



Värdet av god miljöstatus i Västerhavet och svenska Östersjön

Svenskarnas betalningsvilja genom en skatt

Sandra Hermansson och Gabriella Tolén

Abstract:

This study aims to examine the value of good environmental status in the Swedish parts of the North and Baltic Sea. To achieve this we analyze swedes' WTP (willingness to pay) through a tax by examining a CV survey made by Anthesis in 2019, by order of the Swedish Agency for Marine and Water Management. Through an OLS regression this study aims to explain the WTP, by using a short model with demographic and socioeconomic factors and a long model with additional attitude- and behavioral factors. Moreover, this study aims to predict a monetary estimate of the WTP. In addition, we investigate how well our sample represents the population of Sweden, and therefore if we can make assumptions about the population by aggregating the WTP. The study finds that swedes are willing to pay 925-976 SEK on average per person and year, which corresponds to an aggregated WTP of 7.0-7.4 billion SEK per year. In this estimation *income* is significant in the short regression and *distance*, *worry*, *donation* and *inspire* is significant in the long model. Through one sample t test the study shows that four out of six variables are significantly different from the population, which emphasize the importance of caution when inferring suggestions about the WTP for the population. By this study we want to contribute to the field of WTP for good environmental status in Swedish waters by including zero WTP responses and discussing the importance of caution when making conclusions about the population.

Kandidatuppsats Nationalekonomi, 15hp

Vårtermin 2022

Handledare: Håkan Eggert

Institutionen för nationalekonomi med statistik

Handelshögskolan vid Göteborgs universitet

Tack till

Vi vill tacka Håkan Eggert för handledning genom skrivandet av denna uppsats. Vi vill även tacka Havs- och vattenmyndigheten och Max Vretborn för datamaterialet vi fått tillgång till.

Innehållsförteckning

1. Inledning	4
1.1 Syfte och frågeställning	5
2. Bakgrund	6
2.1 Nuvarande miljöstatus i Västerhavet och svenska Östersjön	6
2.2 God miljöstatus i Västerhavet och svenska Östersjön	7
2.3 Tidigare forskning	8
3. Teori	10
3.1 Värdering av miljövaror	10
3.1.1 Miljövaror som kollektiva varor	10
3.1.2 Konsumtionsteori	11
3.1.3 Betalningsvilja och monetära välfärdsått	12
3.2 Inkomstelasticitet	14
4. Metod	15
4.1 CV-metoden och dess begränsningar	15
4.2 Data	17
4.2.1 Inkludering av protestsvar	19
4.3 Multipel regressionsmodell	19
4.3.1 OLS i multipel regression	20
4.3.2 Multikollinearitet	22
4.3.3 Regressionsmodeller	22
4.4 One sample t test	23
5. Resultat	24
5.1 Beskrivande statistik	24
5.2 Variabler som förklarar betalningsviljan	26
5.3 Predikterad betalningsvilja av god miljöstatus i Västerhavet och Östersjön	28
5.4 Är det erhållna stickprovet representativt för Sveriges befolkning?	30

5.5 Inkomstelasticitet	33
6. Diskussion	34
6.1 Resultatdiskussion	34
6.1.1 Variabler som förklarar betalningsviljan	34
6.1.2 Betalningsvilja	35
6.1.3 Representativitet	36
6.2 Studiens svagheter	38
6.3 Vidare forskning	39
7. Slutsats	40
Referenser	41
Bilagor	47

1. Inledning

Att värdera god miljöstatus i havsvatten i monetära termer är en viktig del i kostnads- och nyttoanalyser för att uppnå målen om god miljöstatus i havsvatten (Nieminen et al., 2019; Hanley et al. 2015). Detta i enlighet med EUs havsmiljödirektiv (2008/56/EC) samt ett flertal av Sveriges miljökvalitetsmål till 2030 (Sveriges miljömål, 2022a; Sveriges miljömål, 2022b).

Svenskt havsvatten¹ utsätts dagligen för hög antropogen påverkan genom bland annat övergödning, sjöfart och giftiga utsläpp som leder till reducerad vattenkvalitet (Havs- och vattenmyndigheten, 2020a). Dessa onaturligt snabba och negativa förändringar gör det svårt för ekosystemen att anpassa sig. Övergödning som kommer från jord- och skogsbruket påverkar främst Östersjön (Sveriges miljömål, 2022b) medan bland annat fiske, sjöfart och exploatering påverkar Västerhavet i större utsträckning (Sveriges miljömål, 2022a). När havens ekosystem påverkas negativt försvåras möjligheten att ta del av de resurser som havet ger (Anthesis, 2020), vilket gör det intressant att skatta individers betalningsvilja för att uppnå god miljöstatus i svenskt havsvatten.

Kraftiga åtgärder behövs för att reducera miljöpåverkan i svenska vatten (Havs- och vattenmyndigheten, 2020a) och inför denna omställning krävs en rad olika kostnads- och nyttoanalyser. Genom att analysera det svenska folkets betalningsvilja kan man generera ett kostnads- alternativt nyttomått för god miljöstatus och dessutom skapa incitament för ekonomiska styrmedel (exempelvis genom en skatt) riktade mot svenska havsvatten.

I denna rapport undersöker vi hur mycket svenskar årligen är villiga att betala för god miljöstatus i svenska havsvatten genom en skatt under tidsperioden 2020-2040. Den data som används kommer från Havs- och vattenmyndigheten och samlades år 2019 in genom en enkätstudie av konsultbyrån Anthesis. Den data vi använder har tidigare analyserats av Anthesis (2020) genom OLS- (ordinary least squares) och intervallregressioner. Dessutom har en kandidatuppsats (Lidholm & Nilsson, 2020) använt en begränsad del av samma data för att genom OLS- och intervallregressioner undersöka betalningsviljan för god miljöstatus i svenska Östersjön.

¹ Se bilaga 1

Vår uppsats ämnar bidra till fältet om monetär värdering av god miljöstatus i havsvatten genom att undersöka både öst- och västkusten samt även genom inkludering av nollsvaret för att se hur detta påverkar betalningsviljan. Vi kommer även att undersöka huruvida stickprovet är representativt för hela populationen för att avgöra om den genomsnittliga predikterade betalningsviljan kan skalas upp till en aggregerad betalningsvilja som motsvarar hela den svenska befolkningens betalningsvilja.

1.1 Syfte och frågeställning

Syftet med arbetet är att skatta den genomsnittliga betalningsviljan för god miljöstatus i Västerhavet samt svenska Östersjön. Skattningen kommer att ske till följd av en OLS analys där vi ämnar förklara betalningsviljan genom demografiska och socioekonomiska faktorer samt ytterligare attityd- och erfarenhetsfaktorer. Till detta syftar rapporten även undersöka om den aggregerade betalningsviljan kan antas vara representativ för hela den svenska befolkningen.

1.1.1 I vilken grad kan betalningsviljan, i form av en skatt för god miljöstatus i Västerhavet och svenska Östersjön, förklaras genom olika demografiska och socioekonomiska faktorer samt attityd- och erfarenhetsfaktorer?

1.1.2 Hur stor är den svenska genomsnittliga samt aggregerade predikterade betalningsviljan för god miljöstatus i Västerhavet och svenska Östersjön?

1.1.3 Är det erhållna stickprovet representativt för Sveriges befolkning?

2. Bakgrund

I och med introduceringen och ratificeringen av havsmiljödirektivet (2008/56/EC) ämnade Europeiska Unionen att på ett mer effektivt sätt skydda den marina miljön (European Commission, u.å.). Havsmiljödirektivet (2008/56/EC) kräver att medlemsstater själva utvecklar en marin strategi med revidering var sjätte år (European Union, 2021) samt även att medlemsstaterna ska ingå i regionala havskonventioner (e.g. HELCOM). I havsmiljöförordningen (SFS 2010:1341) 25 § 8 p. förtydligas havsmiljödirektivet i svensk lagtext och klargör att “åtgärdsprogrammen ska innehålla en bedömning av såväl de ekonomiska som de miljömässiga konsekvenserna av varje åtgärd med en kvantifiering av åtgärdernas kostnader och nytta”. Sveriges miljömål hänvisar även till havsmiljödirektivet och tar upp begreppet god miljöstatus i målet om “Hav i balans samt levande kust och skärgård” (Sveriges miljömål, 2022a). Målet för havsmiljödirektivet var att nå god miljöstatus till 2020, men Havs- och vattenmyndigheten (2015) konstaterade redan 2015 att detta inte var möjligt samt att det inte heller gick att sätta ett datum för när god miljöstatus kommer att uppnås. Kostnaderna för de planerade åtgärdsprogram mellan 2022-2040 beräknas uppgå till 0,53 miljarder SEK (Havs- och vattenmyndigheten, 2021).

För att uppskatta det monetära värdet av god miljöstatus i havsvatten krävs först en definition på vad god miljöstatus innebär och därtill en redogörelse för nuvarande miljöstatus. Som ett svar på direktiven har ett flertal tidigare studier har undersökt det monetära värdet av ökad miljöstatus i nordiska vatten (e.g. Nieminen et al., 2019; Anthesis, 2020; Östberg et al., 2012; Atkins & Burdon, 2006) som redovisas senare i avsnittet.

2.1 Nuvarande miljöstatus i Västerhavet och svenska Östersjön

Nuvarande miljöstatus är inte av god kvalitet i Östersjön (Havs- och vattenmyndigheten 2019a) och Västerhavet (Havs- och vattenmyndigheten 2022). Övergödning, exploatering och utsläpp av farliga ämnen är exempel på faktorer som påverkar havens ekosystem negativt och försvårar möjligheten att ta del av de resurser som haven ger (Anthesis, 2020). De åtgärder som görs i havet har dessutom inverkan först efter en längre tid på grund av den långa återhämtningstiden i havet (Havs- och vattenmyndigheten, 2019a).

Östersjön är ett av världens största brackvattenhav och har länge tagit skada av samhällsrelaterade faktorer, däribland övergödning, högt fisketryck, tillförsel av farliga ämnen, marint skräp samt exploatering (Havs- och vattenmyndigheten, 2019a). Enligt Havs- och vattenmyndigheten (2019a) har övergödning från land minskat, men det är svårare att hantera övergödning i sediment. Vidare har det skett en minskning av fisket i Östersjön sedan 1980-talet där arter som sill och skarpsill fiskas på ett mer hållbart sätt medan torskbestånd fortsatt har minskat.

Västerhavet förser oss människor med tilltalande miljöer, möjliggör för verksamheter att bedriva bland annat sjötrafik och utrikeshandel samt har förutsättningar för förnybar energiutvinning (Havs- och vattenmyndigheten, 2022). Generellt är miljösituationen bättre i Västerhavet än i Östersjön, men havet lider bland annat av minskade fisk- och skaldjursarter samt har ålgräsängar som behöver restaureras (Havs- och vattenmyndigheten, 2020a). För att uppnå god miljöstatus krävs en förbättring av miljötilståndet i Västerhavet (Havs- och vattenmyndigheten, 2022).

2.2 God miljöstatus i Västerhavet och svenska Östersjön

God miljöstatus definieras enligt Havsmiljödirektivet som ett produktivt och friskt tillstånd i haven med ett hållbart användande av havsmiljön (Havs- och vattenmyndigheten, 2014a).

Havsmiljöförvaltningen som görs enligt havsmiljödirektivet innefattar att varje medlemsland ska bedöma miljöstatusen och definiera vad god miljöstatus är, fastställa miljö kvalitetsnormer, framkalla program för havsmiljöövervakning samt, om det krävs, åtgärdsprogram för att nå eller upprätthålla god miljöstatus (Havs- och vattenmyndigheten, 2018). Enligt havsmiljöförordningen (2008/56/EC) 8 § är det Havs- och vattenmyndigheten som ansvarar för att förvaltningen genomförs i Sverige.

I enkäten utförd av Anthesis beskrivs den rådande miljöstatusen (2019) samt även vad konceptet god miljöstatus innebär.² Därigenom förklaras bland annat att för att uppnå god miljöstatus när det kommer till övergödning krävs klart vatten och låg nivå av algblomning. Gällande biodiversitet innebär god status en hög variation av livsmiljöer och arter och vidare krävs att inga icke-inhemska arter förekommer. Dessutom förklaras vikten av fiskbestånd och

² Se bilaga 2

ett balanserat fisksamhälle. Gällande farliga ämnen i havet samt fysisk påverkan krävs, för en god miljöstatus, att dessa inte stör ekosystemen.

2.3 Tidigare forskning

Det finns ett flertal tidigare studier som har uppskattat betalningsviljan för god miljöstatus i havsvatten (e.g. Nieminen et al., 2019; Lindholm & Nilsson, 2020; Ahtiainen, 2014; Yoo & Kwak, 2002). Dessa studier har gett vägledning och underlag till vår kandidatuppsats.

Nieminen et al. (2019) skattar betalningsviljan för att uppnå god miljöstatus i finska Östersjön. Studien använder sig av CV-metoden (contingent valuation metoden) och har varit till underlag för utformning av CV-enkäten av Anthesis. Studien genomfördes genom att fråga respondenter om tidigare erfarenhet och uppfattning av finska Östersjön, följt av en beskrivning av utmaningarna som havet möter. Respondenterna fick sedan besvara frågor kopplade till betalningsviljan och därefter frågor som rör miljön. Vidare använder Nieminen et al. (2019) ett så kallat betalkort (*eng. payment card*) i enkäten, i form av en skatt, där respondenten får välja ett intervall som representerar dennes betalningsvilja, för att sedan i en öppen fråga ha möjlighet att ge sin exakta betalningsvilja. I studien analyseras betalningsviljan genom bland annat OLS-regression, efter att protestsvar³ exkluderats från datamängden. Dels genomfördes en kort modell som endast innefattar sociodemografiska variabler och dels en lång modell som även innefattar erfarenhets- och attitydvariabler. Studien fann att den predikterade betalningsviljan för att uppnå god miljöstatus i finska Östersjön från OLS-modellerna är mellan 118-123 EUR per år (1239-1292 SEK), med en aggregerad årlig betalningsvilja för den finska befolkningen på mellan 488-509 miljoner EUR (5,1-5,3 miljarder SEK). Vidare fann de bland annat att betalningsviljan ökade med högre inkomst och lägre ålder samt då respondenten var en kvinna eller hade högre utbildning. De fann även att personlig erfarenhet och attitydvariabler hade signifikant påverkan på betalningsviljan.

I en kandidatuppsats av Lindholm & Nilsson (2020) skattas betalningsviljan av att uppnå god miljöstatus i svenska Östersjön genom OLS- samt intervallregressioner, där delar av datan från enkätsvaren utförd av Anthesis (2020) används. Studien exkluderade protestsvar och fann en

³ Följande anledningar ansågs vara protestsvar: "Jag tror inte det är möjligt att uppnå god status", "Jag tycker att de som förorenar mer borde betala mer", "Jag vill inte betala en extra skatt" och "Jag tror inte att pengarna skulle användas för ändamålet".

genomsnittlig predikterad betalningsvilja på 1 027-1 093 SEK per person och år samt en aggregerad betalningsvilja på 8 miljarder SEK per år.

Ett par studier har gjorts där även nollsvär inkluderats för att estimeras betalningsviljan. Ahtiainen et al. (2014) undersökte genom en CV-studie fördelarna av minskade nivåer av övergödning i Östersjön. I studien skattades betalningsviljan av minskad övergödning för Östersjöns alla nio kustländer, där de bland annat fann en högre betalningsvilja i Sverige (1 132 SEK⁴) än i Finland (548 SEK⁵), i enlighet med Kosenius & Markku (2015). Bland annat menar författarna att skillnader i betalningsvilja länder emellan kan bero på kulturella skillnader längs kusten, vilket medför olika stor betydelse av Östersjön. Vidare fann de att personlig erfarenhet av och attityder till övergödning har en betydande roll för betalningsviljan. Dessutom uppskattar Ahtiainen et al. (2014) inkomstelasticiteten av betalningsvilja för olika länder kring Östersjön och menar att detta är användbart för att jämföra inkomsteffekter mellan länder. Resultaten visade att inkomstelasticiteten var lägre än 1 för alla länder och indikerar att trenden för inkomstelasticiteten av betalningsviljan minskar med inkomsten (Ahtiainen et al., 2014). Författarna använde sig av CV-metoden för att fånga både användar- och icke-användarvärden av minskade nivåer av övergödning. Även i denna studie används betalkort för att generera intervalldata av betalningsvilja. Vidare analyseras betalningsviljan genom OLS-regression och intervallregression, samt genom en spike-modell.

Ytterligare en CV-studie som inkluderar noll i betalningsvilja är en analys av Yoo & Kwak (2002). Författarna menar att man för att fullt utnyttja informationen som genereras från den data man använder bör ta hänsyn till att en del individer inte är villiga att betala något alls.

⁴ 2014 års priser.

⁵ 2014 års priser.

3. Teori

I detta avsnitt redovisas den nationalekonomiska teorin bakom värdering av miljövaror. Detta beskrivs genom begreppen kollektiva varor, konsumtionsteori, betalningsvilja och monetära välfärdsåtgärder. Därefter förklaras begreppet inkomstelasticitet.

3.1 Värdering av miljövaror

Efter upprättandet av samhälleliga miljö kvalitetsmål behövs omfattande kostnads- och nyttoanalyser för att värdera miljön och implementera de strategier som är mest kostnadseffektiva. Ett exempel är att göra en miljökonsekvensanalys och använda denna till värdering av en projektstrategi (Brännlund & Kriström, 1998). Miljövaror kan värderas i form av nytta på individ- eller samhällsnivå. På individnivå värderas nytta genom en individs budgetrestriktion och indifferenskurvor (nyttokurvor) som genererar en betalningsvilja, medan nyttan på samhällsnivå värderas genom den aggregerade betalningsviljan i form av förändring i välfärdsvinster. Den aggregerade betalningsviljan jämförs med kostnaden för miljöåtgärden, och då betalningsviljan täcker projektet genomförs det (Brännlund & Kriström, 1998).

I praktiken kan det vara svårt att uppskatta den exakta betalningsviljan då identifiering av miljö tjänster är komplicerat (Brännlund & Kriström, 1998). I vissa fall är kostnaden tydlig och vi har en prislapp på ekosystemtjänsten, i andra fall är värderingen mer svårhanterlig och effekterna mer diffusa. Följande avsnitt redogör för värderingsteorier samt de problem som uppkommer i värderandet av miljövaror.

3.1.1 Miljövaror som kollektiva varor

Värdering av miljö är problematiskt i flera aspekter. Dels uppstår problem gällande vem som har ansvar för miljöskadan och därav skyldighet att betala för den, och dels uppstår problem kring vad miljöskadan ska värderas till och därav hur mycket ersättning som ska utbetalas.

En vanlig teori inom miljöekonomi är PPP (polluter pays principle) där förorenaren ska stå för dennes utsläpp eller miljöförstöring. Roser & Seidel (2016, s.118) illustrerar principen genom citatet "You destroyed the tower, so see that you rebuild it". Problemet kan här uppkomma där det inte finns någon tydlig förorenare. Detta är vanligt förekommande gällande miljövaror som är så kallade kollektiva varor. Kollektiva varor är varor som vid konsumtion inte ger upphov

till exkludering eller rivalitet (Frank & Cartwright, 2021). Havet kan klassas som en kollektiv vara då alla generellt sett har tillgång till den nytta som havet ger i form av bad och andra rekreativsvärden, samt då användandet av havet generellt sett inte leder till en minskad användning för någon annan.

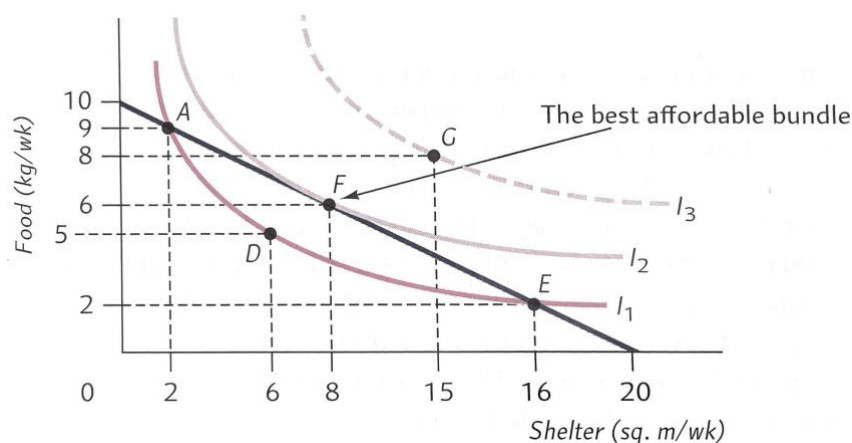
Ett ytterligare vanligt förekommande problem med kollektiva varor (miljövaror) är att det saknas eller är svaga marknader (Venkatachalam, 2004) och därmed marknadspriser, vilket leder till att miljövarorna genererar negativa externa effekter. Enligt Kolstad (2011) uppkommer en externalitet när en person eller ett företags handlingar utan tillåtelse eller kompensation har en positiv eller negativ påverkan på en annan persons nytta eller ett företags produktionsfunktion. Externaliteter är en anledning till varför marknaden inte alltid fungerar för att förse en paretooptimal allokering av miljövaror, det vill säga ett tillstånd där resurserna inte kan omallokeras så att någon får det bättre utan att någon annan får det sämre (Kolstad, 2011). Författaren förklarar att problemet med externaliteter är att den som frambringat externaliteten beslutar om hur mycket av den som produceras och därmed inte tar i beaktande effekter i form av påverkan för andra (Kolstad, 2011).

Faktorer som orsakar negativ miljöpåverkan och som är svåra att koppla till en specifik förorenare kan exempelvis vara koldioxidutsläpp från industri som ökar växthuseffekten och leder till havsförsurning (Havs- och vattenmyndigheten, 2014b) eller näringsämnen som läcker ut från jordbruket och orsakar övergödning (Havs- och vattenmyndigheten, 2019b).

3.1.2 Konsumtionsteori

Frank & Cartwright (2021) beskriver teorin om rationella val, vilken går ut på att fördela en konsuments inkomst för att bäst uppfylla dess preferenser. Figur 1 nedan illustrerar det bästa valet för en konsument givet dess budgetrestriktion samt indifferenskurvor. En budgetrestriktion kan förklaras som ett set av alla möjliga kombinationer av två eller flera varor som uttömmar en konsuments inkomst till givna priser (Frank & Cartwright, 2021). Den räta linjen representerar en budgetrestriktion som utgör alla kombinationer av varan *Food* och *Shelter* (figur 1) som en konsument kan köpa för givna värden av inkomst och priser. Budgetrestriktionens lutning är absolutvärdet av alternativkostnaden för en extra enhet av *Shelter*, vilket är antalet enheter av *Food* som måste ges upp för att få en extra enhet av *Shelter* givet marknadspriser (Frank & Cartwright, 2021). Vidare beskriver Frank & Cartwright (2021)

en indifferenskurva som ett set av kombinationer av varor som en konsument anser vara lika attraktiva. I figur 1 är en konsument indifferent mellan alla punkter på en och samma indifferenskurva. Punkter på indifferenskurvor längre från origo ger högre nytta. Det bästa valet för en konsument är att välja den kombination av varor på budgetrestriktionen som ligger på den högsta möjliga indifferenskurvan (i punkten F) (Frank & Cartwright, 2021).



Figur 1. Visualisering av det bästa valet för en konsument givet dess budgetrestriktion och indifferenskurvor. Hämtad från Frank & Cartwright (2021).

När det gäller konsumtionen av en miljövara definierar Brännlund & Kriström (1998) en individs nyttofunktion som $U(q,z)$ där U är nytta (*eng. utility*), q är konsumtion (=inkomst) och z är miljö kvalitet. En individ antas fortsatt konsumera hela sin inkomst, men en del av konsumtionen kan läggas på förbättrad miljö kvalitet. Om personen i fråga är villig att ge upp konsumtion q för att få en bättre miljö kvalitet z är nyttan från den förbättrade miljö kvaliteten högre än nyttan av den ökade konsumtionen (Brännlund & Kriström, 1998).

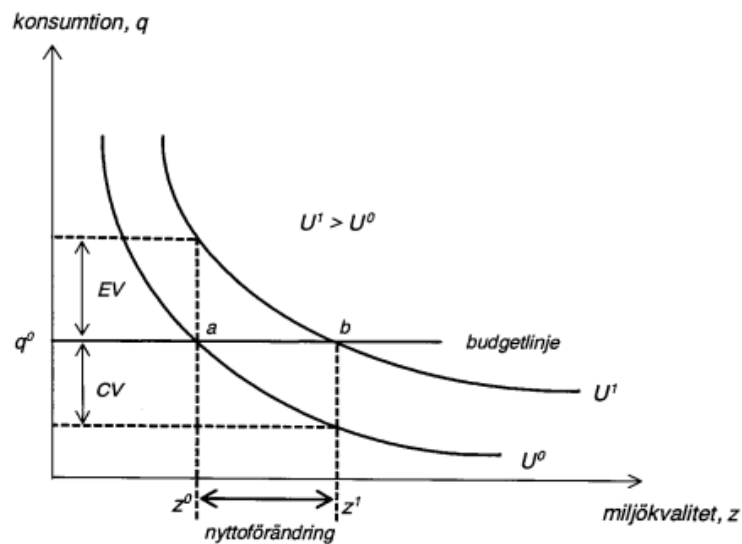
3.1.3 Betalningsvilja och monetära välfärdsått

Betalningsvilja (*eng. willingness to pay; WTP*) är ett mått på vad en individ är villig att betala för en vara eller tjänst, samt även ett mått på välfärdsförlust vid borttagande av varan (Frank & Cartwright, 2020). Inom miljö ekonomi är betalningsvilja av stor betydelse och handlar om att sätta ett pris på miljön genom att mäta individers upplevda nytta (Brännlund & Kriström, 1998). Betalningsviljan, och därmed nyttan, som en individ sätter på en miljö vara är därav subjektiv (Brännlund & Kriström, 1998) då individer kan ha olika erfarenheter och kunskapsnivåer som påverkar värderingen. Betalningsviljan skiljer sig från viljan att acceptera (*eng. willingness to*

accept; WTA) då viljan att acceptera istället mäter vad en individ är villig att acceptera som kompensation för minskning av en vara, för att stanna kvar på samma indifferenskurva (Frank & Cartwright, 2020). Detta kan vara vad en individ är villig att acceptera som kompensation i monetära medel för en minskning i miljö kvalitet.

I teorin motsvarar betalningsviljan och viljan att acceptera samma belopp (Brännlund & Kriström, 1998), men i praktiken tenderar måtten att skilja sig åt (Lloyd-Smith & Adamowicz, 2018). Smith & Admowicz (2018) menar att betalningsvilja som mått ofta är att föredra framför viljan att acceptera. De förklarar att detta resonemang grundas i en rapport av NOAA (National Oceanic and Atmospheric Administration) Blue Ribbon Panel, vilken utgör riktlinjer för värderingsstudier. De övergripande anledningarna till att det uppstår en skillnad mellan betalningsviljan och viljan att acceptera förklarar Smith & Admowicz (2018) är förknippat med incitamentkompatibilitet (*eng. incentive compatibility*) samt problem med felaktiga eller ogiltiga svar. Incitamentkompatibilitet indikerar att det för individen är bäst att uppge sin sanna betalningsvilja, men att det angivna värdet för viljan att acceptera oftast är högre än betalningsviljan (Smith & Admowicz, 2018). Problemen med felaktiga och ogiltiga svar kan istället förklaras genom exempelvis protestsvar och brist på erfarenhet (Smith & Admowicz, 2018).

Betalningsvilja och viljan att acceptera är starkt förknippat med så kallad *compensating variation (CV)* och *equivalent variation (EV)* som myntades av Hicks (1946). Enligt Brännlund & Kriström (1998) motsvarar *compensating variation* den maximala betalningsviljan då z är ett miljö kvalitetsindex som ökar i miljö kvalitet från z^0 till z^1 enligt figur 2. I figuren är budgetrestriktionen vågrät då det inte finns ett pris på miljö kvaliteten samt då individen istället förlorar inkomst. *Equivalent variation* representerar istället det lägsta monetära kompensationskravet för en individ då miljö kvaliteten minskar från z^1 till z^0 (Brännlund & Kriström, 1998).



Figur 2. Redogör för CV och EV vid en nyttoförändring. Hämtad från Brännlund & Kriström (1998) (Figur 3.1).

3.2 Inkomstelasticitet

Hökby & Söderqvist (2003) förklarar inkomstelasticitet av betalningsvilja för miljö tjänster som ett mått på hur betalningsviljan påverkas av förändring i inkomst. Inkomstelasticitet av betalningsvilja kan uppskattas genom att beräkna procentuella förändringen i betalningsviljan till följd av 1% ökning i inkomst (Ahtiainen et al., 2014). Miljö är ofta en så kallad nödvändighetsvara, vilket innebär att inkomstelasticiteten är mindre än 1 men större än 0 (Hökby & Söderqvist, 2003; Kriström & Riera, 1996). Vidare innebär en inkomstelasticitet av betalningsvilja mellan 0 och 1 att fördelarna av en miljöförbättring tenderar att vara regressivt fördelade och därmed mer fördelaktiga för låginkomstgrupper relativt höginkomstgrupper (Hökby & Söderqvist, 2003; Kriström & Riera, 1996; Ahtiainen et al., 2014).

4. Metod

Följande avsnitt redogör tillvägagångssättet för att besvara rapportens syfte och frågeställning. Här innefattas motivering för sortering och exkludering av data samt en redogörelse av de metoder och ekonometriska modeller som används. Även metodens styrkor och svagheter diskuteras.

4.1 CV-metoden och dess begränsningar

I denna studie används CV-metoden (*eng. contingent valuation method*) då data redan insamlats in från en CV-enkät av Havs- och vattenmyndigheten.

CV-metoden är användbar för att uppskatta betalningsvilja för icke-marknadsvaror (*eng. non-market goods*) (Cameron & Huppert, 1989). Metoden är en typ av *stated preference* metod (Johnston et al., 2017) som använder sig av respondenternas konstaterade värden genom enkäter (CV-enkäter) (Kling et al., 2012) eller intervjuer (Brännlund & Kriström, 1998). CV-metoden skiljer sig från *revealed preference* metoder där man istället kan fånga upp betalningsvilja genom en marknad, exempelvis genom resekostnader (Venkatachalam, 2004). CV-metoden används i hög grad inom miljöområdet och fångar upp så kallade icke-användarvärden (*eng. non-use values*) samt icke-marknadsvärden (*eng. non-market use values*) (Venkatachalam, 2004). Icke-användarvärdet är värdet av en vara som man själv inte använder, men som kan ge nytta eller välmående bara genom vetskapen att varan finns (Kling et al., 2012) medan icke-marknadsvärden är värdet av en vara som inte kan mätas på marknaden. Metoder som använder icke-marknadsvärden har bland annat använts för frågor gällande vattenmiljö (Bateman & Kling, 2020).

Data till denna rapport samlades in med CV-tekniken betalkort där respondenten genom en enkät ges alternativ med betalningsintervall.⁶ Det gavs även möjlighet att i en senare fråga ange sin exakta betalningsvilja om respondenten hade en sådan. Intervallen i enkäten angavs med årliga betalningsviljor, vilket kommer med ett flertal fördelar. Det underlättar för respondenten då man inte behöver utföra komplicerade beräkningar och man möter inte lika stora budgetbegränsningar som vid större engångsbetalningar (Egan et al., 2015).

⁶ Se bilaga 3.

CV-metoden har i sin helhet fått omfattande kritik vad gäller rimlighet och trovärdighet (Venkatachalam, 2004) och det är därför viktigt att vid användning känna till begränsningarna med metoden. Detta gäller framförallt i utformandet av enkäten samt vid presentation av resultatet. Kritik riktad mot tekniken med betalkort är bland annat bias kring centrering och omfång (Venkatachalam, 2004) där generellt höga intervall skulle kunna leda till högre betalningsviljor om många tenderar att välja värden i mitten. Enkätutformningen i denna studie har försökt att undvika problemen med centrering och omfång genom att använda en exponentiell skala i betalkort alternativerna liksom Nieminen et al. (2019). Ytterligare en avvägning med enkäter är att med en större mängd information så ökar även den kognitiva bördan (Nieminen et al., 2019) och kan medföra sämre kvalitet på enkätsvaren.

Vidare är en nackdel med metoden att den bygger på hypotetiska svar och kan innebära snedvridning av betalningsviljan (Brännlund & Kriström, 1998). Hypotetiska svar kan innefatta strategiska svar, det faktum att betalningsvilja beror på mängden information och betalsätt samt *warm glow* (Brännlund & Kriström, 1998). Att bete sig strategiskt innebär att individen inte väntar sig att det angivna svaret faktiskt blir det han betalar och därför anger ett belopp som inte är den faktiska betalningsviljan. Warm glow är ett begrepp som är förknippat med stated preference och som innebär att en individ får en slags egen nytta då hen skänker pengar till en välgörenhet (Bishop, 2018) och på så sätt gör "det rätta". Det kan handla om att överdriva sin betalningsvilja vid förfrågan då detta stärker bilden av en själv och då enkäter i vanliga fall inte är bindande.

Hausman (2014) betonar tre stora brister med CV-metoden. Den första är hur hypothetical response bias leder till en övervärdering av estimeringen. Författaren förklarar att det handlar om att det respondenten säger skiljer sig från vad de faktiskt gör vid besvarande av hypotetiska frågor för vilka respondenten inte har någon marknadserfarenhet. Den andra är vikten av att separera betalningsviljan från viljan att acceptera. Detta, liksom beskrivet i teoriavsnittet, är av stor betydelse då betalningsviljan och viljan att acceptera har en tendens att anta olika värden i praktiken (Smith & Admowicz, 2018). Hausman (2014) förklarar att skeptiker till contingent valuation metoden hävdar att stora skillnader mellan dessa värderingsmått ofta uppkommer i samband med respons genom CV-undersökningar. Den tredje och sista är inbäddningsproblemet (*eng. embedding problem*) som omfattar räckviddsproblem (*eng. scope problems*). Dessa problem uppstår då en respondent inte är villig att betala mer för en vara då

en större förändring sker (Hausman, 2014; Kling et al., 2012). Ett exempel på inbäddningsproblemet kan vara då en person är villig att betala lika mycket för att rena en sjö som att rena flera sjöar (Hausman, 2014). För att förhindra problem med räckviddsproblemet kan så kallade scope test användas (Hausman, 2014). Whitehead (2016) beskriver varför scope test är viktigt inom contingent valuation. Det kan exempelvis användas för att uppskatta den totala nyttokurvan, vilken kan användas för att uppskatta den optimala nivån av miljö kvalitet eller resursfördelning (Whitehead, 2016).

Bateman & Kling (2020) med flera (e.g. Kling et al., 2012) är i kontrast positiva till värdering genom CV-metoden och diskuterar istället hur metoden bör utformas. De förklarar att metoder som använder icke-marknadsvärdering (*eng. non-market valuation method*) har implementerats för att hantera påverkan av icke-marknader och att dessa metoder behövs för att värdeuppskattningar från dem har en direkt påverkan på miljöreglering och policys. Vidare förklaras att utmaningar med att förbättra välmående inom begränsningar av naturresurser innebär att dessa beslutsverktyg kommer att expandera (Bateman & Kling, 2020).

Trots metodens omfattande kritik är CV-metoden en väl etablerad metod och kan även vara en bra sådan om man vet dess begränsningar (Venkatachalam, 2004). Brännlund & Kriström (1998) argumenterar för att metoden går att använda på många typer av problem och är det enda sättet för att skatta det totala värdet. CV-metoden är emellertid det enda verktyg för att mäta betalningsviljan för icke-användarvärden (Venkatachalam, 2004).

4.2 Data

Datan som används i denna rapport kommer från Havs- och vattenmyndigheten och utgår från en CV-enkät (contingent valuation enkät) utförd år 2019 av konsultbyrån Anthesis. Enkäten skickades ut till ett slumpmässigt urval av Sveriges befolkning och inbringade 1039 svar, vilket utgör vårt ursprungliga stickprov.

Enkäten bestod av flera delar enligt enkätutformning av Pearce et al. (2006). Den första ämnar förklara respondentens attityd och erfarenhet, genom frågor gällande respondentens *avstånd till havet*, om respondenten känner *oro* för havsmiljön och huruvida respondenten upplever att olika faktorer *stör* vistelsen vid svenska havsområden. Efterföljande del tar upp problemet med undermålig miljö kvalitet där respondenten får besvara frågor gällande *förkunskap* om de olika

problem i havsmiljön som beskrivs. Respondenten får därefter redovisa sin betalningsvilja (*WTP*) samt motivering och inställning. I den sista delen undersöks respondentens socioekonomiska bakgrund genom frågor gällande *ålder, kön, hushållsstorlek, utbildningsnivå och inkomst*, följt av frågor om huruvida respondenten tidigare har *donerat* pengar till miljöorganisationer samt respondentens attityd till att *återvinna* avfall och *inspirera* andra till ett miljömedvetet beteende. Denna information om respondenterna har sedan använts för att analysera betalningsviljan. Enligt Ahtiainen et al. (2014) är det vid analys av betalningsvilja viktigt att stickprovet representerar populationen, vilket undersöks senare i rapporten.

För att möjliggöra hantering och analys av data sorterades ett antal observationer bort. Observationer där respondenterna har svarat “vet ej”, “vill ej uppge” eller “varken eller” har exkluderats från analysen.⁷ Liksom tidigare CV-studier (Anthesis, 2020; Nieminen et al., 2019) utelämnades observationer som inte var inom åldersintervallet 18-79 år.⁸ Detta görs för att fokusera på dem som förväntas yrkesarbeta samt även kunna inkludera exempelvis pigga pensionärer. Vidare exkluderades observationer för hushållsstorlek på grund av möjliga felskrivningar och eventuella missförstånd.⁹ Då hushållsstorlek är förknippat med hur stor del av sin inkomst som bör läggas på andra i hushållet (förslagsvis på barn) är till exempel ett kollektivboende i detta fallet inte rimligen endast ett hushåll. På grund av tolkningssvårigheter exkluderades även en observation för variabeln *utbildning*¹⁰ samt en observation för variabeln *ålder*¹¹ på grund av felskrivning. Vad gäller kön har “andra alternativ” sällats ut ur regressionen, liksom för Nieminen et al. (2019), då alternativet endast utgjorde 5 personer och då det förenklade regressionerna avsevärt.

Specifika observationer har även korrigerats för att underlätta analys. Svartalternativen “delvis” och “ja” slogs ihop för variablerna *oro* och *förkunskap*¹² samt “nej” och “nej men har funderat” slogs ihop till “nej” för variabeln *donerat*, detta för att generera binära variabler.

⁷ Gäller variablerna *oro*, *störande faktorer* och *inspirera*.

⁸ Innebar exkludering av 31 observationer.

⁹ Exkludering av tre observationer vars hushållsstorlek uppgick till 20 personer och en observation vars hushållsstorlek uppgick till 42 personer. Vidare exkluderades en observation som angett “/” samt en som angett “j”.

¹⁰ Exkludering av en observation där respondenten svarat “Gymnasi och IT” i en öppen svarsfråga om tidigare utbildningsnivå.

¹¹ Respondenten hade svarat “198”.

¹² Förkunskap gäller miljöproblemen övergödning, försämring av biologisk mångfald samt spridning av nya främmande arter, förändring i fiskebestånd, farliga ämnen eller fysisk påverkan.

Korrigerings har gjorts för uppenbara skrivfel¹³ och för en öppen svarsfråga¹⁴. Genom att följa tidigare tillvägagångssätt (Nieminen et al., 2019), transformeras WTP värdena i både lång och kort modell till log-format för att få den procentuella förändringen. Senare logaritmeras även inkomst (inkomst1000) för att beräkna inkomstelasticiteten.

4.2.1 Inkludering av protestsvar

I motsats till Nieminen et al. (2019) har vi varit restriktiva gällande exkludering av protestsvar med betalningsvilja lika med noll. De respondenter som uppgav att de inte var villiga att betala något för god miljöstatus i svenska vatten och därmed hade en betalningsvilja lika med noll inkluderades oavsett anledning i regressionen. Detta för att få en så representativ uppskattad betalningsvilja som möjligt. Att inkludera protestsvar med noll i betalningsvilja är även i stöd med e.g. Ahtiainen et al. (2014) och Yoo & Kwak (2002). Yoo & Kwak (2002) menar att ignorans av svar med noll i betalningsvilja kan ha signifikant påverkan på resultatet och Söderberg & Barton (2013) förklarar att exkludering av protestsvar eller nollsvar kan vara att gå emot OLS-antagandet om randomisering.

4.3 Multipel regressionsmodell

Enligt Stock & Watson (2020) inkluderar en multipel regressionsmodell ett flertal variabler i en regression. Omitted variable bias är ett estimeringsfel som uppkommer när en regressor (oberoende variabel) i analysen korrelerar med en utelämnad variabel och då den utelämnade variabeln är en bestämmande faktor över den beroende variabeln (Stock & Watson, 2020). Detta leder till att antagandet om exogeneity (se OLS-4) faller (Wilms et al., 2021). Estimeringsfel kan även uppstå vid inkludering av för många variabler då inkludering av irrelevanta variabler kan få negativa konsekvenser på variansen för de förklarande OLS-variablerna (Wooldridge, 2018).

En multipel regressionsmodell kan eliminera omitted variable bias genom att inkludera utelämnade variabler (eng. *omitted variables*) som tillhör regressionen och därigenom uppskatta den kausala effekten av en regressor (Stock & Watson, 2020). Dessutom förbättrar en multipel regressionsmodell möjligheten att göra estimeringar i jämförelse med när endast

¹³ Ålder har ändrats från 1058 till 1958, från 1082 till 1982 samt från 1063 till 1963.

¹⁴ Antar "Kth" som "Eftergymnasial utbildning"

en regressor används som prediktor (Stock & Watson, 2020). När modellen i ekvation 1¹⁵ används för kausal inferens skattas effekten på den beroende variabeln (Y_i) av att förändra en oberoende variabel (X_{1i}) medan de andra regressorerna hålls konstanta (Stock & Watson, 2020).

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i, i = 1, \dots, n, \quad (1)$$

Ekvation 1 beskriver en multipel regressionsmodell med k antal regressorer. Y_i är i :e observationen av den beroende variabeln, $X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}$ är i :e observationerna av respektive regressor och u_i är feltermen (Stock & Watson, 2020). Vidare är respektive β -koefficient lutningskoefficienten för tillhörande X -regressor och utgör den förväntade förändringen i Y_i till följd av en enhets förändring i X_i , när de andra regressorerna hålls konstanta (Stock & Watson, 2020). Slutligen är interceptet β_0 det förväntade värdet av Y när samtliga X -regressorer är lika med 0 (Stock & Watson, 2020).

4.3.1 OLS i multipel regression

Empirisk data som är baserad på betalkort kan användas i OLS-regression (e.g. Cameron & Huppert, 1989). Liksom Nieminen et al. (2019) använder vi OLS för att uppskatta den genomsnittliga betalningsviljan. Intervallregressioner genomförs inte, med hänvisning till att resultaten inte skiljer sig från OLS i någon större utsträckning (se e.g. Nieminen et al., 2019; Ahtiainen et al., 2014). Vid användning av OLS i samband med betalkort krävs det att respondentens betalningsvilja representeras av en specifik punkt i intervallet av ett betalkort (Ahtiainen et al., 2014). I de fall där respondenten inte angett någon exakt betalningsvilja antas den i denna rapport (liksom i Nieminen et al., 2019) vara mittpunkten av det valda intervallet.

OLS är en metod för att uppskatta de okända regressionskoefficienterna $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ genom att använda ett urval av data (Stock & Watson, 2020). Detta för att undersöka hur stor påverkan de oberoende variablerna x_1, \dots, x_k har på den beroende variabeln Y , enligt ekvation 2.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + u \quad (2)$$

¹⁵ Ekvation (6.7) s.219 (Stock & Watson, 2020)

Genom OLS uppskattas den linjära regressionsmodellen där alla observationer befinner sig så nära regressionslinjen som möjligt (Stock & Watson, 2020), vilket görs genom att uppskatta OLS estimatorerna $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_k$ enligt ekvation 3.

$$\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \dots + \hat{\beta}_k X_k + u \quad (3)$$

OLS estimatorerna b_1, b_2, \dots, b_k av regressionskoefficienterna $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ minimerar summan av den kvadrerade felmarginalen enligt ekvation 4¹⁶ (Stock & Watson, 2020).

$$\sum_{i=1}^n (Y_i - b_0 - b_1 X_{1i} - \dots - b_k X_{ki})^2 \quad (4)$$

Vid användandet av OLS för linjär regression behöver fyra antaganden uppfyllas för att undvika bias. Wooldridge (2018) konstaterar i det första antagandet (OLS-1) att den beroende variabeln Y relaterar linjärt till de oberoende variablerna X och feltermen u i populationen. Vidare skriver Wooldridge (2018) i det andra antagandet (OLS-2) att OLS förutsätter randomisering av stickprovet. I det tredje antagandet (OLS-3) om imperfekt kollinearitet (multikollinearitet) antas variation inom stickprovet, vilket oftast är fallet då stickprovet är tillräckligt stort och det finns variation inom populationen. I det fjärde antagandet (OLS-4) förväntas u vara noll för alla värden på X, det vill säga att de oberoende variablerna är exogena, enligt ekvation 5 (Wooldridge, 2018).

$$E(u|X) = 0 \quad (5)$$

Ett femte antagande (OLS-5) tar upp begreppet homoskedasticitet där feltermen u har en och samma varians oberoende värdet på variablerna X_1, \dots, X_k (Wooldridge, 2018), detta enligt ekvation 6.

$$\text{Var}(u|X_1, \dots, X_k) = \sigma^2 \quad (6)$$

Genom kommandot “robust” i stata antas heteroskedastiska fel i våra regressioner, vilket innebär att antagandet om homoskedasticitet inte håller (Cameron & Trivedi, 2010). Enligt Stock & Watson (2020) är feltermen u_i i en multipel regressionsmodell homoskedastisk om variansen av villkorlig fördelning (*eng. conditional distribution*) av u_i givet X_{1i}, \dots, X_{ki} , var

¹⁶ Uttryck (6.8) s.220 (Stock & Watson, 2020)

$(u_i/X_i, \dots, X_{ki})$ är konstant för $i=1, \dots, n$, och därmed inte beror på värdena av X_{1i}, \dots, X_{ki} . Om detta inte är fallet är feltermen istället heteroskedastisk (Stock & Watson, 2020).

Ett vanligt mått som mäter hur väl OLS-skattningen av den multipla regressionslinjen beskriver den data som används är R^2 (Stock & Watson, 2020). R^2 är den del av variansen av den oberoende variabeln som förklaras av regressorerna. Generellt ökar R^2 vid tillägg av en regressor i en multipel regressionsmodell, såvida inte den uppskattade koefficienten av den adderade oberoende variabeln är 0, vilket inte är vanligt förekommande (Stock & Watson, 2020).

En annan metod för att analysera en beroende variabel genom förklarande variabler som dessutom är lämplig vid inkludering av nollsvär är spike-modellen som föreslogs av Kriström (1997) (Yoo & Kwak, 2002). Ahtiainen et al. (2014) konstaterar att spike-modellen är att föredra på grund av dess mer lämpliga sätt att hantera respondenter med noll betalningsvilja. Spike-modellen är dock bortom räckvidden för denna uppsats.

4.3.2 Multikollinearitet

Stock & Watson (2020) förklarar att perfekt multikollinearitet uppkommer i multipla regressionsanalyser när en regressor är en perfekt linjär kombination av de andra regressorerna och innebär förekomst av logiskt fel. Imperfekt multikollinearitet (OLS-3) uppkommer när en eller flera av regressorerna är starkt korrelerade (men inte perfekt korrelerade) och kan innebära en mindre precis uppskattning av regressionskoefficienterna. Författarna förklarar att imperfekt multikollinearitet inte nödvändigtvis medför logiska problem eller hindrar tolkning av regressionsanalysen, men kan försvåra uppskattning av den faktiska effekten på den beroende variabeln i fråga (Stock & Watson, 2020).

4.3.3 Regressionsmodeller

För att skatta betalningsviljan genom en OLS-regression använder vi två typer av multipla regressionsmodeller, en kort och en lång modell. De olika modellerna innefattar utvalda variabler på basis av regressioner utförda av Nieminen et al. (2019). Den korta modellen inkluderar demografiska och socioekonomiska variabler, vilket innefattar respondentens årsinkomst (*inkomst*), ålder (*ålder*), kön (*kvinn*a), utbildning (*eftergymnasial utbildning*), distans från respondentens hem till kusten (*distans*) samt antal personer per hushåll

(*hushållsstrl*). Vidare innefattar den långa modellen ytterligare binära attityd- och erfarenhetsvariabler, vilka består av oro för miljöstatus i svenskt havsvatten (*oro*), kunskap om problemen rörande havsmiljön (*förkunskap*), personlig erfarenhet av störande faktorer (*stör*), attityd till att donera pengar för miljömässiga organisationer (*donerat*), attityd till att inspirera andra människor till miljövänligt beteende (*inspirera*) och slutligen huruvida respondenten återvinner allt skräp som är möjligt (*återvinna*).

Kort modell:

$$\ln_WTP_alla = \beta_0 + \beta_1 \text{inkomst1000} + \beta_2 \text{ålder_18till79} + \beta_3 \text{kvinna} + \beta_4 \text{utbildning_eftergym} + \beta_5 \text{distans} + \beta_6 \text{hushållsstrl} + u$$

Lång modell:

$$\ln_WTP_alla = \beta_0 + \beta_1 \text{inkomst1000} + \beta_2 \text{ålder_18till79} + \beta_3 \text{kvinna} + \beta_4 \text{utbildning_eftergym} + \beta_5 \text{distans} + \beta_6 \text{hushållsstrl} + \beta_9 \text{oro} + \beta_{10} \text{förkunskap} + \beta_{11} \text{stör} + \beta_{12} \text{donerat} + \beta_{13} \text{inspirera} + \beta_{14} \text{återvinna} + u$$

4.4 One sample t test

One sample t test är ett statistiskt test för att jämföra ett medelvärde från ett stickprov (\bar{x}) med ett medelvärde från en population (μ) (Ross & Willson, 2017). I rapporten används one sample t test för alla de demografiska samt socioekonomiska variablerna för att uppskatta stickprovets representativitet för hela populationen. Vi antar med nollhypotesen att stickprovets och populationens medelvärden är identiska och testar om medelvärdena är signifikant skilda från varandra. Om p-värdet är lägre än 0,05 kan vi förkasta nollhypotesen och säga med 95% säkerhet att vårt stickprov är skilt från populationen gällande den observerade variabeln.

$$H_0: \bar{x} = \mu$$

$$H_1: \bar{x} \neq \mu$$

5. Resultat

Denna del av rapporten inleds med en beskrivning av de variabler som ingår i analysen med dess respektive medelvärden och standardavvikelse. Vidare redogörs resultaten från OLS-regressionerna från kort respektive lång modell och därefter följer den predikterade genomsnittliga samt aggregerade betalningsviljan för ökad miljöstatus från OLS-modellerna. Slutligen presenteras en jämförelse mellan stickprovets medelvärden och motsvarande medelvärden på populationsnivå, samt resultaten av de tester som gjorts för att undersöka huruvida det erhållna stickprovet är representativt för den svenska befolkningen.

5.1 Beskrivande statistik

Tabellen nedan presenterar de variabler som inkluderas i analysen samt dess tillhörande medelvärden och standardavvikelse.

Tabell 1

Beskrivande statistik med medelvärde och standardavvikelse för respektive variabel.

Variabel	Variabelbeskrivning	Medelvärde (Std. avvik.)
WTP_alla	Exakt angiven betalningsvilja där det angavs samt mittpunkten i betalkort-intervallet. Angivet i SEK per person och år.	934,15 (58,57)
ln_WTP_alla	Logaritmerad exakt angiven betalningsvilja då detta finns och mittpunkten i betalkort-intervallet.	5,11 (2,77)
inkomst1000	Årsinkomst angivet i tusentals SEK.	297,40 (5,06)
ålder_18till79	Medelålder för individer i åldrarna 18-79 i stickprovet.	49,22 (0,54)
kvinnor	Andelen kvinnor i stickprovet.	0,5039 (0,02)
utbildning_eftergym	Andelen i stickprovet som har en eftergymnasial utbildning.	0,5053 (0,02)
distans	Distans från respondentens hus till havet. Antar värdet 1 om 0-5 km från havet, 2 om 5-50 km från havet eller 3 om mer än 50 km från havet.	1,98
hushållsstrl	Genomsnittligt antal personer i ett hushåll.	2,29 (0,04)
oro	Andel personer i stickprovet som är oroade för havsmiljön.	0,93 (0,01)
förkunskap	Andel personer som hade förkunskap gällande någon av faktorerna övergödning, försämring av biologisk mångfald och spridning av nya främmande arter, förändring i fiskbestånd, farliga ämnen eller fysisk påverkan.	0,97 (0,01)
stör	Andel personer i stickprovet som anser att någon av faktorerna skarov, främmande arter, sjöfart, cyanobakterier, skräp, förändringar i fiskbestånden, grumligt havsvatten, dioxiner eller alger och vattenväxter stör.	0,85 (0,01)
donerat	Andel personer i stickprovet som har donerat till någon miljöorganisation under de senaste 12 månaderna.	0,22 (0,01)
inspirera	Andel personer i stickprovet vars inställning är att de instämmer helt eller delvis i att de gör sitt bästa för att inspirera andra människor till miljömedvetet beteende.	0,75 (0,02)
återvinna	Andel personer i stickprovet vars inställning är att de instämmer helt eller delvis i att de återvinner allt avfall som går att återvinna.	0,93 (0,01)

Genom tabell 1 kan det konstateras att den genomsnittliga betalningsviljan i stickprovet är 934 kr per person och år. I genomsnitt är respondenten 49 år gammal, tjänar 297 000 kr per år och ingår i ett hushåll på 2,3 personer. Andelen kvinnor respektive män är i princip jämnt fördelat och ungefär hälften av respondenterna har en eftergymnasial utbildning. Vad gäller variabeln distans till havet så indikerar siffran 1,98 att avståndet på 5-50 km till havet är det avstånd som har störst andel respondenter (33,7% av respondenterna bor mellan 0-5 km till havet, 34,7% mellan 5-50 km och 31,6% längre än 50 km). Vad gäller attityd- och erfarenhetsvariablerna som tillkommer i den långa modellen så visar tabell 1 hur stor andel av respondenterna som instämmer för respektive variabel. Bland annat kan det konstateras att 93% av respondenterna är oroad för havsmiljön i svenskt havsvatten, samt att 22% av respondenterna de senaste 12 månaderna har donerat pengar till en miljöorganisation.

Vidare från stickprovet konstaterades det att 28% skulle spendera mer tid vid svenska vatten om miljöstatusen förbättras.

5.2 Variabler som förklarar betalningsviljan

Tabell 2 nedan visar resultaten av OLS-regressionerna för kort och lång modell, vilka presenteras med ett 95% konfidensintervall (liksom Nieminen et al., 2019; Ahtiainen et al., 2014). Resultaten innefattar en uppskattning av respektive variabels påverkan på respondentens betalningsvilja för god miljöstatus i Västerhavet och svenska Östersjön. I regressionen används den logaritmerade betalningsviljan för att få den procentuella förändringen i betalningsviljan av respektive oberoende variabel.

Tabell 2

Resultat från OLS-regression för kort och lång modell.

Variabel	OLS kort Medelvärde (Std. avvik.)	OLS lång Medelvärde (Std. avvik.)
Inkomst	0,0013372 ** (0,0006418)	0,0007514 (0,0007219)
Ålder	0,0041382 (0,0058026)	0,002688 (0,0065387)
Kvinna	0,1231884 (0,2040975)	0,1670087 (0,2356338)
Eftergymnasial utbildning	0,1926112 (0,2031588)	0,0647691 (0,2219611)
Distans		
5-50 km	0,0015993 (0,2361793)	0,0814957 (0,2493713)
Mer än 50 km	-0,4576701* (0,2505731)	-0,6561246** (0,2945515)
Hushållsstorlek	0,0907006 (0,0895119)	-0,0331758 (0,1075886)
Oro		2,295816 *** (0,6104569)
Förkunskap		0,2072477 (1,378196)
Stör		0,2635807 (0,3815184)
Donerat		0,9527237 *** 0,2213694
Inspirera		0,9222402 ** (0,3260263)
Återvinna		0,2339567 (0,5423691)
Konstant	4,315686 (0,4405105)	1,332271 (1,487821)
Observationer	781	502
R ²	0,0170	0,1670

Signifikansnivåer: *p<0,10; **p<0,05; ***p<0,01

Tabell 2 presenterar resultaten från OLS-regressionerna med kort respektive lång modell.¹⁷ Statistiken visar att båda modellerna är signifikanta på 95% signifikansnivå. Regressionen med kort modell innefattar 781 observationer och har ett R^2 på 0,02 medan den långa modellens regression innefattar 502 observationer och har ett R^2 på 0,12. För den korta modellen, vilken inkluderar socioekonomiska och demografiska variabler, kan det konstateras att betalningsviljan ökar med 0,1% när årsinkomsten ökar med 1000 kr. Den långa modellen, vilken även inkluderar attityd- och erfarenhetsvariabler, hade fler signifikanta variabler i jämförelse med den korta. Resultaten visar att störst påverkan på betalningsviljan i den längre modellen har variabeln *oro*, vilket indikerar att betalningsviljan är högre om respondenten är oroad för havsmiljön. Dessutom kan det konstateras att variablerna *donerat* och *inspirera* är signifikanta och har en positiv påverkan på betalningsviljan, vilket innebär att betalningsviljan är högre om respondenten har donerat pengar till någon miljöorganisation de senaste 12 månaderna samt om respondentens attityd är att hen gör sitt bästa för att inspirera andra människor till miljövänligt beteende. Vidare visar resultaten att betalningsviljan är lägre om man bor längre än 50 km från kusten i relation till om man bor 0-5 km från kusten. Resterande variabler är inte signifikanta och vi kan därmed inte säga något om dess effekt på betalningsviljan.

5.3 Predikterad betalningsvilja av god miljöstatus i Västerhavet och Östersjön

Genom att följa tidigare studiers tillvägagångssätt (e.g. Nieminen et al., 2019; Ahtiainen et al., 2014) får vi fram predikterade medelvärden för betalningsviljan från de olika modellerna. Vi använder här parametervärden från kort respektive lång modell (där betalningsviljan inte är logaritmerad) och predikterar medelvärden från stickprovet.¹⁸

¹⁷ Modellerna estimerades med Stata 17.0

¹⁸ Enligt Cameron & Trivedi (2010) används kommandot *predict* i STATA för att prediktera den beroende variabeln givet de oberoende variablerna till följd av en skattad regressionsmodell. Tabell 3 presenterar resultaten från de predikterade medelvärdena.

Tabell 3

Predikterad genomsnittlig (SEK/person och år) och aggregerad (mdSEK/år) betalningsvilja med tillhörande konfidensintervall på 95%.

	OLS kort	OLS lång
Medelvärde WTP (SEK)	925,2 (7,2)	975,7 (21,8)
95% konfidensintervall för genomsnittlig WTP (SEK)	911,0-939,4	933,0-1018,5
Aggregerad WTP (mdSEK)	7,0	7,4
95% konfidensintervall för aggregerad WTP (mdSEK)	6,9-7,2	7,1-7,8

Våra resultat visar en genomsnittlig predikterad betalningsvilja på mellan 925-976 SEK (mellan 1 144-1 152 SEK om protestsvar exkluderas)¹⁹ i genomsnitt per person och år, vilket även innefattar medelvärdet för variabeln *WTP_alla* (934 SEK) som ges i tabell 1. Genom att multiplicera denna genomsnittliga predikterade betalningsvilja med antalet svenska invånare 2019 mellan 18-79 år som var 7 610 775 personer (SCB, u.å.), innebär detta en aggregerad betalningsvilja på mellan 7,0-7,4 miljarder SEK (8,7-8,8 miljarder SEK om protestsvar exkluderas). Resultaten gäller för 2019 års priser.

Vidare har 95% konfidensintervall beräknats för respektive modell. För den genomsnittliga betalningsviljan på 925 SEK (kort modell) beräknas konfidensintervallet till 911-939 SEK, vilket innebär att med 95% säkerhet hamnar betalningsviljan inom det intervallet. För den genomsnittliga betalningsviljan på 976 SEK (lång modell) beräknas betalningsviljan istället hamna inom ett intervall mellan 933-1018 SEK. Gällande den aggregerade betalningsviljan beräknas den vara mellan 6,9-7,2 miljarder SEK för kort modell respektive 7,1-7,8 miljarder SEK för lång modell.

¹⁹ Exkludering av protestsvar resulterade i en exkludering av 103 observationer. Protestsvar identifierades i enlighet med Nieminen et al. (2019) genom en svarsalternativ-fråga med motivering för att inte vara villig att betala, där följande anledningar anses vara protestsvar: "Jag tror inte det är möjligt att uppnå god status", "Jag tycker att de som förorenar mer borde betala mer", "Jag vill inte betala en extra skatt" och "Jag tror inte att pengarna skulle användas för ändamålet". Dessutom identifierades ytterligare protestsvar genom ett öppet svarsalternativ med möjlighet att i text motivera varför man inte är villig att betala, vilket tillades i enkäten som ligger till grund för denna studien. Ett fåtal observationer exkluderades även av andra anledningar till protest.

Betalningsviljan innefattar alla respondenternas svar, inklusive de med noll samt extremt hög betalningsvilja. En maximal betalningsvilja på 20 000 kr per år observerades.

5.4 Är det erhållna stickprovet representativt för Sveriges befolkning?

I ett antal studier (e.g. Ahtiainen et al., 2014; Nieminen et al., 2019) där den genomsnittliga betalningsviljan har undersökts, har sedan den aggregerade betalningsviljan för befolkningen beräknats genom att multiplicera den genomsnittliga betalningsviljan med den totala befolkningsmängden. För att undersöka om det erhållna stickprovet är representativt för hela Sveriges befolkning jämförs stickprovets medelvärden från de olika demografiska och socioekonomiska variablerna med data på hela populationen (Sveriges befolkning). Detta genom *one sample t test* vilket redovisas i tabell 4. Data på populationen är hämtad från SCB (Statistikmyndigheten).

Tabell 4

Jämförande statistik för stickprov och population. Stickprovets egenskaper erhålls genom t test och populationens egenskaper erhålls från SBC.

Egenskap	Stickprov	Population
Genomsnittlig årsinkomst (tusentals SEK) ²⁰	297,4****	333,4 ²¹
Medelålder (år)	49,22****	46,93 ²²
Könsfördelning (kvinnor i procent)	50,39	49,31 ²³
Eftergymnasial utbildning (procent) ²⁴	50,53****	44,3 ²⁵
Distans > 50 km från havet (procent)	32	30 ²⁶
Genomsnittlig hushållsstorlek (antal personer)	2,29****	2,0 ²⁷

Signifikansnivåer: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, **** $p < 0.001$

T testet resulterar i 4 av 6 signifikant skilda variabler; *inkomst*, *ålder*, *utbildning* och *hushållsstorlek*. Dessa variablers medelvärden är därmed skilda från det verkliga medelvärdet i populationen. Vad gäller variablerna *kvinnor* vilken representerar andelen kvinnor i stickprovet samt *distans* (mer än 50 km från havet) så var dessa inte signifikant skilda från populationen. Därmed skulle könsfördelningen samt andelen som bor mer än 50 km från havet i stickprovet kunna vara representativt för populationen.

Utöver t testet ovan jämför vi vårt stickprov med populationen genom beräkning av predikterad betalningsvilja utifrån en förenklad regressionsfunktion, detta för att på ett ytterligare sätt

²⁰ Genomsnittlig förvärvsinkomst per år för åldrarna 20-79 år.

²¹ SCB. (u.å.a).

²² SCB (u.å.b).

²³ SCB. (u.å.a).

²⁴ 16% har studerat kortare än 3 år, 27% har studerat tre år eller längre och 1,3% har forskarutbildning.

²⁵ SCB (u.å.d).

²⁶ Forskning & Framsteg (2012).

²⁷ SCB (u.å.c).

undersöka representativiteten. Den förenklade regressionsmodellen utesluter feltermen u och redovisas nedan:

$$WTP = \beta_0 + \beta_1 \text{inkomst1000} + \beta_2 \text{ålder}_{18\text{till}79} + \beta_3 \text{kvinnor} + \beta_4 \text{utbildning_eftergym} + \beta_5 \text{jämför_distans} + \beta_6 \text{Hushållsstrl}$$

Predikterad betalningsvilja beräknas genom att multiplicera de erhållna predikterade koefficienterna från vår OLS-regression²⁸ med genomsnittliga stickprovs- respektive populationsegenskaper från kort modell. Dessa resultat presenteras i tabell 5.

Tabell 5

Genomsnittlig betalningsvilja skattad genom predikterade koefficienter och stickprovs- alternativt populationsegenskaper i en förenklad regressionsfunktion.

Variabel	Koefficienter	Medelvärden stickprov	Medelvärden population	Koefficient * stickprov	Koefficient * population
Genomsnittlig årsinkomst ²⁹	0,43	297,4 tSEK	333,4 tSEK ³⁰	128,53	144,09
Medelålder	2.23	49,22 år	46,93 år ³¹	109,91	104,81
Könsfördelning (kvinnor)	-138,26	50,39%	49,31% ³²	-69,67	-68,18
Eftergymnasia I utbildning	128,85	50,53%	44,3% ³³	65,11	57,08
Distans >50 km från havet	-264,23	0,32%	0,3% ³⁴	-83,39	-79,27
Genomsnittlig hushållsstorlek	42,50	2,29 pers.	2,0 pers. ³⁵	97,39	85,01
Intercept	679,33			679,33	679,33
Genomsnittlig betalningsvilja				927,20 SEK	922,90 SEK
Aggregerad betalningsvilja				7,1 mdSEK	7,0 mdSEK

²⁸ Den oberoende variabeln är inte logaritmerad i denna uträkning.

²⁹ Genomsnittlig förvärvsinkomst per år för åldrarna 20-79 år.

³⁰ SCB. (u.å.a).

³¹ SCB. (u.å.b).

³² SCB. (u.å.a).

³³ SCB. (u.å.d).

³⁴ Forskning & Framsteg (2012).

³⁵ SCB. (u.å.c).

Genom tabell 5 erhålls den genomsnittliga betalningsviljan för egenskaper från stickprovet respektive populationen och utifrån den förenklade regressionsfunktionen. Resultaten visar en genomsnittlig betalningsvilja på 927 SEK för stickprovet och 923 SEK för populationen, vilket motsvaras av en aggregerad betalningsvilja på 7,1 respektive 7,0 miljarder SEK.

5.5 Inkomstelasticitet

Genom att logaritmera både betalningsviljan och årsinkomsten i OLS-regressionerna beräknas inkomstelasticiteten till 0,30 i den korta modellen och 0,23 i den långa modellen. Detta innebär att då årsinkomsten ökar med 1% så ökar betalningsviljan med 0,30% respektive 0,23%. För 95% signifikansnivå var testet endast signifikant för kort modell.

6. Diskussion

Följande avsnitt inleds med en diskussion av resultaten från föregående avsnitt. I avsnittets andra del behandlas svagheter med studien, som bland annat innefattar potentiella problem med användandet av betalkort och en hypotetisk skatt. Slutligen presenteras ett alternativ till vidare forskning inom området.

6.1 Resultatdiskussion

Nedan analyseras betalningsviljan genom dess förklarande variabler samt jämförs med resultat från den finska studien med samma tillvägagångssätt. Vidare diskuteras och jämförs även den predikterade betalningsviljan och möjliga förklaringar till de uppskattade värdena, för att sedan övergå i en diskussion gällande stickprovets representativitet för Sveriges befolkning.

6.1.1 Variabler som förklarar betalningsviljan

Resultatet från OLS-regressionen visar att endast *inkomst* har en (positiv) påverkan på betalningsviljan i den korta modellen. Detta är i linje med teorin bakom konsumtion av en miljövara, då en ökad inkomst har en positiv påverkan på konsumtion och därmed betalningsviljan för miljövaror (Brännlund & Kriström, 1998). I den långa modellen har variabeln *oro* störst positiv påverkan på betalningsviljan, följt av viss påverkan av variablerna *donerat*, *inspirera* och *distans* (mer än 50 km). Våra resultat kan jämföras med resultaten från Nieminen et al. (2019) som likaså fann att betalningsviljan ökade med högre inkomst för kort modell. Däremot skiljer sig våra resultat från den finska studien i den korta modellen på så sätt att de fann att variablerna *ålder*, *kvinnor* och *eftergymnasial utbildning* också hade en signifikant påverkan på betalningsviljan. Den finska studiens resultat visade dessutom att variablerna *ålder* och *eftergymnasial utbildning* var signifikanta i lång modell, och till det att alla attityd- och erfarenhetsvariabler hade en signifikant påverkan på betalningsviljan.

Att denna studie finner färre signifikanta variabler än den finska kan ha att göra med inkludering av observationer som ansågs vara protestsvar samt annan variation inom stickprovet eller populationen i form av demografiska och socioekonomiska samt attityd- och erfarenhetsskillnader länderna emellan.

Vad gäller R^2 värden visar våra regressioner ett R^2 på 0,02 i den korta modellen och 0,12 i den långa modellen. Dessa värden är något lägre än de beräknade R^2 värdena av Nieminen et al., (2019) (0,059 respektive 0,203). Våra resultat innebär att i den korta modellen kan endast 2% av variansen av betalningsviljan förklaras av de oberoende variablerna och i den långa modellen förklaras 12% av variansen av de oberoende variablerna. Detta visar på en osäkerhet i våra resultat och de därför bör tolkas med försiktighet.

Då resultaten visar på en inkomstelasticitet av betalningsvilja på 0,3 i den korta modellen innebär det att betalningsviljan för god miljöstatus ökar med 0,3% vid 1% ökning i inkomst. Detta innebär att vi, liksom tidigare studier (Hökby & Söderqvist, 2003; Kriström & Riera, 1996) finner att miljö är en så kallad nödvändighetsvara, då inkomstelasticiteten antar ett värde mellan 0 och 1. Detta resultat är även i linje med resultaten av Ahtiainen et al. (2014) som beräknade inkomstelasticiteter av betalningsvilja för minskad övergödning i Östersjön till värden lägre än 1 för alla undersökta länder. Med stöd i Hökby & Söderqvist (2003); Kriström & Riera (1996); Ahtiainen et al., (2014) kan det konstateras att fördelarna av en miljöförbättring i form av god miljöstatus i svenskt havsvatten är regressivt fördelade och därmed att miljöförbättringen gynnar låginkomsttagare mer än höginkomsttagare, då inkomstelasticiteten är mindre än 1 men större än 0. Detta då rikare människor i högre grad kan anpassa sig till en sämre miljö kvalitet genom att välja substitut (Kriström & Riera, 1996), såsom att exempelvis bosätta sig på platser med bättre miljö kvalitet.

6.1.2 Betalningsvilja

Studiens resultat visar att den predikterade betalningsviljan för god miljöstatus i Västerhavet och svenska Östersjön uppskattas vara mellan 925-976 SEK i genomsnitt per person och år, med en aggregerad årlig betalningsvilja på 7,0-7,4 miljarder SEK. Den genomsnittliga betalningsviljan kan jämföras med resultaten från Nieminen et al. (2019) som uppskattade betalningsviljan för god miljöstatus i finska Östersjön till att vara mellan 118-123 EUR per person och år (1239-1292 i SEK³⁶). Därmed är den av Nieminen et al. (2019) predikterade finska betalningsviljan högre än vad som beräknats i denna studie, samt även utanför det beräknade 95% konfidensintervallet. Rimligtvis beror detta bland annat på att vi i denna analys har inkluderat protestsvar med noll i betalningsvilja vilket drar ner genomsnittet. Exkludering

³⁶ 2019 års priser.

av protestsvar i denna studie resulterar i en betalningsvilja mellan 1145-1152 SEK per person och år, vilket styrker att exkludering av protestsvar resulterar i en högre predikerad betalningsvilja. Som tidigare nämnt kan det argumenteras för att inkludera nollsvar då ignorans av dessa kan ha signifikant påverkan på resultatet (Yoo & Kwak, 2002) samt gå emot OLS-antagandet om randomisering (Söderberg & Barton, 2013). Utöver protestsvar kan skillnad i betalningsvilja för god miljöstatus tänkas bero på kulturella skillnader länder emellan, vilket medför olika stor betydelse av havsvatten (Ahtiainen, 2014).

Det faktum att vi i denna studie finner en lägre betalningsvilja i jämförelse med den finska studien skiljer sig från resultat från tidigare studier (e.g. Ahtiainen et al., 2014; Kosenius & Markku, 2015) som istället visar på högre betalningsvilja i Sverige relativt Finland för förbättringar av miljöstatus i Östersjön. Vid jämförelse mellan vår och den finska studien är det dock av vikt att vara medveten om att studierna inte undersöker samma område, vilket medför att resultaten inte är direkt jämförbara. Dock kan den finska studien fungera som ett riktmärke för betalningsviljan då vi använt samma tillvägagångssätt.

Den uppskattade betalningsviljan mellan 925-976 SEK per person och år kan fungera som riktlinje vid en potentiell utformning av ekonomiska styrmedel, exempelvis genom en skatt, för att uppnå god miljöstatus enligt havsmiljödirektivet (2008/56/EC) och ett flertal av Sveriges miljö kvalitetsmål (Sveriges miljömål, 2022a; Sveriges miljömål, 2022b). Vad gäller den aggregerade betalningsviljan på 7,0-7,1 miljarder SEK per år så är denna betydligt högre än den förväntade kostnaden för åtgärdsprogrammen mellan 2022-2040 på 0,53 SEK totalt. Detta kan ses som positivt då det visar att det finns resurser att tillgå för att nå god miljöstatus i svenska havsvatten. Dessa resurser kan komma att bli nödvändiga för att nå målen i framtiden. Detta då målen till 2020 inte har uppnåtts och då havsmiljön idag inte är av god kvalitet (Havs- och vattenmyndigheten, 2019a; Havs- och vattenmyndigheten, 2022).

6.1.3 Representativitet

Vi har i denna analys ifrågasatt antagandet att den genomsnittliga betalningsviljan kan skalas upp till en aggregerad betalningsvilja, genom att testa huruvida det erhållna stickprovet är representativt för Sveriges befolkning. One sample t test har använts för att jämföra medelvärden från stickprovet med medelvärden från populationen. Analysen visade att 4 av 6 variabler i stickprovet var signifikant skilda från populationen. Dessa resultat bekräftar

osäkerhet gällande om den genomsnittliga betalningsviljan för stickprovet är densamma som populationens genomsnittliga betalningsvilja, och därmed att uppskalning till populationsstorlek kan leda till ytterligare osäkerhet.

Vid jämförelsen mellan stickprov och population i den förenklade regressionsmodellen i tabell 5 blir resultaten relativt lika (927 respektive 923 SEK). Den aggregerade betalningsviljan (7,1 respektive 7,0 miljarder SEK) skiljer sig inte heller avsevärt. Trots detta indikerar de signifikant skilda medelvärdena från t-testen att man i denna studie bör vara försiktig med aggregering av betalningsviljan. En anledning till att det är relativt liten skillnad i betalningsviljorna från den förenklade regressionen är att konstanten utgör en stor del av den framräknade betalningsviljan (679 SEK), då den utgör en stor andel av förklaringsvärdet i OLS-regressionen.

Ahtiainen et al. (2014) poängterar att det är av vikt att stickprovet representerar populationen vid analys av betalningsvilja och det kan därmed diskuteras huruvida beräkningarna i denna CV-studie är lämpliga som ett mått på en framtida skatt. Lindhjem & Navrud (2009) belyser att påföljder till den aggregerade betalningsviljan har ignorerats i stor uträkning i betalningsviljestudier och att detta leder till bias vid uppskattning av den samhällliga välfärden. Den aggregerade betalningsviljan har möjligen också överestimerats då man frågar om individers betalningsvilja. Författarna yrkar istället på att använda hushållens betalningsvilja för att vid uppskalning bättre representera samhället (Lindhjem & Navrud, 2009).

För att skapa ett stickprov med högre representativitet bör fler observationer inkluderas i analysen. Detta kan dock tänkas komma med problem då exempelvis individer som är oroad för eller har förkunskap om havsmiljön är mer angelägna att svara på enkäten. Dessutom kan individer som bor nära havet antas dra större nytta av god miljöstatus i havsvatten än individer som bor längre från havet. Denna snedvridning kan orsaka att stickprovet inte blir representativt för populationen och det är heller inte säkert att representativiteten ökar med ökade utskick av enkäten. Ahtiainen et al. (2014) förklarar att i de fall internetbaserade enkäter inte kan förse ett representativt stickprov för populationen är ett alternativ att använda sig av intervjuer i person. De menar att volontärt deltagande ska undvikas i CV-undersökningar, för att säkerställa att enkätfrågorna besvaras av slumpmässigt utvalda individer.

6.2 Studiens svagheter

Det kan finnas flera orsaker till att den predikterade betalningsviljan i denna rapport inte representerar den sanna. Individens betalningsvilja kan exempelvis överskattas genom effekten av warm glow, då det inte kostar individen något att ange en högre betalningsvilja i och med att frågan är hypotetisk (Brännlund & Kriström, 1998).

Betalningsviljan i denna studie uppskattar värdet av god miljöstatus *genom en skatt* och det är därför väsentligt att beakta att vår uppskattade aggregerade betalningsvilja kan komma att skilja sig från *värdet* av god miljöstatus. Detta kan exempelvis bero på individens inställning till staten och skatter i allmänhet, men kan också bero på dold betalningsvilja. Dold betalningsvilja kan vara då en person utöver sin angivna betalningsvilja genom en skatt även skänker pengar till en miljöorganisation eller själv anstränger sig genom miljövänliga handlingar (e.g. städar haven på skräp). På så sätt kan denna studie missa delar i värderingen av god miljöstatus i svenska havsvatten.

Användandet av betalkort för att uppskatta betalningsviljan kan diskuteras. Höga värden på intervallen kan resultera i en högre uppskattad betalningsvilja än den korrekta, vilket förklaras som bias kring centring och omfång (Venkatachalam, 2004). Vidare menar Cameron & Huppert (1989) att användning av en metod som utgår från mittpunkten i intervallet inte tar i beaktande att de sanna värdena inom intervallen inte nödvändigtvis är lika med intervallets mittpunkt, vilket kan leda till snedvridning av regressionskoefficienterna.

Ett alternativ till att använda den genomsnittliga betalningsviljan vid införande av en skatt hade kunnat vara att skapa paretooptimal allokering (där ingen kan få det bättre utan att någon annan får det sämre) genom att låta individer betala den summa de angett som sin exakta betalningsvilja. I teorin hade då alla varit nöjda, men det är dock debatterbart huruvida detta i praktiken är rättvist, om ens genomförbart.

Ytterligare en osäkerhet med studien är att individerna i fråga fick ange betalningsvilja för god miljöstatus gällande flera olika aspekter. Möjligen är en individ endast villig att betala för förändring i fiskbestånd eftersom hen är fiskare, men kanske inte är villig att betala något för andra typer av miljöförstöring.

6.3 Vidare forskning

Ett möjligt alternativ för att hantera förekomsten av nollsvär är den så kallade spike-modellen. Modellen har använts i ett flertal tidigare studier (e.g. Ahtainen et al., 2014; Yoo & Kwak, 2002) och tar bättre hänsyn till att individer uttrycker noll i betalningsvilja. Ahtainen et al. (2014) hävdar att spike-modellen är att föredra framför OLS- och intervallregression med avseende på dess mer lämpliga sätt att hantera respondenter med noll i betalningsvilja. Vi ser gärna att den data som använts i denna studie även analyseras genom spike-modellen i en framtida studie.

7. Slutsats

För att nå målen om god miljöstatus i svenska havsvatten krävs monetära uppskattningar av värdet för dessa åtgärder. Denna studie har genom att undersöka betalningsviljan konstaterat en genomsnittlig predikterad betalningsvilja på mellan 925-976 SEK per person och år för att uppnå god miljöstatus i Västerhavet och svenska Östersjön. Betalningsviljan kan genom en OLS-regression förklaras genom en individs inkomst och distans till havet, samt om individen är oroad för havsmiljön, har donerat pengar de senaste 12 månaderna och individens attityd till att inspirera andra. En aggregerad årlig betalningsvilja på mellan 7,0-7,4 miljarder SEK för Sveriges befolkning räknas sedan fram. Signifikanta skillnader i medelvärden gällande 4 av 6 variabler mellan vårt stickprov och vår population talar dock för en stark osäkerhet när det kommer till antagandet att den genomsnittliga predikterade betalningsviljan baserad på vårt stickprov är representativt för hela den svenska befolkningen. Med våra resultat ämnar vi bidra till fältet för betalningsviljestudier för havsmiljö kvalitet med insikt om aggregerad betalningsvilja och de problem som uppkommer med att använda icke-representativa individer för antaganden om populationen.

Referenser

- Ahtiainen, H., Artell, J., Czajkowski, M., Hasler, B., Hasselström, L., Huhtala, A., . . . Semeniene, D. (2014). Benefits of meeting nutrient reduction targets for the Baltic Sea - a contingent valuation study in the nine coastal states. *Journal of Environmental Economics and Policy*, 3(3), 278-305.
- Anthesis. (2020). *Värdet av att uppnå god miljöstatus i svenska havsvatten: En betalningsviljestudie*. (2020:8).
- Atkins, J., & Burdon, D. (2006). An initial economic evaluation of water quality improvements in the Randers Fjord, Denmark. *Marine Pollution Bulletin*, 53(1), 195-204.
- Bateman, I., & Kling, C. (2020). Revealed Preference Methods for Nonmarket Valuation: An Introduction to Best Practices. *Review of Environmental Economics and Policy*, 14(2), 240-259.
- Bishop, R. (2018). Warm Glow, Good Feelings, and Contingent Valuation. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 43(3), 307-320.
- Brännlund, R., & Kriström, B. (1998). *Miljöekonomi*. Lund: Studentlitteratur AB.
- Cameron, T., & Huppert, D. (1989). OLS versus ML estimation of non-market resource values with payment card interval data. *Journal of Environmental Economics and Management*, 17(3), 230-246.
- Cameron, A., & Trivedi, P. (2010). *Microeconometrics using Stata (Rev. ed.)*. College Station, Tex.: Stata Press.
- European Commission. (2021, 21 september). *Our Oceans, Seas and Coasts: The Marine Strategy Framework Directive*. https://ec.europa.eu/environment/marine/eu-coast-and-marine-policy/marine-strategy-framework-directive/index_en.htm
- European Commission. (u.å.). *Our Oceans, Seas and Coasts: Regional Sea Conventions*. Hämtad 2022-05-25 från https://ec.europa.eu/environment/marine/international-cooperation/regional-sea-conventions/index_en.htm

Forskning & Framsteg. (2012, 7 augusti). *Nära havet vill vi bo.*

<https://fof.se/artikel/2012/7/nara-havet-vill-vi-bo/>

Frank, R., & Cartwright, E. (2020). *Microeconomics and Behavior* (3rd European ed.).

Hanley, N., Hynes, S., Patterson, D., & Jobstvogt, N. (2015). Economic valuation of marine and coastal ecosystems: is it currently fit for purpose?. *Journal of Ocean and Coastal Economics*.

Hausman, J. (2012). Contingent Valuation: From Dubious to Hopeless. *The Journal of Economic Perspectives*, 26(4), 43-56.

Havs- och vattenmyndigheten. (2021). *Kortversion av rapporten Marin strategi för Nordsjön och Östersjön: Åtgärdsprogram för havsmiljön 2022- 2027 enligt havsmiljöförordningen.* (2021:26).

<https://www.havochvatten.se/download/18.3ab3bb5417e137738649b53d/1641832507211/kortversion-aph-tillgangligfixad.pdf>

Havs- och vattenmyndigheten. (2020a, 28 augusti). *Så mår havet, sjöarna och vattendragen.*

<https://www.havochvatten.se/om-oss-kontakt-och-karriar/om-oss/hallbar-forvaltning/sa-mar-havet-sjoarna-och-vattendragen.html>

Havs- och vattenmyndigheten. (2020b, 28 augusti). *Så jobbar vi för hållbar förvaltning av*

hav, sjöar, vattendrag och fisk. <https://www.havochvatten.se/om-oss-kontakt-och-karriar/om-oss/hallbar-forvaltning/sa-jobbar-vi-for-hallbar-forvaltning-av-hav-sjoar-vattendrag-och-fisk.html>

Havs- och vattenmyndigheten. (2019a, 17 april). *Så mår Östersjön och vad görs för att*

komma till rätta med miljöproblemen?. <https://www.havochvatten.se/planering-forvaltning-och-samverkan/program-projekt-och-andra-uppdrag/ostersjon/sa-mar-ostersjon.html#h-Sammanfattning>

Havs- och vattenmyndigheten. (2019b, 24 april). *Övergödning.*

<https://www.havochvatten.se/miljopaverkan-och-atgarder/miljopaverkan/overgodning.html>

Havs- och vattenmyndigheten. (2018, 12 april). *Havsmiljödirektivet*.

<https://www.havochvatten.se/planering-forvaltning-och-samverkan/havsmiljoforvaltning/havsmiljodirektivet.html>

Havs- och vattenmyndigheten. (2015). *God havsmiljö 2020*. (2015:30).

<https://www.havochvatten.se/download/18.45ea34fb151f3b238d8d1217/1452867739810/rapport%20ort-2015-30-atgardsprogram-for-havsmiljon.pdf>

Havs- och vattenmyndigheten. (2014a, 14 februari). *God miljöstatus - det önskade tillståndet i havsmiljön*. <https://www.havochvatten.se/planering-forvaltning-och-samverkan/havsmiljoforvaltning/god-miljostatus---det-onskade-tillstandet-i-havsmiljon--.html>

Havs- och vattenmyndigheten. (2014b, 11 februari). *Havsförsurning*.

<https://www.havochvatten.se/miljopaverkan-och-atgarder/miljopaverkan/forsurning/havsforsurning.html>

Havs- och vattenmyndigheten. (2022, 29 mars). *Västerhavet*.

<https://www.havochvatten.se/vagledning-foreskrifter-och-lagar/vagledningar/havsplaner/vasterhavet.html>

Hicks, J. (1946). *Value and capital : An inquiry into some fundamental principles of economic theory* (2.nd ed.).

Hole, A. (2007). A comparison of approaches to estimating confidence intervals for willingness to pay measures. *Health Economics*, 16(8), 827-840.

Hökby, S. & Söderqvist, T. (2003). Elasticities of Demand and Willingness to Pay for Environmental Services in Sweden. *Environmental and Resource Economics*, 26(3), 361–383.

Johnston, R., Boyle, K., Adamowicz, W., Bennett, J., Brouwer, R., Cameron, T., . . . Vossler, C. (2017). Contemporary guidance for stated preference studies. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 4(2), 319-405.

Kling, C. L., Phaneuf, D. J. and Zhao, J. (2012). From Exxon to BP: Has Some Number Become Better than No Number? *Journal of Economic Perspective* 26(4): 3–26

Kolstad, C.D. (2011). *Intermediate environmental economics*. New York: Oxford University Press

Kosenius, A., & Markku, O. (2015). Ecosystem benefits from coastal habitats—A three-country choice experiment. *Marine Policy*, 58, 15-27.

Kriström, B. & Riera, P. (1996). Is the Income Elasticity of Environmental Improvements Less Than One? *Environmental and Resource Economics*, 7(1), 45-55.

Lidholm, N., & Nilsson, T. (2020). Nyttan Av Att Uppnå God Miljöstatus I Den Svenska Östersjön; The Benefit of Achieving Good Environmental Status in the Swedish Parts of the Baltic Sea. [Kandidatuppsats, Göteborgs Universitet] Gothenburg University Publications Electrino Archive. <https://gupea.ub.gu.se/handle/2077/65448>

Lindhjem, H., & Navrud, S. (2009). Asking for Individual or Household Willingness to Pay for Environmental Goods? : IIImplication for Aggregate Welfare Measures. *Environmental & Resource Economics*, 43(1), 11-29.

Lloyd-Smith, P., & Adamowicz, W. (2018). Can stated measures of willingness-to-accept be valid? Evidence from laboratory experiments. *Journal of Environmental Economics and Management*, 91, 133-149.

Nieminen et al. (2019). The economic benefits of achieving Good Environmental Status in the Finnish marine waters of the Baltic Sea. *Marine policy* 99:181–189.

SCB. (u.å.a). *Folkmängden efter region, civilstånd, ålder och kön. År 1968 - 2021*. Hämtad 2022-04-20 från https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START__BE__BE0101__BE0101A/BefolkningNy/

SCB. (u.å.b). *Sammanräknad förvärvsinkomst, medelinkomst för boende i Sverige hela året, tkr efter region, kön, ålder och inkomstklass. År 1999-2020*. Hämtad 2022-04-20 från https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START__HE__HE0110__HE0110A/SamForvInk1/table/tableViewLayout1/

SCB. (u.å.c). *Antal personer per hushåll efter region och boendeform. År 2012 - 2020*. Hämtad 2022-04-20 från

https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START__HE__HE0111/HushallT29/table/tableViewLayout1/

SCB. (u.å.d). *Befolkningen 1990-20201, 25-64 år, fördelad efter utbildningsnivå och kön*. Hämtad 2022-04-20 från <https://www.scb.se/hitta-statistik/statistik-efter-amne/utbildning-och-forskning/befolkningens-utbildning/befolkningens-utbildning/pong/tabell-och-diagram/utbildningsniva-efter-kon-2564-ar/>

Yoo, S., & Kwak, S. (2002). Using a spike model to deal with zero response data from double bounded dichotomous choice contingent valuation surveys. *Applied Economics Letters*, 9(14), 929-932.

SFS 2018:2113. *Havsmiljöförordningen*. https://www.riksdagen.se/sv/dokument-lagar/dokument/svensk-forfattningssamling/havsmiljoforordning-20101341_sfs-2010-1341

Stock, J., & Watson, M. (2020). *Introduction to econometrics* (Fourth edition, global ed., Pearson series in economics).

Sveriges miljömål. (2022a, 31 mars). *Hav i balans samt levande kust och skärgård*. <https://www.sverigesmiljomal.se/miljomalen/hav-i-balans-samt-levande-kust-och-skargard/>

Sveriges miljömål. (2022b, 31 mars). *Ingen övergödning*. <https://www.sverigesmiljomal.se/miljomalen/ingen-overgodning/>

Söderberg, M., & Barton, D. (2013). Marginal WTP and Distance Decay: The Role of ‘Protest’ and ‘True Zero’ Responses in the Economic Valuation of Recreational Water Quality. *Environmental & Resource Economics*, 59(3), 389-405.

Roser, D., & Seidel, C. (2016). The “polluter pays” principle: Taking responsibility for one’s actions. In *Climate Justice* (pp. 128-139). Routledge.

Ross, A., & Willson, V. L. (2017). *One-Sample T-Test Basic and Advanced Statistical Tests*. SensePublishers, Rotterdam.

Venkatachalam, L. (2004). The contingent valuation method: A review. *Environmental Impact Assessment Review*, 24(1), 89-124.

Whitehead, J. C. (2016). Plausible responsiveness to scope in contingent valuation. *Ecological Economics*, 128, 17-22.

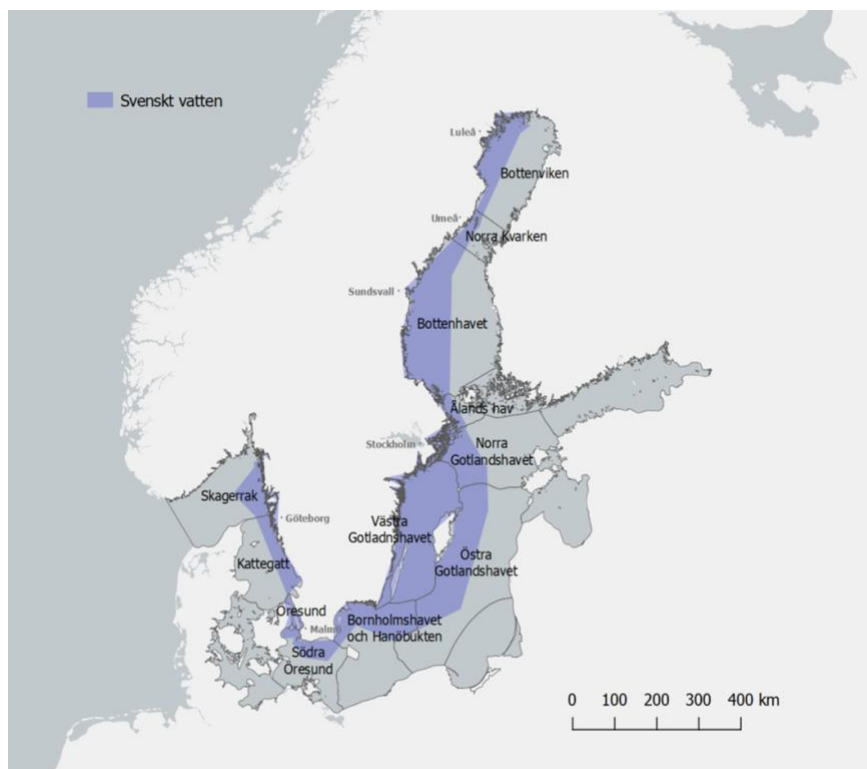
Wilms, R., Mäthner, E., Winnen, L., & Lanwehr, R. (2021). Omitted variable bias: A threat to estimating causal relationships. *Methods in Psychology (Online)*, 5, 100075.

Wooldridge, J. (2018). *Introductory econometrics : A modern approach* (Seventh ed.).

Östberg, K., Hasselström, L., & Håkansson, C. (2012). Non-market valuation of the coastal environment – Uniting political aims, ecological and economic knowledge. *Journal of Environmental Management*, 110, 166-178.

Bilagor

Bilaga 1. Enkätens redogörelse för svenskt havsvatten.



Bilaga 2. Enkätens presentation av nuvarande samt god status i svenska havsvatten.

	NUVARANDE STATUS		GOD STATUS
Overgödning	<i>Ostersjön:</i> Grumligt vatten Rikligt med algbloomingar och igenväxta havsvikar	<i>Västerhavet:</i> Någorlunda klart vatten Förekomst av algbloomingar	Klart vatten Låg nivå av algbloomingar
Biodiversitet	Låg variation av livsmiljöer och arter		Hög variation av livsmiljöer och arter
Icke-inhemiska arter	Nya icke-inhemiska arter ökar		Inga nya icke-inhemiska arter
Fiskbestånd	<i>Ostersjön:</i> Bestånd av lax, torsk och gös försämras Minskat antal rovtiskar	<i>Västerhavet:</i> Bestånden av hälleflundra, havskatt och ål är starkt eller akut hotade. Litet bestånd av torsk Andelen storväxt fisk är låg särskilt i kustområden	Fiskbestånd, inklusive lax, torsk och gös, är livskraftiga Balanseratfisksamhälle
Farliga ämnen	<i>Ostersjön:</i> Stör ekosystem och mängderna överstiger de säkra gränserna för många fiskarter	<i>Västerhavet:</i> Stör ekosystemet och förhöjda halter i flera fiskarter	Stör inte ekosystem och mängderna överstiger inte de säkra gränserna för någon fiskart
Fysisk påverkan	Muddring, skräp, undervattensbuller och energi orsakar lokala störningar för ekosystem		Muddring, skräp, undervattensbuller och energi orsakar inga lokala störningar för ekosystem

Bilaga 3. Enkätens presenterade intervall för det högsta årliga belopp respondenten är villig att betala för att uppnå god miljöstatus i svenska havsvatten.

- | | | |
|-------------------------------------|------------------------------------|---------------------------------------|
| <input type="radio"/> 0 kr ->25->28 | <input type="radio"/> 401–500 kr | <input type="radio"/> 4001–6000 kr |
| <input type="radio"/> 1–70 kr ->23 | <input type="radio"/> 501–750 kr | <input type="radio"/> 6001–8000 kr |
| <input type="radio"/> 71–100 kr | <input type="radio"/> 751–1000 kr | <input type="radio"/> 8001–11000 kr |
| <input type="radio"/> 101–150 kr | <input type="radio"/> 1001–1500 kr | <input type="radio"/> 11001–15000 kr |
| <input type="radio"/> 151–200 kr | <input type="radio"/> 1501–2000 kr | <input type="radio"/> Mer än 15000 kr |
| <input type="radio"/> 201–300 kr | <input type="radio"/> 2001–3000 kr | <input type="radio"/> Vet inte ->29 |
| <input type="radio"/> 301–400 kr | <input type="radio"/> 3001–4000 kr | |