (0,00595)	0,0109** (0,00548)	0,00343 (0,00504)	0,00981* (0,00525)	0,00624 (0,00576)
Konstant	3,109*** (1,113)	1,927* (1,023)	3,921*** (0,941)	4,288*** (0,981)	8,382*** (1,076)
Observationer	1697	1697	1697	1697	1697

Standardfel inom parentes  
 \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1



Respondenternas ålder uppvisar också en signifikant effekt ovanför medianen. Eftersom jag har inkluderat en kontrollvariabel för kvadraten av åldern och *sqage* har en negativ inverkan är det möjligt att härleda den ålder inom varje kvantil där konsumtionen når sin kulmen:

$$\frac{dy}{dx}(\beta_1 * x + \beta_2 * x^2) = 0 \quad (5.2)$$

Ger åldrarna 42,2; 48 & 49,94 för 50:e; 75:e, respektive 95:e kvantilen. Huruvida det är relevant att den genomsnittliga åldern för maximal konsumtion ökar med konsumtionen är oklart. Enligt tidigare forskning är det män i åldern 20–24 som är mest benägna att konsumera stora kvantiteter alkohol (Chaiyasong et al. 2018 m.fl.). Denna forskning har dock oftast som målsättning att kartlägga skadliga konsumtionsmönster och total årlig konsumtion är inte nödvändigtvis relevant.

Hushållets inkomst uppvisar statistisk signifikans i alla kvantiler utom de 5 högsta. Även om koefficienten för den 75:e centilen inte uppvisar statistisk signifikans på 10 %:s nivån är effekten jämförbar med det signifikanta värdet för den 5:e centilen, något som förstärks av det signifikanta sambandet vid medianen. Inkomstelasticiteten är klart positiv, vilket är intuitivt och stämmer överens med tidigare forskning (Manning et al. 1995). Det negativa värdet i den 95:e centilen kan stämma, sedan alkoholkonsumtion stiger med inkomst, men inkomst kan även antas sjunka ifall alkoholkonsumtionen blir överdriven och patologisk.

Det är oklart huruvida det finns ett endogent samband mellan ålder och inkomst som skulle påverka utfallet, sedan *hinctnta* antar signifikanta värden i de lägre kvantilerna medan *agea* och *sqage* antar signifikanta värden i de högre. Inkomst har en liknande relation till ålder som den jag beskrev ovan (Mincer, 1974) där inkomsten (givet stabilt arbete etc.) stiger med tiden för att sedan minska när karriären närmar sig slutet. Detta utgör definitivt ett endogent samband och måste antas kunna påverka utfallet.

Antalet hushållsmedlemmar är uniformt negativt korrelerat med alkoholkonsumtion i alla kvantiler utom den 95:e centilen. Kausaliteten är dock oklar gällande huruvida högre alkoholkonsumtion är vanligare bland ensamma individer; stöter bort övriga hushållsmedlemmar eller ifall närvaron av fler människor i det dagliga livet aktivt bidrar till att begränsa överdriven konsumtion. Dessa möjligheter är inte ömsesidigt uteslutande.

Dummyvariablerna för högsta utbildningsnivå uppvisar generellt sett ingen signifikant effekt jämfört med referensgruppen, det vill säga individer med en lägre utbildningsnivå än grundskolan. Det tydliga undantaget är att så gott som alla värden för *higheduc* i den 75:e

centilen är signifikanta på 1 % nivån och positiva; samt att *highedul3* är signifikant för 25:e, 50:e och 75:e centilen. Alltså konsumerar människor med vilken utbildning som helst mer än de som inte gått ut grundskolan i den 75:e centilen. Eftersom jag inte kan finna en logisk förklaring till just detta beteende vid just denna nivå av fördelningen finner jag det sannolikt att detta är en falsk korrelation och att utbildningsnivå i sig inte har någon större effekt på alkoholkonsumtionen. De finns förmodligen en korrelation mellan högre inkomst och utbildningsnivå, men detta förklarar ändå inte den 75:e centilen.

### 5.3 Tolkning av *regdispind*

Som är bekant från avsnitt 3.1 har det visat sig väldigt svårt att med offentligt tillgängliga data estimerar prisskillnader mellan de olika landskapen, för att inte tala om svårigheten i att estimerar handel över landskapsgränserna etc. Vi har varken tillgång till den faktiska prisnivån i landskapen, sedan den statistiken inte förs centralt, eller kunskap om ifall alkoholpriserna uppvisar regional differentiering eller inte. Med hänvisning till den använda proxyn för prisdata är det sålunda nödvändigt att i den slutliga analysen tolka proxyn utgående från båda dessa antaganden separat och jämföra a priori antaganden med de observerbara resultaten och utvärdera vilket antagande passar empirin bäst.

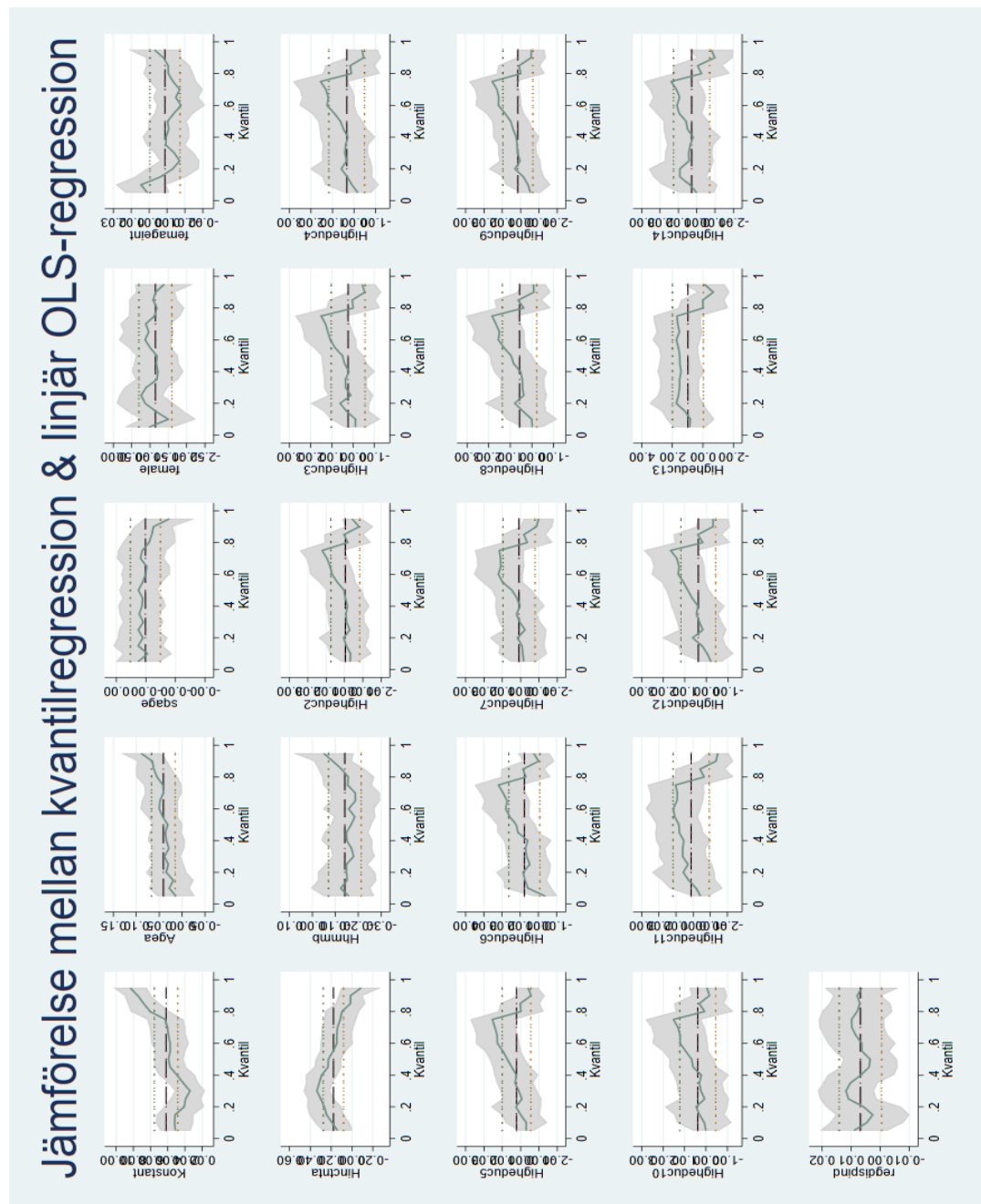
Ifall alkoholpriserna inte skiljer sig mellan landskapen så kommer en ökad regional disponibel inkomst inte kunna tolkas som en proxy för prisnivån, utan illustrerar istället en inkomsteffekt och estimerar sålunda en inkomstelasticitet. Med andra ord har regional disponibel inkomst noll eller negativ korrelation med alkoholpriser. Ett tecken på att detta är fallet skulle vara ifall koefficienten för variabeln var positiv. Ifall detta inte beaktades i uttolkningen skulle man felaktigt dra slutsatsen att alkohol är en Giffen-vara.

Koefficienten för *regdispind* är konsekvent positiv och antar endast ett signifikant värde i den 25:e centilen. Indexet är sålunda inte en trovärdig proxy för den allmänna prisnivån i landskapen, än mindre för specifikt alkoholpriser. Att utesluta *hinctnta* ur regressionen ändrar inte effekten nämnvärt. Det är inte möjligt att förkasta eller bekräfta nollhypotesen.

## 5.4 Jämförelse mellan kvantilregression och linjär regression

I enlighet med syftet följer en analys av skillnaderna mellan koefficienterna från kvantilregressionen och den linjära kontrollregressionen, som endast ger en aggregerad koefficient för hela samplet. Med denna visualiseringsmetod är det möjligt att se de områden på *lnalcannl* där effekterna varierar och sålunda uppskatta ifall medelvärdet över- eller underskattar effekten i de högsta kvantilerna eftersom resultaten från avsnitt 5.1 bekräftar att detta är det viktigaste segmentet att studera.

Figur 5.4: Jämförelse mellan kvantil- och OLS-regressioner



Den blå linjen illustrerar koefficienten från kvantilregressionerna; det gråskuggade området är det 95 % konfidensintervallet. Den svarta, streckade linjen är resultatet från OLS-regressionen; den röda, streckade linjen är konfidensintervallet.

De mest intressanta kurvorna att studera är de där linjen för kvantilregressionernas koefficienter har en klar lutning eller plötsligt skiftar upp eller ner. Det är i denna asymmetri den relevanta informationen finns. Med hänvisning till analysen i avsnitt 5.2 är åldersvariablerna; hushållsinkomsten; kvinnodummin och antalet hushållsmedlemmar de mest signifikanta variablerna och de uppvisar tydlig asymmetri, *female* något mindre.

Kurvan för *agea* har en tydlig positiv lutning, med extremerna på gränsen till OLS-regressionens konfidensintervall. Medelvärdet från OLS-regressionen underskattar alltså effekten för de högre kvantilerna och överskattar den för de lägre. Den kvadrerade åldersvariabeln uppvisar ett motsvarande, inverterat uppförande. Koefficienterna för *hinctnta* och *hhmmb* formar kurvor, där hushållsinkomsten har störst effekt kring den tredje decilen och antalet hushållsmedlemmar i den sjunde. Dessa par är exempel på variabler där diskreta segment av samplet uppvisar en klar differentiell respons. Det är svårare att härleda något mönster från varken *female* eller *regdispind*, eftersom de formar ett sågtands- / vågmönster över OLS-medelvärdet. Om vi utesluter tolkningen av *regdispind*, eftersom den inte tjänar som en fungerande proxy; pekar detta på att effekten av *female* är konstant och kan fångas upp effektivt av ett medelvärde.

Denna analys har dock uteslutit de individer som inte konsumerar alkohol. Av kvinnorna i samplet uppger ca 17 % att de inte konsumerar alkohol; detsamma gäller ca 12% av männen. Detta skulle ge en högre vikt till *female* i de lägre kvantilerna.

## 5.5 Hypotetisk jämförelse av estimat

Slutligen är det nödvändigt att tillämpa resultaten från fördelningsanalysen. Eftersom resultaten från kvantilregressionen inte är pålitliga är det nödvändigt att konstruera en hypotetisk snittelasticitet. Detta gör jag med hjälp av resultaten från Manning et al. (1995), som illustreras i tabell 5. Med hänvisning till skillnaden mellan Finland och USA vad gäller t.ex. andelen av populationen som inte konsumerar alkohol kommer dessa beräkningar inte vara direkt tillämpbara i Finland, men de tjänar hur som helst till att illustrera metodologin och belysa bristerna hos naiva populationssnitt.

Tabell 5: Estimerade elasticiteter från Manning et al. (1995)

Elasticity estimates across quantiles					
Quantiles		Price		Income	
Among drinkers	All adults	Elasticity	<i>t</i>	Elasticity	<i>t</i>
0	0.396	-0.5550 <sup>b</sup>	-5.52	0.1912 <sup>b</sup>	16.71
0.05	0.426	-0.5561 <sup>b</sup>	-2.23	0.1917 <sup>b</sup>	6.77
0.1	0.457	-0.5312 <sup>b</sup>	-2.51	0.2247 <sup>a</sup>	9.39
0.2	0.517	-0.7557	-3.39	0.2768	10.97
0.3	0.577	-0.8981	-3.70	0.2664	9.71
0.4	0.638	-0.9799	-4.02	0.2668	9.67
0.5	0.698	-1.1916	-4.80	0.2756	9.81
0.6	0.759	-1.1497	-5.17	0.2943	11.69
0.7	0.819	-0.9561	-3.97	0.2968	10.87
0.8	0.879	-0.7379 <sup>b</sup>	-3.33	0.3021	12.02
0.9	0.940	-0.4940 <sup>b</sup>	-1.91	0.2623	8.94
0.95	0.970	0.1213 <sup>b</sup>	0.40	0.2365	6.95
Simple two-part		-0.8044	-3.93	0.2730	11.77

<sup>a</sup> Significantly different from the 50th percentile of drinkers at the 10% level.

<sup>b</sup> Significantly different from the 50th percentile of drinkers at the 5% level.

Det är nu möjligt att tillämpa ekvation 3.5 (s. 23) för att härleda den viktade snittelasticiteten.

$$\overline{\varepsilon_{cw}} = \sum_{q=1}^{10} \frac{alcannl_q}{alcannl_{tot}} * \varepsilon_q \quad (5.3)$$

Vilket ger oss ett värde på -0,42098. Detta kan jämföras med det genomsnitt vi härleder ifall vi behandlar alla decilerna som likvärdiga, det vill säga viktar dem enligt:

$$\overline{\varepsilon_{ew}} = \sum_{q=1}^{10} (\varepsilon_q * \frac{N_q}{1785}) \quad (5.4)$$

vilket ger ett värde på -0,68675. Detta värde kan inte direkt jämföras med elasticiteten på -0,8044 som Manning et al. härledde från sin tvådelsmodell, men det är sannolikt att detta beror på skillnader mellan våra konsumtionsfördelningar. Detta är dock irrelevant, eftersom kartläggningen av fördelningen har gett klara resultat som visar att de högre kvantilerna av alkoholkonsumenter är dominerande och denna dominans måste tas i beaktande när man överväger ändra priset för att skifta beteenden. Detta exempel har påvisat en möjlig överskattning på ca 63 %.

Tabell 6: Decilspecifik konsumtion och elasticitet

Decil*	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
N	178	180	216	160	158	187	170	193	164	178
$\overline{alcaml}$	54,97	134,2	279,4	474,13	717	1160,08	1856,8	2984,41	5447,1	15858,05
Konsumtion	9784,7	24156	60350,4	75860,8	113286	216934,96	315656	575991,13	893324,4	2822732,9
Andel av tot.kons.	0,19 %	0,46 %	1,18 %	1,48 %	2,22 %	4,25 %	6,18 %	11,28 %	17,49 %	55,27 %
Priselasticitet	-0,555	-0,531	-0,7557	-0,8981	-0,9799	-1,1916	-1,1497	-0,9561	0,7379	-0,4940

\*Decil 1 i denna graf betecknar decil 0 i Tabell 5 (s.36)

## 6. Sammanfattande diskussion

Detta avsnitt inleds med en summering av relevanta resultat och insikter gällande resultaten i föregående avsnitt och hypotesprövningen. Därefter följer en diskussion kring resultatens implikationer för framtida forskning i ämnet och bredare alkoholpolitik.

### 6.1 Om resultaten

Resultaten från kartläggningen av konsumtionsfördelningen bekräftar att alkoholkonsumtion (exklusive individer som inte dricker alkohol) följer en grov lognormal fördelning samt att den kumulativa konsumtionen är tydligt koncentrerad i fördelningens svans. Uppfångningsgraden är något lägre än vad som är brukligt enligt Stockwell et al. (2004) och Livingston & Callinan (2015). Detta beror förmodligen på den välkända tendensen att underrapportera alkoholkonsumtion i enkät-studier, men som Livingston & Callinan poängterade sker denna underrapportering inte uniformt över hela spektret av konsumenter. Det är även möjligt att metodologin med vilken enkäten utförts inte kan utnyttja fördelarna med ”recent recall” rapportering.

Stockwell et al. (2004) nådde framgång med en 75 % uppfångning av det estimerade populationsmedelvärdet, baserat på försäljningsstatistik, genom att gruppera respondenterna enligt vilken dag de svarade på enkäten. Frågorna ställdes om gårdagens konsumtion för att garantera bästa möjliga ihågkommande. Utgående från de samlade data om konsumtion under alla veckodagarna var det möjligt att skapa ett viktat medelvärde för total årlig konsumtion som tar i beaktande dessa svängningar. Detta i kombination med en dryckesbaserad estimering av

alkoholintag, t.ex. ”Hur många öl drack du igår?”, tycks vara bland de effektivaste metoderna för att estimeras total konsumtion, men ESS7 är inte genomförd med detta i åtanke. Frågorna är ställda enligt rätt modell och alkoholintaget baseras på en antal drycker som konsumerats, men den tidsrymd respondenten måste granska är för stor för att pålitliga resultat ska kunna härledas. Jämför det ovanstående exemplet med följande: ”Hur många öl drack du senast du drack på ett veckoslut?” Det finns fler möjligheter för missbedömning, speciellt bland de som konsumerar alkohol mer sällan.

Det faktum att det är möjligt att upprepa dessa resultat med data från Finland är i sig själv en stor framgång för att befrämja forskning och utformning av policy gällande alkohol. Det är dock beklagligt att proxyvariabeln för prisindexet inte tjänade det tilltänkta syftet och en del av frågeställningen måste sålunda lämnas obesvarad. Kartläggningen av fördelningen och exemplet i avsnitt 5.5 talar dock för sig själva och banar vägen för vidare forskning.

## 6.2 Rekommendationer för framtida forskning

Som tidigare påpekat är det problematiskt att forska kring alkohol i Finland, även om man har tillgång till bra data. Den typiska offentliga rapporten baseras som bekant på försäljningsstatistik och eventuellt några frågor om konsumtionsmönster etc. som utgår från individuella respondenter. Problematiken i detta är att det på grund av det statliga monopolet Alko och dominansen av tre affärskedjor, S-gruppen; Kesko och Lidl, inom detaljhandel tycks leda till en kraftig homogenisering av priser i landet. Detta i sin tur innebär att det är svårt att substituera prisvariation i rymd, givet jämförbara konsumenter, med prisförändringar över tid, givet samma konsument vid  $t_1$  och  $t_2$ .

Detta leder mig att rekommendera att eventuell forskning görs i form av en panelstudie, med relativt frekventa kontroller för att uppskatta eventuella förändringar i alkoholkonsumtionen; respondentens livssituation och alkoholpriserna på en lokal och nationell nivå, eftersom förändringar i alkoholpriset i Finland tycks ske koordinerat. Detta måste dock kontrolleras med hjälp av lokala data, vilka bäst kan samlas in utgående från respondenternas egna utsagor och omständigheter. Detta skulle hjälpa med att kringgå problematiken i att använda regionala prisdata, sedan regionerna är öppna enheter på alla nivåer och människor lever sina liv över många gränser.

För att uppnå en så hög uppfångningsgrad som möjligt rekommenderar jag att data över individernas konsumtion samlas in enligt ”igår”-metoden, där enkätens respondenter ombeds berätta hur många alkoholhaltiga drycker (diskreta drycker, inte standardiserade portioner) de konsumerade under gårdagen.

Slutligen bör analysen av data tillämpa en metodologi som kan differentiera mellan olika nivåer av konsumtion i samplet. Det är av högsta vikt att kunna jämföra de som konsumerar mest alkohol med den övriga populationen. Huruvida de som konsumerar mest påverkas mer eller mindre kraftigt av prisförändringar än de övriga konsumenterna ändrar inte på det faktum att deras respons på prisförändringarna kommer avgöra en stor del av alla ingrepps effekt eller att de befinner sig i riskgruppen för flera hälsomässiga och socioekonomiska problem.

Sammanfattningsvis bör forskningen fokusera på att utreda hur alkoholpriser varierar i Finland. Baserat på graden av heterogenitet i detaljhandeln kan man välja mellan att använda enkäter och prisdata för ett år eller att utföra en mångårig studie med prisseriedata. Data bör samlas in på individnivå huvudsakligen enligt ”igår”-metoden och bör sedan analyseras på ett sätt som beaktar den underliggande konsumtionsfördelningen och den totala konsumtionens koncentration.

### 6.3 Slutliga reflektioner kring alkoholpolitik

Avslutningsvis är det värt att diskutera hur alkoholpolitik kan tillämpas för att uppnå önskade resultat och hur forskning spelar in i implementeringen. Denna diskussion måste nödvändigtvis inledas med en granskning av institutionen som implementerar politiken och vad den formellt ombeds göra, kontra vad den de facto tjänar på att göra.

Som är uppenbart vid första anblick och som poängteras av DePippo (2002) är accisskatter motsägelsefulla i sig själva. Det formella skälet till att Finland beskattar alkohol är att minska konsumtionen av samma och dess skadeverkningar i samhället. Med andra ord är skatten ämnad att antingen inbringa mindre intäkter över tid eller fullkomligt förstöra sig själv. De facto diskuteras skattens effekt på total alkoholkonsumtion väldigt lite i jämförelse med skattens roll som inkomstkälla för staten, se finansministeriet (2017).

Diskussioner om rättfärdigandet måste sålunda föras i ljuset av den observerbara verkligheten, accisskattens roll som inkomstpost, som bidrar till bokföring relevant för övriga statliga funktioner, är i verkligheten mycket viktigare för beslutsfattare än den effekt den har eller inte



har på konsumenterna. I egenskap av skatt är den praktiskt smärtfri att implementera, den bidrar till statens intäkter, som är en viktig faktor när kredit utvärderas, och har ett institutionellt och offentligt ingrott rykte som ett effektivt alkoholpolitiskt verktyg. Slutsatsen man kommer till är antingen att man som DePippo (2002) föreslår ett offentligt erkännande av det verkliga motivet, intäkter, och att behålla skatten intakt, eller så överger man intäkterna som motivering och söker istället implementera en mer målinriktad alkoholpolitik. Det föregående alternativet är föga möjligt att göra i de flesta västerländska länder, med hänvisning till den utbredda, universella välfärdsstaten och hälsovården. Det är inte möjligt för staten att fullkomligt avskryva sig ansvar, filosofiskt eller finansiellt, för de skador som orsakas av alkoholkonsumtion.

Ett möjligt verktyg som diskuterats i litteraturen det senaste årtiondet är ett så kallat ”minsta enhetspris” (*Minimum Unit Pricing, MUP*), i praktiken ett prisgolv på alkoholhaltiga drycker. MUP har förts fram som ett sätt att minska konsumtion (Stockwell et al. 2012), framför allt bland de tyngsta konsumenterna (Sharma et al., 2014) och motverkar den observerade tendensen för denna grupp att kvalitetssubstituera neråt vid prishöjningar (Pryce et al., 2019). Policyn är ett mer direkt marknadsingrepp än accisskatten, sedan en exogen auktoritet sätter ett prisgolv för marknaden, men är samtidigt ett mer renodlat verktyg och har mindre potential att brukas för andra ändamål. Forskning kring MUP och statistisk modellering har generellt indikerat positiva resultat, t.ex. Holmes et al. (2014) och Brennan et al. (2014), men i den slutliga analysen tjänar sänkningen av alkoholkonsumtionen ett högre syfte, att minska på mänskligt lidande. Onekligen korrelerar begränsning av tillgång till alkohol med en nedgång i skador och sjukdomsfall (Middleton et al. 2010), men alkohol är inte en isolerad katalysator utan en bidragande faktor till en så kallad ”ond cirkel”. För en inte obetydlig del av alkoholkonsumenter, som förmodligen står för en inte obetydlig andel av konsumtionen kommer begränsandet av tillgång till alkohol inte hjälpa deras omständigheter. De är anonyma i statistiska modeller och kräver handfast mänsklig handling och personlig hjälp för att bättra sig. Detta i samband med att många skador är orsakade av koncentrerade doser alkohol, inte total konsumtion, osäkerhet gällande när och varför människor ändrar sina konsumtionsmönster och fördröjningen mellan inlett missbruk och sjukdom gör mig skeptisk till kvantitativ alkoholpolitik. Problemet är för komplext.

Diskussionen om mänskligt lidande, samhälleliga incitamentsstruktur och klientskap måste föras mer seriöst. Aktörerna som implementerar alkoholpolitiken måste kunna diskriminera och se människan bakom konsumenten.

## Källförteckning:

- Ayyagari, P., Deb, P., Fletcher, J., Gallo, W. T., & Sindelar, J. L. (2009). *Sin taxes: do heterogeneous responses undercut their value?* (No. w15124). National Bureau of Economic Research.
- Brennan, A., Meng, Y., Holmes, J., Hill-McManus, D., & Meier, P. S. (2014). Potential benefits of minimum unit pricing for alcohol versus a ban on below cost selling in England 2014: modelling study. *bmj*, *349*, g5452.
- Byrnes, J., Shakeshaft, A., Petrie, D., & Doran, C. M. (2016). Is response to price equal for those with higher alcohol consumption?. *The European Journal of Health Economics*, *17*(1), 23-29.
- Changyong, F. E. N. G., Hongyue, W. A. N. G., Naiji, L. U., Tian, C. H. E. N., Hua, H. E., & Ying, L. U. (2014). Log-transformation and its implications for data analysis. *Shanghai archives of psychiatry*, *26*(2), 105.
- Chaiyasong, S., Huckle, T., Mackintosh, A. M., Meier, P., Parry, C. D., Callinan, S., ... & Casswell, S. (2018). Drinking patterns vary by gender, age and country-level income: Cross-country analysis of the International Alcohol Control Study. *Drug and alcohol review*, *37*, S53-S62.
- Dawson, D. A. (2000) Alcohol consumption, alcohol dependence and all-cause mortality. *Alcoholism Clinical and Experimental Research*, *24*, 72–81
- Dawson, D. A. (2003). Methodological issues in measuring alcohol use. *Alcohol research & health*, *27*(1), 18-29.
- DePippo, D. J. (2002). I'll Take My Sin Taxes Unwrapped and Maximized, with a Side of Inelasticity, Please. *U. Rich. L. Rev.*, *36*, 543.
- Duffy, J. C., & Cohen, G. R. (1978). Total alcohol consumption and excessive drinking. *British Journal of Addiction to Alcohol & Other Drugs*, *73*(3), 259-264.
- [European Social Survey \(2018\). ESS Round 7, Finland Country File.](#) (Hämtad 20.01.2020)
- [Finansministeriet \(2017\). Alkoholbeskattningen skärps vid årsskiftet](#) (Hämtad 08.06.2020)
- [Finansministeriet \(2019\). Alkoholbeskattning](#) (Hämtad 21.02.2020)
- [Finlands Alkohollag.](#) Hämtad 14.11.2019
- Gallet, C. A. (2007). The demand for alcohol: a meta-analysis of elasticities. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, *51*(2), 121-135.
- Greenfield, T. K., & Rogers, J. D. (1999). Who drinks most of the alcohol in the US? the policy implications. *Journal of Studies on Alcohol*, *60*(1), 78–89.
- Haavio, M., & Kotakorpi, K. (2011). The political economy of sin taxes. *European Economic Review*, *55*(4), 575-594.
- Holmes, J., Meng, Y., Meier, P. S., Brennan, A., Angus, C., Campbell-Burton, A., ... & Purshouse, R. C. (2014). Effects of minimum unit pricing for alcohol on different income and socioeconomic groups: a modelling study. *The Lancet*, *383*(9929), 1655-1664.

Institutet för hälsa och välfärd (2012). Terveys, toimintakyky ja hyvinvointi suomessa 2011.

Institutet för hälsa och välfärd (2018), Statistisk årsbok om alkohol och narkotika 2017

Institutet för hälsa och välfärd (2019), Statistisk årsbok om alkohol och narkotika 2018

Institutet för hälsa och välfärd (2019) Konsumtion av alkoholdrycker 2018

Kerr, W. C., & Greenfield, T. K. (2007). Distribution of alcohol consumption and expenditures and the impact of improved measurement on coverage of alcohol sales in the 2000 National Alcohol Survey. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 31(10), 1714-1722.

Knibbe, R. & Bloomfield, K. (2001) Alcohol consumption estimates in surveys in Europe: comparability and sensitivity for gender differences. *Journal of Substance Abuse*, 22, 23–38

Koenker, R.W. and G.W. Bassett, 1978, Regression quantiles, *Econometrica* 46, 33-50.

Krüger, N. A., & Svensson, M. (2010). Good times are drinking times: empirical evidence on business cycles and alcohol sales in Sweden 1861–2000. *Applied Economics Letters*, 17(6), 543-546.

Lederman, S.,(1956) *Alkool, Alcolisme, Alcolisation*, vol 1 (Presse Universitaire de Paris)

Lemmens, P. H. H. M., Tan, E. S., & Knibbe, R. A. (1990). Comparing distributions of alcohol consumption: empirical probability plots. *British Journal of Addiction*, 85(6), 751-758.

Leppänen, K., Sullström, R., & Suoniemi, I. (2001). The consumption of alcohol in fourteen European countries: A comparative econometric analysis.

Lindberg, M. L., & Amsterdam, E. A. (2008). Alcohol, wine, and cardiovascular health. *Clinical Cardiology: An International Indexed and Peer-Reviewed Journal for Advances in the Treatment of Cardiovascular Disease*, 31(8), 347-351.

Livingston, M., & Callinan, S. (2015). Underreporting in alcohol surveys: whose drinking is underestimated?. *Journal of studies on alcohol and drugs*, 76(1), 158-164.

Manning, W. G., Blumberg, L., & Moulton, L. H. (1995). The demand for alcohol: the differential response to price. *Journal of Health Economics*, 14(2), 123-148.

Middleton, J. C., Hahn, R. A., Kuzara, J. L., Elder, R., Brewer, R., Chattopadhyay, S., ... & Task Force on Community Preventive Services. (2010). Effectiveness of policies maintaining or restricting days of alcohol sales on excessive alcohol consumption and related harms. *American journal of preventive medicine*, 39(6), 575-589.

Mincer, J. (1974). Schooling, Experience, and Earnings. *Human Behavior & Social Institutions* No. 2.

Norström, T. (2005). The price elasticity for alcohol in Sweden 1984–2003. *Nordic Studies on Alcohol and Drugs*, 22(1\_suppl), 87-101.

Pryce, R., Hollingsworth, B., & Walker, I. (2019). Alcohol quantity and quality price elasticities: quantile regression estimates. *The European Journal of Health Economics*, 20(3), 439-454.

## Jan-Anders Cederberg

Ruhm, C. J., & Black, W. E. (2002). Does drinking really decrease in bad times?. *Journal of health economics*, 21(4), 659-678.

Saffer, H., Dave, D., & Grossman, M. (2016). A behavioral economic model of alcohol advertising and price. *Health economics*, 25(7), 816-828.

Sharma, A., Vandenberg, B., & Hollingsworth, B. (2014). Minimum pricing of alcohol versus volumetric taxation: which policy will reduce heavy consumption without adversely affecting light and moderate consumers?. *PLoS One*, 9(1).

Shughart, W. F. I., & William, F. (1997). The Economics of the Nanny State. *Taxing choice: the predatory politics of fiscal discrimination*, 13.

Skog, O. J. (1985). The collectivity of drinking cultures: a theory of the distribution of alcohol consumption. *British journal of addiction*, 80(1), 83-99.

[Statistikcentralen \(2020\). Begrepp: Disponibel inkomst.](#) (Hämtad: 09.06.2020)

[Statistikcentralen \(2020\). Bostadshushållens inkomster och inkomststruktur efter År, Inkomstdecil och Uppgifter. Löneinkomster, medelvärde.](#) (Hämtad 14.05.2020)

[Statistikcentralen \(2020\). Bostadshushållens inkomster och inkomststruktur efter År, Landskap och Uppgifter. Disponibel penninginkomst, medelvärde.](#) (Hämtad 15.04.2020)

Stockwell, T., Auld, M. C., Zhao, J., & Martin, G. (2012). Does minimum pricing reduce alcohol consumption? The experience of a Canadian province. *Addiction*, 107(5), 912-920.

Stockwell, T., Donath, S., Cooper-Stanbury, M., Chikritzhs, T., Catalano, P., & Mateo, C. (2004). Under-reporting of alcohol consumption in household surveys: a comparison of quantity–frequency, graduated–frequency and recent recall. *Addiction*, 99(8), 1024-1033.

[Stockwell, T., Sherk, A., Sorge, J., Norström, T., Angus, C., Chikritzhs, T... & Simpura J. \(2019\) Finnish Alcohol policy at the Crossroads.](#)

[Taleb, N. N. \(2019\). The Statistical Consequences of Fat Tails.](#)

[Veronmaksajien Keskusliitto ry \(2019\). Verokertymät Suomessa.](#) (Hämtad 21.02.2020)

Wagenaar, A. C., Salois, M. J., & Komro, K. A. (2009). Effects of beverage alcohol price and tax levels on drinking: a meta-analysis of 1003 estimates from 112 studies. *Addiction*, 104(2), 179-190.

[Whitney E., Ball J. \(2002\) Statistics Review 2: Samples & Populations.](#) (Hämtad 21.02.2020)

World Health Organization. Substance Abuse Department, World Health Organization. Department of Mental Health, Substance Abuse, & World Health Organization. (2004). *Global status report: alcohol policy*. World Health Organization.

[YLE \(23.10.2015\). ”Ehyt: Har vi råd med en liberalare alkohollagstiftning?”](#) (Hämtad 14.11.2019)

