



Prisens betydning i valget mellom sunt og usunt

*En empirisk studie av sjokolade og frukt som substitutter
i det norske dagligvaremarkedet*

Synne Korssjøen og Tiril Lobekk Kvame

Veiledere: Frode Steen og Simen Aardal Ulsaker

Masterutredning i økonomi og administrasjon

Hovedprofil: Økonomisk styring

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer inntår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Forord

Denne masterutredningen er skrevet som et avsluttende arbeid i den femårige siviløkonomutdanningen ved Norges Handelshøyskole. Utredningen er en del av FOOD Research Project, et forskningssamarbeid mellom NHH og NorgesGruppen. Arbeidet har vært en givende og lærerik prosess, der vi har fått mulighet til å fordype oss i et spennende tema av stor samfunnsmessig betydning.

Vi ønsker å rette en stor takk til våre veiledere, Frode Steen og Simen Aardal Ulsaker, for engasjement, konstruktive tilbakemeldinger og lærerike diskusjoner gjennom hele prosessen. Videre vil vi uttrykke takknemlighet overfor NorgesGruppen, som har tilgjengeliggjort data og bidratt til diskusjon rundt våre funn.

Norges Handelshøyskole

Bergen, desember 2024

Synne Korssjøen

Tiril Lobekk Kvame

Sammendrag

Usunt kosthold er blant de største folkehelseutfordringene i Norge. Vurdert opp mot Helsedirektoratets kostråd spiser nordmenn for lite frukt og grønnsaker og for mye tilsatt sukker. Etter flere år med positiv utvikling i kostholdet har trenden snudd de siste årene. Spesielt i 2023 falt forbruket av frukt og grønnsaker kraftig, noe som kan tilskrives høy prisstigning, svekket kjøpekraft og økt prisbevissthet blant forbrukere.

Denne utredningen analyserer prisens betydning i valget mellom sunne og usunne matvarer. Vi estimerer etterspørselastisiteter for sjokolade, der frukt inngår som et substitutt. Analysen er basert på salgsdata fra ■■■ Kiwi-butikker i perioden januar 2021 til september 2024. Resultatene diskuteres i lys av relevant litteratur og teori om elastisiteter og substitusjonseffekter.

For å estimere hvordan pris påvirker etterspørsel, benytter vi to-trinns minste kvadraters metode (2SLS) med instrumentvariabler. Etterspørselen estimeres på produktnivå for ti ulike sjokoladeprodukter, mens fruktprisen inngår som en aggregert variabel på butikknivå. Videre inkluderer vi inntekt, utdanningsnivå og avstand til svenskegrensen som forklaringsvariabler. Vi finner at etterspørselen etter sjokolade er elastisk, med en egenpriselastisitet på -1.55. Krysspriselastisiteten mellom sjokolade og frukt er estimert til 0.45, noe som indikerer en moderat substitusjonseffekt. I tillegg øker sjokoladekonsumet med høyere inntekt, reduseres med høyere utdanning, og påvirkes negativt av kort avstand til svenskegrensen. Resultatene antyder at helseøkonomiske virkemidler, som skattlegging av usunn mat og subsidiering av sunn mat, kan være effektive tiltak for å skifte konsumet i en sunnere retning.

Innhold

| | | |
|----------|--|-----------|
| 1 | Innledning | 1 |
| 1.1 | Bakgrunn for utredningen | 1 |
| 1.2 | Motivasjon | 2 |
| 1.3 | Problemstilling | 3 |
| 1.4 | Avgrensning | 3 |
| 1.5 | Oppgavens struktur | 3 |
| 2 | Bakgrunn | 4 |
| 2.1 | Hovedaktørene i det norske dagligvaremarkedet | 4 |
| 2.2 | Konsumprisindeks | 5 |
| 2.3 | Endret forbruksmønster | 8 |
| 2.4 | Sukkeravgift | 10 |
| 2.5 | Prising av frukt og grønnsaker | 11 |
| 2.6 | Prising av sjokolade | 11 |
| 2.6.1 | Utvikling i kakaopris | 12 |
| 2.6.2 | Utvikling i sukkerpris | 13 |
| 3 | Teori | 15 |
| 3.1 | Priselastisitet | 15 |
| 3.2 | Krysspriselastisitet | 15 |
| 3.3 | Inntektselastisitet | 16 |
| 3.4 | Inntekts- og substitusjonseffekten | 17 |
| 4 | Litteratur | 18 |
| 4.1 | Priselastisitet | 18 |
| 4.1.1 | Forbrukeradferd | 18 |
| 4.1.2 | Internasjonale studier på priselastisitet | 19 |
| 4.1.3 | Norske studier på priselastisitet | 20 |
| 4.2 | Sosioøkonomiske ulikheter | 21 |
| 4.3 | Helseøkonomiske virkemidler | 21 |
| 4.4 | Grensehandel | 23 |
| 4.5 | Litteraturgrunnlag oppsummert | 24 |
| 5 | Datagrunnlag | 25 |
| 5.1 | Om datasettet | 25 |
| 5.2 | Variabler | 25 |
| 5.3 | Deskriptiv statistikk | 28 |
| 5.3.1 | Omsetning per produkt | 28 |
| 5.3.2 | Prisutvikling | 29 |
| 5.3.3 | Omsetning- og kvantumsutvikling | 31 |
| 5.3.4 | Kvantumsutvikling etter utdanningsnivå | 32 |
| 5.3.5 | Kvantumsutvikling etter avstand til svenskegrensen | 32 |
| 6 | Empirisk metode | 34 |
| 6.1 | OLS - Minste kvadraters metode | 34 |
| 6.2 | Endogenitet | 34 |

| | | |
|----------|---|-----------|
| 6.3 | Instrumentvariabler | 35 |
| 6.4 | 2SLS - To-trinns minste kvadraters metode | 37 |
| 6.5 | Paneldata | 38 |
| 6.6 | Faste effekter | 39 |
| 6.7 | Klyngerobuste standardfeil | 39 |
| 6.8 | Modellspesifikasjon | 41 |
| 6.8.1 | Generell etterspørselsfunksjon | 41 |
| 6.8.2 | Valg av funksjonsform | 41 |
| 6.8.3 | Vår modell | 43 |
| 7 | Resultater | 46 |
| 7.1 | Regresjonsanalyse | 46 |
| 7.2 | Robusthetsanalyse | 48 |
| 8 | Diskusjon | 51 |
| 8.1 | Sjokoladepreis | 51 |
| 8.1.1 | Priselastisitet | 51 |
| 8.1.2 | Politiske implikasjoner | 52 |
| 8.2 | Fruktpris | 53 |
| 8.2.1 | Krysspriselastisitet | 53 |
| 8.2.2 | Politiske implikasjoner | 53 |
| 8.3 | Inntekt | 55 |
| 8.4 | Utdanning | 56 |
| 8.5 | Grensehandel | 57 |
| 9 | Konklusjon | 60 |
| 9.1 | Konklusjon | 60 |
| 9.2 | Begrensninger | 61 |
| 9.3 | Forslag til videre forskning | 62 |
| | Referanser | 64 |
| | Appendiks | |
| A | Data | 70 |
| A.1 | Bearbeidelse av data | 70 |
| A.2 | Variabler | 71 |
| A.3 | Inntekt | 74 |
| A.4 | Utdanning | 75 |
| B | Tester | 76 |
| B.1 | Instrumentvariabler | 76 |
| B.2 | Heteroskedastisitet | 76 |

Figurliste

| | | |
|-----|--|----|
| 2.1 | Markedsandeler i tradisjonell dagligvarehandel (2023) | 4 |
| 2.2 | KPI for matvarer og alkoholfrie drikkevarer (2021-2024) | 6 |
| 2.3 | Årsvekst for matvarer og alkoholfrie drikkevarer (2022-2023) | 7 |
| 2.4 | Utvikling i kakaopris (2021-2024) | 12 |
| 2.5 | Utvikling i sukkerpris (2021-2024) | 14 |
| 5.1 | Prisutvikling for frukt | 30 |
| 5.2 | Prisutvikling for sjokolade | 31 |
| 5.3 | Halvårlig utvikling i omsetnings- og kvantumsandel for sjokolade | 32 |

Tabelliste

| | | |
|-----|---|----|
| 2.1 | Vekter for KPI (2022 og 2023) | 6 |
| 2.2 | Vekter for matevareindeksen (2022 og 2023) | 8 |
| 5.1 | Kategorisering av utdanningsnivå | 27 |
| 5.2 | Grensehandelkommuner | 28 |
| 5.3 | Bruttosalg og omsetningsandeler fordelt på fruktprodukter | 29 |
| 5.4 | Bruttosalg og omsetningsandeler fordelt på sjokoladeprodukter | 29 |
| 5.5 | Kvantumsandel sjokolade i kommuner med lav og høy utdanning | 32 |
| 5.6 | Kvantumsutvikling i grensehandelkommuner | 33 |
| 5.7 | Kvantumsutvikling i ikke-grensehandelkommuner | 33 |
| 7.1 | Regresjonsutskrift | 46 |
| 7.2 | Robusthetsanalyse | 48 |
| A.1 | Originale og forenklede varenavn | 72 |
| A.2 | Kiwi-butikker med tilhørende postnummer, kommune og fylke | 73 |
| A.3 | Husholdningenes medianinntekt per kommune | 74 |
| A.4 | Andel lav og høy utdanning per kommune | 75 |
| B.1 | Underidentifikasjonstest, F-test og Hansen J-test for instrumentvariabler | 76 |
| B.2 | White's test og Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet | 76 |

1 Innledning

1.1 Bakgrunn for utredningen

Usunt kosthold er en av de ledende risikofaktorene for sykdom og tidlig død, noe som påfører samfunnet enorme kostnader. De totale samfunnskostnadene relatert til usunt kosthold er anslått til 154 milliarder kroner årlig (Helsedirektoratet, 2016). Som en del av arbeidet med å forbedre folkehelsen og forebygge utvikling av kroniske sykdommer, ble nye nasjonale kostråd lansert i august 2024. Kostrådene anbefaler blant annet å begrense inntaket av godteri, snacks og søte bakevarer (Helsedirektoratet, 2024a). I tillegg bør man spise minst fem og helst åtte porsjoner med frukt, bær og grønnsaker daglig.

Hvert år publiserer Helsedirektoratet en rapport om utviklingen i norsk kosthold. Vurdert opp mot Helsedirektoratets kostråd, er forbruket av tilsatt sukker fremdeles for høyt og forbruket av frukt og grønnsaker for lavt (Helsedirektoratet, 2024b). I løpet av de siste tiårene har forbruket av frukt og grønnsaker økt betydelig. Fra 1999 til 2022 har forbruket av grønnsaker økt med 28 prosent, mens forbruket av frukt og bær har økt med 18 prosent (Helsedirektoratet, 2023). De siste årene har imidlertid trenden snudd, med betydelig lavere forbruk i både 2022 og 2023. Forbruket av tilsatt sukker per person har gått ned fra 44 til 24 kilo per år i perioden 1999-2019. Til tross for denne nedgangen, er sukkerforbruket fremdeles høyere enn anbefalt.

Kostholdsvaner og etterlevelse av kostrådene varierer betydelig mellom grupper med ulik sosioøkonomisk status. Begrepet sosioøkonomisk status refererer til en persons tilgang til samfunnets ressurser og goder, målt gjennom faktorer som utdanningsnivå, inntekt og arbeidsledighet (Kvalnes & Brandal, 2023). Ulikhetene i kostholdsvaner mellom sosioøkonomiske grupper kan blant annet forklares med de faktorene forbrukere vektlegger ved matkjøp. Én av faktorene som påvirker matvalg er hvorvidt maten er bra for helsen. Ifølge Helsedirektoratet (2024b) oppgir betydelig flere kvinner og personer med høyere utdanning at de i stor grad prøver å velge sunne alternativer. For de fleste er imidlertid smak og pris viktigere enn hvorvidt maten er bra for helsen. Tidligere har smak vært den dominerende faktoren, men siden 2017 har det vært en markant nedgang i andelen som vektlegger smak mest. Samtidig har det vært en økning i andelen som legger mest vekt på

pris, spesielt fra 2022 til 2023.

Økt prisbevissthet kan tilskrives stigende prisvekst og svekket kjøpekraft de siste årene. Både i 2022 og 2023 så vi en kraftig prisvekst i Norge, med en årsvekst i konsumprisindeksen (KPI) på henholdsvis 5.8 og 5.5 prosent (Økland & Sandstå, 2024). Veksten var i stor grad drevet av prisøkning på mat- og drikkevarer, som fra 2022 til 2023 økte med hele 10.0 prosent. Frukt og grønnsaker var de matvaregruppene med høyest prisvekst på henholdsvis 13.6 og 13.3 prosent i 2023. I tillegg til økte matvarepriser, har forbrukere fått dårligere råd de siste årene som følge av økte rentekostnader og dyrere strøm. Lønn og offentlige stønader økte i 2023, men de økte inntektene ble spist opp av prisveksten (Lindstrøm, Rundberget, et al., 2024). Dette medførte et fall i husholdningenes kjøpekraft for andre år på rad. Ifølge Statistisk sentralbyrå (SSB) har prisveksten vært avtakende i 2024, men høye matvarepriser holder fremdeles prisveksten oppe (Thorsnes, 2024).

De økte matvareprisene og svekket kjøpekraft kan ha økt betydningen av pris i forbrukernes matvalg. Etter en lang periode med positiv utvikling har forbruket av frukt de siste årene falt betydelig. Samtidig oppfordrer de nasjonale kostrådene til økt inntak av frukt og redusert inntak av sukkerholdige matvarer, som sjokolade. Dette reiser spørsmål om hvordan pris påvirker etterspørselen etter sjokolade, og i hvilken grad frukt kan være et substitutt. For å undersøke dette vil vi gjennomføre en analyse som kvantifiserer sammenhengen mellom pris og etterspørsel etter sjokolade i det norske dagligvaremarkedet.

1.2 Motivasjon

Vår motivasjon for å skrive denne utredningen er forankret i et ønske om å belyse viktige samfunnsutfordringer. Problematikken knyttet til usunt kosthold har betydelige konsekvenser for folkehelsen og utgjør store samfunnsøkonomiske kostnader. Vi ønsker derfor å få en dypere forståelse av hva som påvirker etterspørselen etter usunne matvarer.

Med denne utredningen ønsker vi å bidra med kvantitativ innsikt i hvordan økonomiske tiltak kan fremme bedre etterlevelse av kostholdsråd på et bredere samfunnsplan. Tidligere forskning på forholdet mellom sjokolade og frukt i det norske dagligvaremarkedet er begrenset. Dette åpner for en mulighet til å bidra med ny kunnskap som kan være verdifull for beslutningstakere, næringslivaktører og forbrukere.

1.3 Problemstilling

Formålet med denne utredningen er å analysere hvordan pris påvirker etterspørselen etter sjokolade. Med utgangspunkt i et helseøkonomisk perspektiv, ønsker vi å undersøke substituerbarheten mellom sjokolade og frukt. Problemstillingen vi søker å besvare gjennom utredningen er:

Hvordan påvirker prisene på sjokolade og frukt etterspørselen etter sjokolade i Norge?

1.4 Avgrensning

For å avgrense oppgaven velger vi å se på frukt og sjokolade som representanter for henholdsvis sunn og usunn mat. For å rendyrke analysen har vi valgt å utelate grønnsaker, som i mindre grad anses som et substitutt til sjokolade. På grunn av den gjensidige avhengigheten mellom pris og etterspørsel, er det nødvendig å benytte instrumentvariabler for pris for å unngå endogenitetsproblematikk. For sjokoladeprisen har vi identifisert sterke instrumentvariabler, men har ikke lyktes med å finne tilsvarende for fruktprisen. Vi har derfor avgrenset analysen til kun å estimere etterspørselsfunksjonen for sjokolade, der frukt inngår som et substitutt.

1.5 Oppgavens struktur

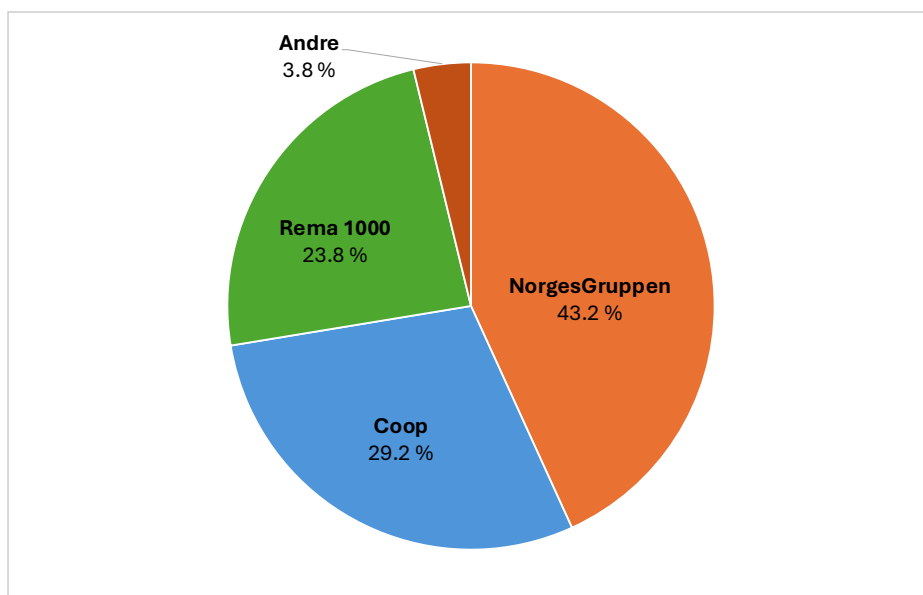
Denne utredningen består av ti kapitler med tilhørende delkapitler. Innledningsvis vil vi introdusere den overordnede bakgrunnen for oppgaven. Deretter presenteres samfunnsøkonomisk teori om konsumenters tilpasning, før vi gir en oversikt over relevant litteratur. Videre vil vi beskrive datagrunnlaget og gjøre rede for den empiriske metoden vi benytter i analysen. Deretter presenteres resultater og robusthetstester som videre drøftes i diskusjonen. Avslutningsvis vil vi konkludere, gjøre rede for begrensninger ved oppgaven og foreslå områder for videre forskning.

2 Bakgrunn

2.1 Hovedaktørene i det norske dagligvaremarkedet

I 2023 hadde totalmarkedet i dagligvarebransjen en omsetning på 254.6 milliarder kroner (NielsenIQ, 2024). Tradisjonell dagligvare utgjør den største andelen på 84.5 prosent, som tilsvarer 215 milliarder kroner. Etter tradisjonell dagligvare følger verdibutikker og servicehandel med andeler på henholdsvis 6.3 og 5.0 prosent av totalmarkedet. Verdibutikker er butikker som Europris og Normal, mens servicehandel er kiosker og bensinstasjoner, som Narvesen og Circle K.

Det norske dagligvaremarkedet består hovedsakelig av de tre etablerte paraplykjedene NorgesGruppen, Coop og Rema 1000. Til sammen kontrollerer disse rundt 96 prosent av dagligvaremarkedet. Figur 2.1 viser markedsandelene til kjedene i 2023 (Kværnes, 2024). NorgesGruppen er størst med en markedsandel på 43.2 prosent. Herunder er Kiwi det største konseptet som alene utgjør 24.1 prosent av markedet. Deretter følger Coop og Rema 1000 med markedsandeler på henholdsvis 29.2 og 23.8 prosent. En fjerde aktør i dagligvaremarkedet er Bunnpris, med en vesentlig lavere andel enn de andre aktørene (Konkurransetilsynet, 2023).



Figur 2.1: Markedsandeler i tradisjonell dagligvarehandel (2023)

For å øke konsumet av frukt og grønnsaker i befolkningen, bidrar dagligvarekjedene med kampanjer og bonusordninger. Kiwi tilbyr kundene 15 prosent Trumf-bonus på fersk frukt og grønt, mens Rema 1000 gir kundene 10 prosent rabatt på fersk frukt og grønt gjennom Æ-appen. I august 2024 lanserte Coop Extra kampanjen «Alltid 8» som respons på de nye nasjonale kostrådene. Kampanjen garanterer at kjeden alltid vil ha minst åtte frukt- eller grøntvarer til lave priser (Frøjd, 2024). Slike prisreduserende tiltak og kampanjer fra dagligvarekjedene er svært viktige for å øke forbrukernes insentiver til å kjøpe mer frukt og grønt (Kringsjaa, 2024).

2.2 Konsumprisindeks

Konsumprisindeksen (KPI) viser utviklingen i konsumpriser for varer og tjenester sammenlignet med et basisår. SSB beregner KPI månedlig og benytter 2015 som basisår. Prosentvis endring i KPI fungerer som et generelt mål for inflasjon i en økonomi. I 2023 økte KPI i Norge med 5.5 prosent (Økland & Sandstå, 2024). Matvareprisene var blant de sterkeste drivkreftene bak den samlede prisveksten i 2023, med en årsvekst på 10.0 prosent. KPI består av flere delindekser som vektet basert på betydningen de har for et husholdningsbudsjett. Prisindeksen for matvarer er blant de viktigste delindeksene ettersom en betydelig andel av et husholdningsbudsjett brukes på mat (Nygaard, 2022). Vektene som brukes til å beregne KPI oppdateres i januar hvert år og holdes konstante gjennom året. Tabell 2.1 viser vektene for ulike konsumgrupper i 2022 og 2023 (Statistisk sentralbyrå, 2024c). «Matvarer og alkoholfrie drikkevarer» utgjør den tredje viktigste konsumgruppen i begge år, etter «Transport» og «Bolig, lys og brensel».

| Konsumgruppe | 2022 | 2023 |
|--|-------|-------|
| Matvarer og alkoholfrie drikkevarer | 128.6 | 118.9 |
| Alkoholholdige drikkevarer og tobakk | 42.0 | 37.2 |
| Klær og skotøy | 50.9 | 49.5 |
| Bolig, lys og brensel | 246.2 | 244.8 |
| Møbler, husholdningsartikler og vedlikehold av innbo | 68.9 | 66.5 |
| Helsepleie | 33.9 | 34.0 |
| Transport | 149.7 | 153.7 |
| Post- og teletjenester | 23.7 | 22.3 |
| Kultur og fritid | 107.9 | 117.8 |
| Utdanning | 4.9 | 5.0 |
| Hotell- og restauranttjenester | 56.2 | 66.0 |
| Andre varer og tjenester | 87.2 | 84.3 |

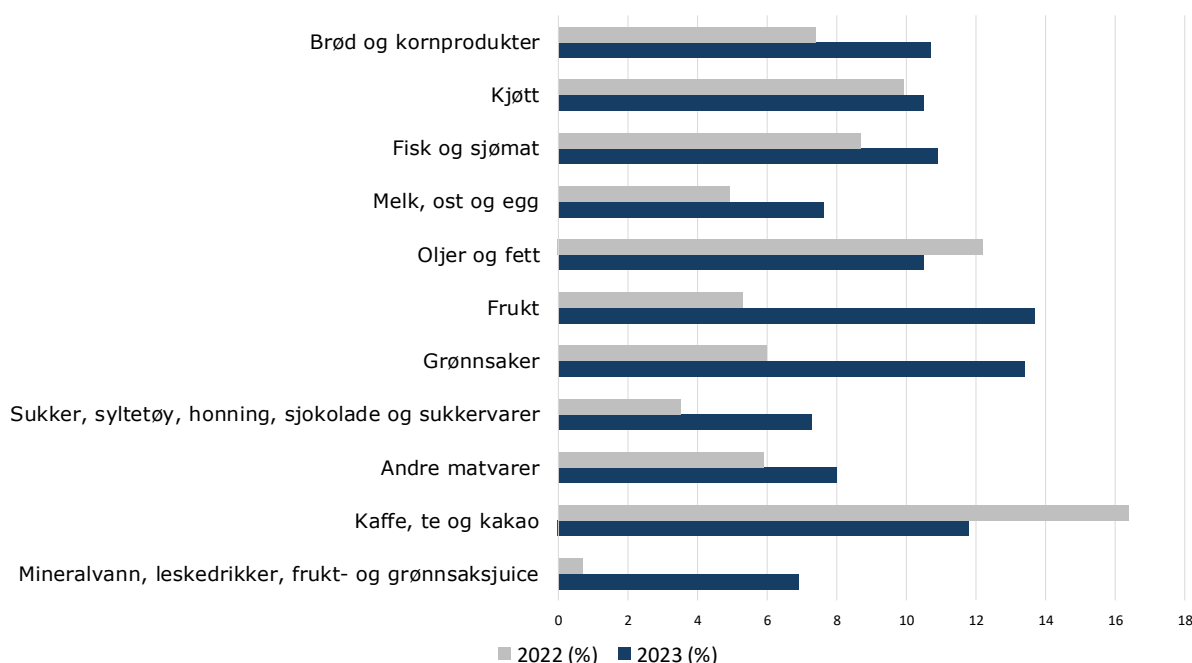
Tabell 2.1: Vekter for KPI (2022 og 2023)

Figur 2.2 viser at det har vært en sterk vekst i matvarepriser fra begynnelsen av 2022 (Statistisk sentralbyrå, 2024c). Det har vært spesielt store prishopp 1. februar og 1. juli hvert år, ettersom dagligvarekjedene har hatt disse datoene som faste tidspunkt for prisjustering. Etter kritikk signaliserte kjedene i 2024 at de ville gå bort fra ordningen med faste tidspunkt, men det ble likevel et kraftig prishopp på 3.2 prosent fra juni til juli 2024 (Lorch-Falch, 2024). Matprisene sank med 1.3 prosent igjen fra juli til august, men de bidrar fremdeles til å opprettholde den samlede prisveksten.



Figur 2.2: KPI for matvarer og alkoholfrie drikkevarer (2021-2024)

Figur 2.3 viser årsvekst for ulike matvarer og alkoholfrie drikkevarer i 2022 og 2023 (Statistisk sentralbyrå, 2024c). I 2022 økte prisene mest for gruppene «Kaffe, te og kakao» og «Oljer og fett», med årsvekst på henholdsvis 16.6 og 12.2 prosent. I 2023 var prisveksten høyest for gruppene «Frukt» og «Grønnsaker», med en vekst på henholdsvis 13.6 og 13.3 prosent. Gruppene «Mineralvann, leskedrikker, frukt- og grønnsaksjuice» og «Sukker, syltetøy, honning, sjokolade og sukkervarer» hadde den laveste prisveksten begge årene. Ifølge Helsedirektoratet (2024b) skyldes den flate prisutviklingen i disse to gruppene bortfallet av sukkeravgiften i 2021, noe som vil bli diskutert i kapittel 2.4.



Figur 2.3: Årsvekst for matvarer og alkoholfrie drikkevarer (2022-2023)

Prisindeksen for matvarer og alkoholfrie drikkevarer er sammensatt av flere varegrupper med ulike vekt. Indeksene for hver varegruppe vektet sammen ved hjelp av faste utgiftsandeler basert på tall for konsumet i husholdningene (Nygaard, 2022). Tabell 2.2 viser vektene for 2022 og 2023. De viktigste varegruppene for den totale matvareindeksen er «Kjøtt», «Melk, ost og egg» og «Sukker, syltetøy, honning, sjokolade og sukkervarer». Grupper som tillegges mindre vekt er «Oljer og fett» og «Kaffe, te og kakao». Til tross for en betydelig prisøkning i disse to gruppene i 2022, er påvirkningen deres på den totale matvareindeksen relativt liten.

| Varegruppe | 2022 | 2023 |
|---|------|------|
| Brød og kornprodukter | 13.9 | 12.8 |
| Kjøtt | 22.5 | 20.7 |
| Fisk og sjømat | 7.0 | 6.4 |
| Melk, ost og egg | 17.7 | 16.4 |
| Oljer og fett | 1.9 | 1.7 |
| Frukt | 10.5 | 9.8 |
| Grønnsaker | 10.2 | 9.4 |
| Sukker, syltetøy, honning, sjokolade og sukkervarer | 16.3 | 15.0 |
| Andre matvarer | 12.3 | 11.5 |
| Kaffe, te og kakao | 4.3 | 4.1 |
| Mineralvann, leskedrikker, frukt- og grønnsaksjuice | 12.0 | 11.2 |

Tabell 2.2: Vekter for matevareindeksen (2022 og 2023)

Årsakene til den kraftige veksten i matvarepriser er sammensatte. Ifølge Kine Søyland, kommunikasjonssjef i NorgesGruppen, er kostnadsøkninger i alle ledd den viktigste årsaken til økte matvarepriser (Resvoll, 2024). Kostnadsøkningene kan i hovedsak tilskrives krig i Ukraina og energikrise i Europa (Friberg & Steen, 2022). Reduserte avlinger i Ukraina har økt verdensmarkedsprisene på viktige råvarer som hvete, korn, bygg og oljer. I tillegg har tørke i både Sør-Europa, USA og Canada ført til en kraftig reduksjon i avlinger. Videre har manglende tilgang på gjødsel ingredienser og høye gasspriser ført til høye gjødselpriser. De høye gassprisene ga også kraftige utslag på strømprisene i Norge, som igjen økte prisene i produksjons-, lagrings- og transportledd i verdikjeden. Sistnevnte er ifølge Friberg og Steen (2022) trolig det mest kritiske for et relativt lukket matmarked som Norge.

2.3 Endret forbruksmønster

Den kraftige prisveksten vi har sett de siste årene har påvirket forbrukernes økonomi og kjøpsatferd i varierende grad. Forbruksforskningsinstituttet SIFO har utarbeidet flere rapporter om den pågående dyrtiden i Norge og konsekvensene for husholdningene. I rapporten fra august 2023 fant de en moderat bedring i husholdningenes økonomiske trygghet sammenlignet med mars 2023 (Poppe & Kempson, 2023). Likevel var den økonomiske tryggheten fremdeles betydelig lavere enn før dyrtiden, særlig for de husholdningene som var mest økonomisk sårbare i utgangspunktet. Over halvparten av respondentene har strammet inn på forbruket for å få endene til å møtes. Som følge av prisøkningene på mat har mange blitt mer prisbevisste og kjøpt billigere alternativer, men

det har ikke vært tilstrekkelig for alle. Mange husholdninger, spesielt de med lav inntekt, har måttet redusere matforbruket. I tillegg har mat blitt brukt som en salderingspost for mange hushold for å kunne betale andre regninger som strøm og bavgifter.

Den økonomiske situasjonen påvirker husholdningenes evne til å opprettholde et sunt kosthold. I 2023 publiserte Folkehelseinstituttet (FHI) en studie som undersøkte hvordan muligheten til å spise sunt varierer med inntektsnivå. Studien avdekket at lavinntektsfamilier må bruke en betydelig større andel av inntekten sin på sunn mat enn høyinntektsfamilier (Uldahl & Bere, 2023). Et kosthold i samsvar med kostrådene utgjør 11.9 prosent av inntekten for høyinntektsfamilier og hele 39.1 prosent for lavinntektsfamilier. Studien belyser hvordan sosioøkonomiske ulikheter kan forsterkes av ulike muligheter til å opprettholde et sunt kosthold.

En undersøkelse fra Opplysningskontoret for frukt og grønt (OFG) indikerer at prisøkningene har redusert forbruket av frukt, bær og grønnsaker, særlig blant prisbevisste forbrukere (Haugan & Roness, 2023). I 2022 var det gjennomsnittlige daglige forbruket av frukt, bær og grønnsaker på 3.0 porsjoner, som var det laveste målte nivået hittil. I 2023 falt snittet ytterligere til 2.9 porsjoner. Andelen som oppgir at de spiser fem eller flere porsjoner av frukt og grønt daglig var på 18.2 prosent i 2022 og 18.6 prosent i 2023, som er lavere enn tidligere. Videre avdekker undersøkelsen at gapet i frukt- og grøntforbruket mellom personer med høyere og lavere utdanning har økt fra 2022 til 2023. Pris har også en større betydning ved kjøp av frukt og grønt i 2023 sammenlignet med året før. De fleste respondenter begrunner reduksjonen i forbruk med økte priser og dårligere økonomi.

I 2024 viser undersøkelsen en positiv utvikling, der inntaket av frukt og grønt har økt for første gang siden 2019 (Sagen, 2024). Det gjennomsnittlige daglige inntaket har steget fra 2.9 til 3.3 porsjoner. Videre har andelen som oppgir at de spiser minst fem porsjoner daglig økt fra 18.6 til 24.5 prosent. Ifølge analysesjef i OFG, Tore Angelsen, kan den positive utviklingen delvis tilskrives de reviderte nasjonale kostrådene, der anbefalingen for daglig inntak av frukt og grønt ble oppjustert fra fem til helst åtte porsjoner per dag. I tillegg har dagligvarekjedene lansert store kampanjer for å øke salget av frukt og grønt, som kan ha hatt en positiv effekt på forbruket. Undersøkelsen viser også at prisen på frukt og grønt har fått mindre betydning i 2024 enn i de to foregående årene med dyrtid.

2.4 Sukkeravgift

Studier viser at sammenhengen mellom pris og forbruk er sterkest blant de med lavere sosioøkonomisk status (Darmon & Drewnowski, 2015). For å utjevne sosioøkonomiske ulikheter i kosthold, kan særavgifter være et effektivt virkemiddel (Løvhaug et al., 2022). I en lang periode hadde Norge tre ulike avgifter på sukker og sukkerholdige varer: sukkeravgift, avgift på sjokolade og sukkervarer, og avgift på alkoholfrie drikkevarer (Ruud, 2022). Per 2024 har vi kun en sukkeravgift som omfatter sukkertyper som farin og melis. De to andre avgiftene ble avskaffet av Solberg-regjeringen i 2021. Avgift på sjokolade og sukkervarer ble fjernet 1. januar 2021, mens avgift på alkoholfrie drikkevarer forsvant et halvt år senere, 1. juli 2021. Disse avgiftene var ikke helsemessig begrunnet, men eksisterte primært for å skaffe inntekter til staten.

Etter kraftige avgiftsøkninger i 2018 skjøt debatten fart og mange stilte seg kritiske til den daværende ordningen. Blant annet ble avgiftene kritisert av næringen for å ramme skjevt og bidra til økt grensehandel (Carlsen & Befring, 2019). Et utvalg ble oppnevnt for å utrede sukkeravgiften og hvilke varer den skulle omfatte. Utvalget konkluderte med at avgiftene traff tilfeldig og anbefalte derfor å erstatte den daværende sukkeravgiften med en helsebegrunnet avgift (NOU 2019: 8). Solberg-regjeringen vedtok å fjerne avgiftene med mål om å redusere grensehandel. Til tross for advarsler fra utvalget valgte regjeringen å ikke innføre en ny variant av sukkeravgiften.

I ettertid har det vært debatt om fjerningen av sukkeravgift har hatt effekt på grensehandelen. Undersøkelser fra FHI og SSB indikerer at bortfallet av sukkeravgiften ikke har redusert mengden brus og godteri nordmenn kjøper gjennom grensehandel (FHI, 2023). Undersøkelsene kan imidlertid kritiseres for å sammenligne grensehandel under pandemien med grensehandel etter pandemien, noe som gjør dem lite egnet til å vurdere effekten av sukkeravgiften. Det som imidlertid er sikkert, er at bortfallet av avgiften har ført til lavere priser på sukkervarer i Norge. En rekke helsefaglige miljøer peker på at lavere priser kan øke konsumet av sukkervarer, og ber derfor regjeringen gjeninnføre en sukkeravgift med et klart helseformål (Ruud, 2022). Et nytt regjeringsoppnevnt utvalg foreslo nylig å innføre en helsebegrunnet avgift på sukkerholdige drikkevarer (Braut et al., 2023). Forslaget ble imidlertid skrinlagt av finansminister Trygve Slagsvold Vedum (Larsen, 2024).

2.5 Prising av frukt og grønnsaker

I Norge er ikke frukt og grønnsaker nasjonalt priset. Det vil si at prisen kan variere ulike steder i landet og fra uke til uke avhengig av råvaretilgang, kvalitetsforskjeller, kampanjer i markedet og partikjøp (Kalle, 2024). I tillegg spiller jordbruksoppgjøret en viktig rolle i prisingen av frukt og grønnsaker. Jordbruksoppgjøret er årlige forhandlinger mellom staten og jordbruket representert ved Norges Bondelag og Norsk Bonde- og Småbrukarlag (Landbruksdirektoratet, u. å.). I jordbruksoppgjøret forhandles det blant annet om målpriser for et utvalg jordbruksvarer. Utvalget omfatter matpoteter, ti grønnsaker og epler. Målprisen er vareprisen som jordbruket reelt sett skal oppnå, og den bidrar til å sikre bøndene en mer stabil og forutsigbar inntekt (Norges Bondelag, 2023). Dette kan være spesielt viktig for frukt- og grønnsaksprodusenter ettersom de er utsatt for store sesongvariasjoner og andre uforutsette hendelser som kan påvirke produktiviteten i landbruket (Miljødirektoratet, 2024).

I jordbruksoppgjøret for 2024 har målprisene for frukt og grønnsaker fått et pristillegg på 3.0 prosent med virkning fra 1. juli 2024 (Landbruksdirektoratet, u. å.). Dette er en mindre økning sammenlignet med de siste to årene, der pristillegget var 8.8 prosent i 2023 og 15.0 prosent i 2022. Selv om målprisene påvirker utsalgsprisen i butikk, justeres ikke nødvendigvis butikkprisene i samme grad. Prisendringer i butikk kan være et resultat av flere faktorer, deriblant sesongvariasjoner, justeringer i marginer, samt kostnadsendringer tilknyttet transport og markedsføring. I tillegg vil dagligvarekjedene trolig tilpasse prisene basert på etterspørsel og kundenes prisfølsomhet for frukt og grønnsaker. Målpris og utsalgspris kan dermed endre seg uavhengig av hverandre fordi de berører ulike deler av verdikjeden. Importert frukt og grønt er ikke underlagt de samme målprisene, noe som kan føre til prisforskjeller mellom norske og importerte produkter, og dermed økt konkurranse i markedet (Sunde, 2024).

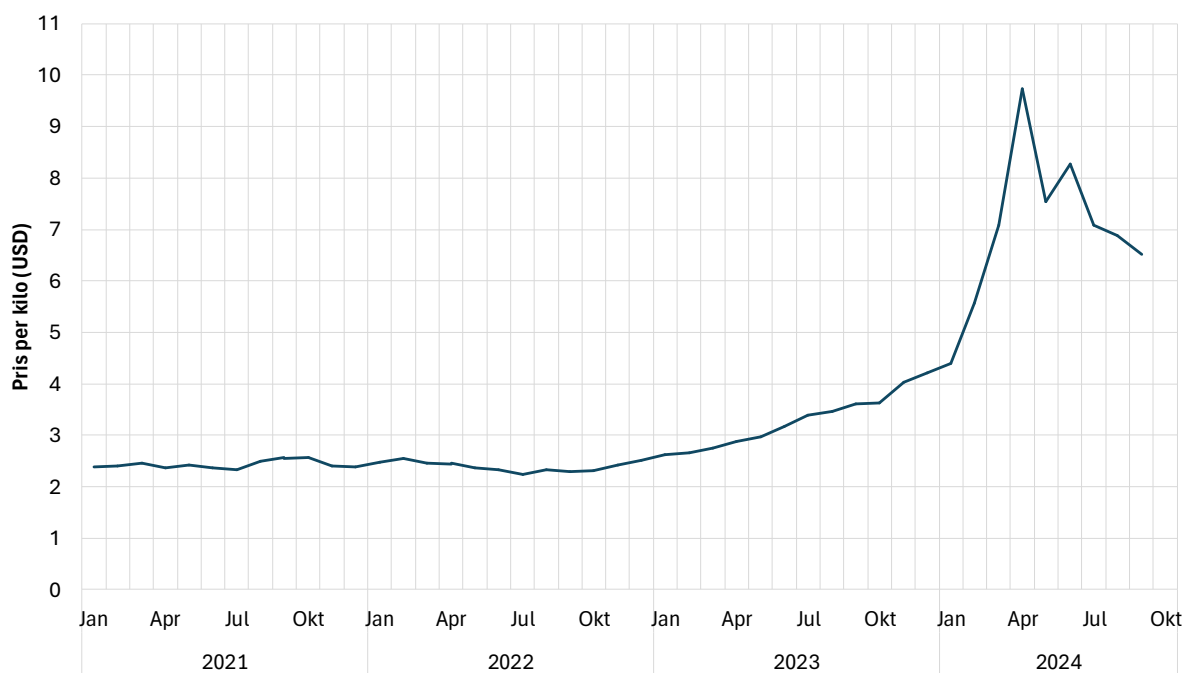
2.6 Prising av sjokolade

Både sukker og kakao er viktige råvarer i produksjonen av sjokolade. Kakaoprisen har økt kraftig det siste året, noe som påvirker sjokoladeprodusentene i stor grad. Råvareprisen på sukker har imidlertid vært relativt stabil de siste årene. Ettersom sjokolade har et relativt

høyt sukkerinnhold, vil likevel produksjonen være sårbar for endringer i sukkerprisen. I de neste delkapitlene vil vi forklare hva som påvirker råvareprisene, og hvilken betydning det kan ha for produksjonen av sjokolade.

2.6.1 Utvikling i kakaopris

Prisen på kakao måles primært gjennom futures-kontrakter på råvarebørser. Historisk sett har kakaoprisen vært relativt stabil med et gjennomsnitt rundt 2.5 dollar per kilo (Gimse, 2024). De siste to årene har imidlertid prisen økt betydelig, med en rekordhøy pristopp i april 2024. Figur 2.4 viser den standardiserte referanseprisen for kakao, beregnet av International Cocoa Organization (Trading Economics, 2024). Denne prisen er basert på et gjennomsnitt av kontraktsprisene fra New York og London for de tre nærmeste leveringsmånedene.



Figur 2.4: Utvikling i kakaopris (2021-2024)

Den høye prisveksten på kakao kan i stor grad tilskrives lave forsyninger fra Vest-Afrika, som står for rundt 80 prosent av verdens kakaoproduksjon (J.P. Morgan, 2024). En viktig årsak til dette er værphenomenet El Niño, som har forårsaket ekstrem tørke i regionen. Tørken har ikke bare skadet avlingene, men også lagt til rette for spredning av sykdommer og skadedyr som ytterligere har redusert produksjonen (Utaker, 2024). De vanskelige værforholdene har ført til at Ghana og Elfenbenskysten, verdens to største kakaoprodusenter, ikke har

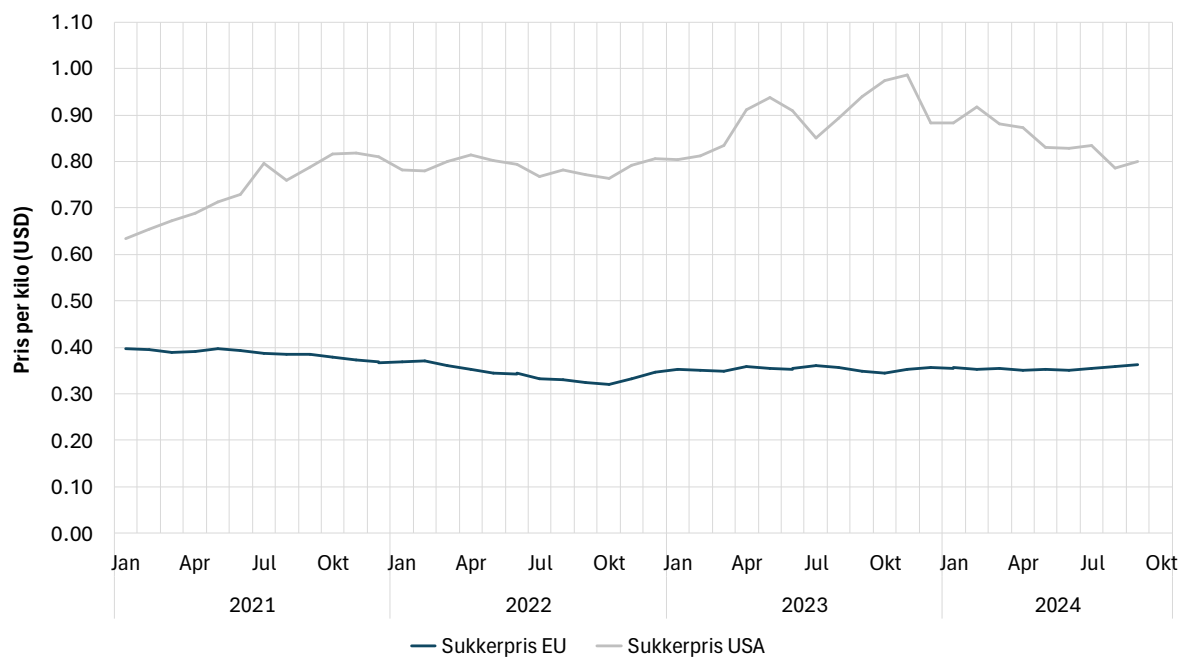
vært i stand til å oppfylle leveransene i inngåtte kontrakter. Dette resulterte i at flere hundre tusen tonn kakaobønner aldri nådde markedet (Gimse, 2024).

Det høye nivået på kakaoprisen er forventet å vedvare de neste tre til fem årene da det tar tid å dyrke nye kakaotrær (Litland & Fjellidalen, 2024). I tillegg til den høye råvareprisen, er også andre innsatsfaktorer som energi, emballasje og transport på et høyt nivå (Gimse, 2024). En av landets fremste eksperter på råvarepriser, Christian Anton Smedshaug, uttalte i april 2024 at de høye kostnadene på kakao og andre innsatsfaktorer vil slå hardt ut på sjokoladepreisen, særlig for produkter med høyt innhold av kakao (Molland, 2024).

Nye tall fra SSB viser at kokesjokolade er den matvaren som har steget mest i pris det siste året, med en prisstigning på 39.4 prosent fra oktober 2023 til oktober 2024 (Statistisk sentralbyrå, 2024c). Til sammenligning har prisen på «vanlig» spisesjokolade steget med 16.3 prosent i samme periode. Andre implikasjoner av den økte prisen på kakao kan være at produsentene reduserer mengden kakao i sjokoladeproduktene sine, og erstatter det med rimeligere ingredienser. Selv om det kan gå ut over kvalitet og smak, kan det anses som et nødvendig tiltak for å opprettholde lønnsomheten.

2.6.2 Utvikling i sukkerpris

I tillegg til kakao, er også sukker en viktig ingrediens i sjokolade. Sukkerprisen vil derfor ha stor betydning for den totale råvarekostnaden i sjokoladeproduksjonen. Figur 2.5 viser at det er store regionale forskjeller i sukkerprisen mellom USA og EU (O'Neill, 2024). Fra januar 2021 til januar 2024 har råvareprisen på sukker i USA steget fra 0.63 til 0.88 amerikanske dollar per kilo. Dette tilsvarer en økning på nesten 40 prosent. Til sammenligning har råvareprisen i EU i samme periode falt fra 0.4 til 0.36 dollar per kilo, noe som tilsvarer en reduksjon på 10 prosent. Den store prisforskjellen mellom USA og EU kan i hovedsak forklares med ulikheter i handelspolitikk og markedsreguleringer. I USA reguleres import av sukker gjennom tollkvoter som tillater import av en viss mengde sukker til lav tollsats. Utover denne gitte mengden tillegges det en høyere tollsats for å begrense import fra utenlandske produsenter (Foreign Agricultural Service, u. å.). I tillegg blir sukkerproduksjon subsidiert for å verne om innenlands produksjon (Smith, 2018). Til sammenligning har EU, siden avskaffelsen av kvotesystemet for sukkerproduksjon i 2017, hatt en mer markedsorientert prising av sukker (European Commission, 2017).



Figur 2.5: Utvikling i sukkerpris (2021-2024)

3 Teori

3.1 Priselastisitet

Etterspørselens priselastisitet, også kalt egenpriselastisiteten, måler den prosentvise endringen i etterspurt mengde av en vare som følge av en 1 % økning i prisen (Nicholson & Snyder, 2016, s. 159). Etterspørselen er elastisk dersom absoluttverdien av elastisiteten er større enn 1, og uelastisk om absoluttverdien er mindre enn 1. For dagligvarebransjen er forståelsen av priselastisitet avgjørende ved prisendringer. Varer som dekker grunnleggende behov har typisk lav priselastisitet og uelastisk etterspørsel. Det vil si at etterspurt mengde endres lite ved en prisøkning fordi varene er nødvendige for forbrukerne. Varer som ikke anses som nødvendige eller som har mange substitutter, har typisk høyere priselastisitet og elastisk etterspørsel. Etterspørselen etter disse varene er mer følsom for prisendringer ettersom forbrukerne kan velge rimeligere alternativer hvis prisen øker.

Ved kostnadsøkninger bør dagligvarekjedene ta hensyn til kundenes priselastisitet før de foretar prisendringer. Det er ikke nødvendigvis optimalt å øke prisene proporsjonalt med kostnadsøkningene, da volumeffekten vil avhenge av varens priselastisitet. For varer med lav priselastisitet, kan prisen øke uten at det medfører en vesentlig reduksjon i volum. I slike tilfeller kan kostnadsøkningen veltes over på forbrukerne gjennom en tilsvarende økning i prisen. For varer med høy priselastisitet vil derimot en fullstendig kostnadsomveltning føre til en så stor reduksjon i volum at det ikke vil lønne seg. For slike varer bør prisjusteringene være mer moderate for å opprettholde etterspørsel og konkurransevne. Dette er spesielt viktig i lavprissegmentet hvor Kiwi, Rema 1000 og Coop Extra kjemper om å være billigst. Aggressive prisøkninger kan føre til tap av kunder, ettersom forbrukerne kan velge å handle hos en annen kjede. Det er derfor avgjørende å foreta grundige vurderinger av prisjusteringer for å unngå tap av lojale kunder.

3.2 Krysspriselastisitet

I mange tilfeller vil prisendringen på én vare ha innvirkning på etterspørselen etter andre varer. Dette omtales som krysspriselastisitet. Krysspriselastisiteten måler den prosentvise endringen i etterspørsel etter en vare som følge av prisendring på en annen vare (Nicholson

& Snyder, 2016, s. 161). Varer med positiv krysspriselasititet kalles substitutter. Dette er varer som forbrukere anser som alternativer for å dekke de samme behovene. For eksempel dersom prisen på kaffe øker, vil forbrukere som anser kaffe og te som substitutter, være mer tilbøyelige til å bytte fra kaffe til te for å dekke sitt behov for varme drikker. Varer med negativ krysspriselasititet betegnes som komplementære goder. Dette er produkter som gir økt nytte når de konsumeres sammen. Når prisen på den ene varen øker, faller også etterspørselen etter den andre varen. Eksempelvis dersom prisen på pølser øker, vil typisk etterspørselen etter pølsebrød falle.

3.3 Inntektselastisitet

Etterspørselens inntektselastisitet måler hvor mye etterspurt mengde av en vare endrer seg når inntekten endres (Nicholson & Snyder, 2016, s. 159). Med andre angir elastisiteten hvor sensitiv etterspørselen er for endringer i inntekt. Inntektselastisiteten varierer avhengig av hvilken type vare det er snakk om. Vi skiller mellom normale goder og mindreverdige goder. Normale goder er varer eller tjenester hvor etterspørselen øker når forbrukernes inntekt øker. Dette er varer som forbrukerne kjøper mer av når inntekten øker, og mindre av når inntekten faller. Normale goder har en positiv inntektselastisitet, og de fleste varer faller innenfor denne kategorien. Mindreverdige goder er varer eller tjenester hvor etterspørselen synker når forbrukernes inntekt øker. Dette skyldes at forbrukerne har råd til å velge bedre og dyrere alternativer når inntekten øker. Eksempler på mindreverdige goder er rimelige dagligvarer som nudler og hermetikk. Disse godene har en negativ inntektselastisitet.

Videre kan vi dele normale goder inn i nødvendighetsgoder og luksusgoder (Goolsbee et al., 2024, s. 37). Et gode er et nødvendighetsgode hvis inntektselastisiteten er mellom 0 og 1. Det betyr at etterspørselen øker når inntekten øker, men økningen er prosentvis mindre enn inntektsøkningen. Nødvendighetsgoder er essensielle for å dekke grunnleggende behov, som eksempelvis mat og hygieneprodukter. På den andre siden er et gode et luksusgode hvis inntektselastisiteten er større enn 1. Det vil si at etterspørselen øker prosentvis mer enn inntektsøkningen. Luksusgoder er ikke essensielle, men snarere goder som gir ekstra komfort eller status, som designerklær og dyre biler. I perioder med redusert kjøpekraft vil forbrukere ifølge teorien opprettholde forbruket av nødvendige goder i stor grad, mens konsumet av luksusgoder vil reduseres i større grad. Etterspørselen etter luksusgoder er

dermed mer følsom for endringer i inntekt, sammenlignet med nødvendige goder som opprettholder en mer stabil etterspørsel.

3.4 Inntekts- og substitusjonseffekten

Når prisen på en vare endres kan etterspørselen påvirkes av både inntektseffekten og substitusjonseffekten (Nicholson & Snyder, 2016, s. 148). Substitusjonseffekten beskriver hvordan en prisendring på en vare påvirker etterspørselen ved at den blir billigere eller dyrere sammenlignet med andre varer. Når prisen på en vare øker, kan forbrukerne velge rimeligere alternativer som dekker det samme behovet. Inntektseffekten handler om hvordan prisendringen påvirker etterspørselen ved å endre forbrukernes reelle kjøpekraft. Når prisen på en vare øker, svekkes forbrukernes kjøpekraft, noe som kan redusere etterspørselen etter både den aktuelle varen og andre varer. Styrken på disse effektene avhenger blant annet av varens inntektselastisitet og krysspriselasitet. Forholdet mellom inntekts- og substitusjonseffekten er avgjørende for å forstå hvordan forbrukere tilpasser seg prisendringer.

4 Litteratur

I dette kapitlet vil vi gi en oversikt over eksisterende litteratur som danner grunnlaget for analysen i denne utredningen. Vi vil først gjennomgå forskning som undersøker sammenhengen mellom priselastisitet og forbrukeratferd. Deretter presenterer vi forskning om sosioøkonomiske ulikheter i forbruksmønstre og hvordan skatter og subsidier kan brukes som helseøkonomiske virkemidler for å fremme sunnere matvaner. Avslutningsvis vil vi presentere forskning om grensehandelens implikasjoner på sjokoladesalget. Med utgangspunkt i dette vil vi belyse hvordan vår utredning kan være et bidrag til det eksisterende kunnskapsgrunnlaget.

4.1 Priselastisitet

4.1.1 Forbrukeratferd

Ifølge Helsedirektoratet (2024b) er forbruket av tilsatt sukker for høyt, mens forbruket av frukt og grønnsaker er for lavt. En mulig tilnærming for å påvirke konsumet i en sunnere retning er å innføre tiltak som kan 'dytte' forbrukere til å erstatte usunne matvarer med sunnere alternativer (Thaler & Sunstein, 2008). Mer spesifikt har det vært økende oppmerksomhet rettet mot bruken av økonomiske virkemidler, i form av avgifter og subsidier, for å påvirke forbrukernes matvalg i en helsefremmende retning (Brownell & Frieden, 2009; Drewnowski & Darmon, 2005). Eksperimentelle studier viser at det å senke prisen på sunnere matvarer og heve prisen på usunne matvarer skifter konsumet i en sunnere retning (French, 2003; Herman et al., 2008).

En viktig forutsetning for en effektiv utforming av slike økonomiske virkemidler er en god forståelse av hvordan forbrukere responderer på prisendringer for sunne og usunne matvarer (Epstein et al., 2010). En vanlig antakelse i studier av priselastisitet er at etterspørselen faller når prisen øker, og at følsomheten er symmetrisk i begge retninger (Andreyeva et al., 2010; Bijmolt et al., 2005; Epstein et al., 2010). Med andre ord vil priselastisiteten alltid være negativ, og verdien forblir den samme, uavhengig av om prisen øker eller synker. En studie av Talukdar og Lindsey (2013) finner imidlertid at forbrukere reagerer asymmetrisk på prisendringer for sunne og usunne matvarer. For sunn mat finner

de at etterspørselsfølsomheten er større ved en prisøkning enn ved en prisreduksjon. Det vil si at ved en prisøkning vil etterspørselen reduseres i større grad enn den ville økt ved en prisreduksjon. For eksempel vil en prisøkning på frukt og grønnsaker føre til at forbrukere kjøper mindre av disse varene. En prisreduksjon vil imidlertid ikke føre til en tilsvarende økning i etterspørselen etter frukt og grønnsaker. For usunn mat er imidlertid etterspørselsfølsomheten større ved en prisreduksjon enn ved en prisøkning. Eksempelvis, hvis prisen på sjokolade faller, vil etterspørselen øke og forbrukere vil kjøpe mer sjokolade. Hvis prisen på sjokolade derimot øker, vil ikke etterspørselen reduseres i like stor grad. Talukdar og Lindsey (2013) peker på at dette er uheldige etterspørselsmønstre som bør hensyntas av både politiske beslutningstakere og dagligvarebransjen. Ettersom studien er utført i USA, er det imidlertid uklart i hvilken grad funnene kan generaliseres til en norsk kontekst.

4.1.2 Internasjonale studier på priselastisitet

Internasjonalt finnes det mange studier som har undersøkt priselastisiteter for ulike matvarer. Andreyeva et al. (2010) har utført en systematisk gjennomgang av 160 amerikanske studier om priselastisitet for ulike mat- og drikkevarer. Gjennomsnittlig priselastisitet for frukt og grønnsaker ble beregnet til henholdsvis -0.70 og -0.58, noe som indikerer at forbruket av disse matvarene er moderat følsomt for prisendringer. Det vil si at en 10 % reduksjon i prisen på frukt vil øke forbruket med omtrent 7 %, mens en tilsvarende prisreduksjon på grønnsaker vil øke forbruket med rundt 5.8 %. For søtsaker finner de at etterspørselen er betydelig mindre elastisk, med en priselastisitet på -0.34. Dette innebærer at en 10 % prisøkning bare vil redusere forbruket med omtrent 3.4 %. Med andre ord vil en prisøkning kunne redusere forbruket av sukkervarer, men effekten vil være mindre enn ved subsidiering av frukt og grønnsaker.

Det meste av internasjonal forskning om priselastisitet for søtsaker er fra USA. Imidlertid har en dansk studie undersøkt hvordan prisendringer påvirker forbruket av sukkerholdig drikke, søtsaker og sjokolade (Buch-Andersen et al., 2020). Studien estimerer egenpriselastisiteter på -0.33 for sukkerholdig drikke, -0.31 for søtsaker og -0.22 for sjokolade, med varierende grad av signifikans. Funnene indikerer at etterspørselen etter disse produktene er lite elastisk i Danmark, i likhet med i USA.

4.1.3 Norske studier på priselasititet

Eksisterende litteratur på priselasititeter for matvarer i Norge er begrenset. Samfunnsøkonomisk analyse (2020) har utarbeidet en kunnskapsoppsummering på oppdrag for Miljødirektoratet, hvor de rapporterer gjennomsnittlige egenpriselasititeter for ulike varegrupper basert på norske studier. Kunnskapsoppsummeringen finner en gjennomsnittlig elasititet for frukt og bær på -0.9 , og -0.45 for grønnsaker. Sammenlignet med den amerikanske kunnskapsoppsummeringen er etterspørselen etter frukt mer elastisk i Norge (-0.9 mot -0.7). Etterspørselen etter grønnsaker er mindre elastisk i Norge enn i USA (-0.45 mot -0.58). I de fleste studiene er imidlertid elasititeten høyere for frukt og bær enn for grønnsaker.

Priselasititeter for sukkervarer er ikke inkludert i kunnskapsoppsummeringen, men det har blitt undersøkt tidligere. Gustavsen og Rickertsen (2018) har estimert elasititeter for en rekke matvaregrupper basert på data fra perioden 1986-2012. En av varegruppene er søtsaker, som inkluderer sukker, sjokolade og godteri. De estimerer en egenpriselasititet på -1.04 for søtsaker, som vil si at etterspørselen er elastisk. Steen og Ulsaker (2019) finner en enda mer elastisk etterspørsel, på hele -2.26 for sjokolade. I sin studie undersøker de volumeffektene på sjokolade som følge av økning i sukkeravgiften i Norge. Forfatterne påpeker imidlertid at den estimerte volumeffekten er overestimert, ettersom de ikke tar hensyn til den potensielle økningen i grensehandel som følge av avgiftsøkningen. Dette innebærer også at den beregnede elasititeten er overvurdert. Til tross for denne begrensningen konkluderer de med at etterspørselen etter sjokolade er elastisk. En sammenligning av de norske og internasjonale funnene avdekker betydelige avvik. I USA er den estimerte etterspørselen etter sukkervarer uelastisk med en priselasititet på -0.34 . I Danmark er priselasititeten for sjokolade estimert til -0.22 . I Norge er etterspørselen langt mer elastisk med estimer på -1.04 og -2.26 . Disse funnene indikerer at det helsemessige potensialet for å skattlegge sukkervarer er betydelig større i Norge enn i USA og Danmark.

Gustavsen og Rickertsen (2018) har også undersøkt krysspriselasititeter mellom matvaregrupper, deriblant mellom frukt og sukkervarer. Resultatene viser at når prisen på frukt øker med 1 %, stiger etterspørselen etter sukkervarer med 0.06 %. Tilsvarende når prisen på sukkervarer øker med 1 %, stiger etterspørselen etter frukt med 0.09 %. Funnene indikerer en svak substitusjonseffekt mellom de to varegruppene. Det tyder på at noen

forbrukere vil erstatte frukt med sukkervarer når fruktprisene øker, og vice versa. Til tross for at substitusjonseffekten er svak, er den sterkere enn for de fleste andre varegrupper som ble undersøkt i studien. Videre er det interessant at krysspriseeffektene er asymmetriske mellom varegruppene. Funnene fra denne studien indikerer at etterspørselen etter frukt øker mer når prisen på sukkervarer stiger, enn etterspørselen etter sukkervarer gjør når prisen på frukt stiger.

4.2 Sosioøkonomiske ulikheter

Tidligere forskning har avdekket betydelige sosioøkonomiske ulikheter i kostholdsvaner. Mennesker med lavere sosioøkonomisk status har i mindre grad et kosthold som samsvarer med anbefalte kostråd, og er mer utsatt for overvekt enn de med høyere sosioøkonomisk status (Loring & Robertson, 2014). Funn fra norske studier viser at kostholdsvaner ofte henger sammen med utdanningsnivå (Knapstad et al., 2022). Abel og Totland (2021) finner at personer med lavere utdanning har et lavere inntak av frukt, bær og grønnsaker, samt et høyere inntak av søte bakevarer og sukkerholdig drikke, sammenlignet med de som har høyere utdanning. De finner imidlertid at andelen som spiser sjokolade og godteri mer enn tre ganger i uken, er høyere blant grupper med høy utdanning, men denne sammenhengen er ikke signifikant. En amerikansk studie av Allcott et al. (2019a) finner at lavinntektsgrupper konsumerer mer sukkerholdig drikke enn befolkningen generelt. I tillegg avdekker de at ernæringskunnskap og selvkontroll er sterkt korrelert med inntekt. Siden lavinntektsgrupper har mindre økonomisk spillerom, blir det enda vanskeligere å spise sunt ettersom sunn mat er dyrere enn usunn mat på kalorigbasis (Darmon & Drewnowski, 2015). Tendensen til å velge usunn mat blir dermed forsterket både av det økonomiske presset og impulsiv atferd som vi i større grad finner i lavinntektsgrupper.

4.3 Helseøkonomiske virkemidler

En potensiell tilnærming for å redusere sosioøkonomiske ulikheter i kostholdsvaner er å benytte helseøkonomiske virkemidler, som skatter og subsidier. Verdens helseorganisasjon (WHO) har utgitt en systematisk oversiktsstudie som undersøker bruken av prisrelaterte politiske tiltak for å fremme sunnere kostholdsmønstre (WHO, 2015). Funnene indikerer at skatter på usunne matvarer fører til en reduksjon i forbruket, mens subsidier på sunne

alternativer fører til en økning i forbruket av disse varene. Likevel påpekes det at effekten varierer basert på inntekt og sosioøkonomisk status.

En annen oversiktsstudie viser at lavinntektsgrupper er mer følsomme for prisendringer og dermed mer tilbøyelige til å endre forbruksmønstre som en konsekvens av skattlegging (Thow et al., 2014). Escobar et al. (2013) finner også at skattlegging av sukkerholdig drikke kan redusere fedme, spesielt blant ungdom og lavinntektsgrupper. En annen studie finner derimot at skatt på sukkerholdig drikke og hurtigmat ikke har effekt på kroppsmasseindeks, mens subsidiering av frukt og grønnsaker har en liten effekt (Afshin et al., 2017).

Tilsvarende forskning er gjort i Norge basert på data fra norske husholdninger i perioden 1986 til 2005 (Gustavsen & Rickertsen, 2010). Studien undersøker effekten av å fjerne moms på frukt, samtidig som momsen på godteri og iskrem øker. Hypotesen er at endringen i momssatsene kan skifte konsumet mot mer frukt, da frukt kan være et substitutt for godteri og iskrem. Resultatene viser at konsumet av godteri og iskrem reduseres, delvis fordi forbrukere slutter å kjøpe varene og delvis fordi forbrukere reduserer konsumet av varene. Dette medfører en estimert årlig reduksjon i kroppsvekt på 0.6-0.8 kilo. Når det gjelder konsum av frukt, fører momsendringene til en relativt liten økning i konsum, men det har ingen betydelig effekt på kroppsvekt. Studien konkluderer med at økt moms på usunne matvarer i større grad reduserer fedme enn momsfristak på sunne matvarer. Effekten er spesielt stor for forbrukere som kjøper store mengder usunne matvarer. Disse funnene underbygges av en annen norsk studie som viser at økt merverdiavgift på usunne matvarer kan være en effektiv strategi for å redusere fedmeforekomsten blant husholdninger med høyt forbruk (Gustavsen & Rickertsen, 2013). Derimot har fjerning av merverdiavgift på sunne matvarer en mindre effekt på husholdninger med lavt forbruk av disse varene.

Selv om det er enighet om at skatter og subsidier kan bidra til å redusere fedme, antyder forskning at det kan slå uheldig ut når det kommer til ulikhet. Både norsk og internasjonal forskning finner at subsidiering av sunne matvarer kan være uforholdsmessig fordelaktig for høyinntektshusholdninger (Gustavsen & Rickertsen, 2013; Thow et al., 2014). Årsaken er at denne gruppen konsumerer mer av sunne matvarer og vil derfor ha større økonomisk nytte av den reduserte avgiften. Andre har vist at skattlegging av sukkerholdig drikke har en tilsvarende effekt, og i større grad tilfaller lavinntektsgrupper ettersom de konsumerer mer av slike produkter (Allcott et al., 2019b). En mulig løsning på skjevheten er at

skatteinntektene tilordnes tilbake til lavinntektsgrupper i form av ulike støtteordninger (Allcott et al., 2019a). Selv om det kan være vanskelig å utforme en optimal skatt på usunne varer, konkluderes det med at fordelene ved en slik skatt sannsynligvis overstiger kostnadene, både i form av helseeffekt og økonomisk effektivitet (Allcott et al., 2019b).

Samlet sett indikerer den eksisterende forskningen at helseøkonomiske virkemidler kan bidra til å forbedre befolkningens helse og fremme sunnere valg. Det er imidlertid varierende resultater med hensyn til hvilke tiltak som har størst helseeffekt, enten økte avgifter på usunne varer eller reduserte avgifter på sunne varer.

4.4 Grensehandel

Etterspørselen etter sjokolade påvirkes i stor grad av handelslekkasje mot Sverige, hvor prisene på dagligvarer er betydelig lavere. SSB rapporterer tall for grensehandel årlig. I 2019 grensehandlet nordmenn for rekordhøye 16 milliarder kroner. I 2020 inntraff pandemien, noe som medførte to år med stengte grenser og lite grensehandel (Henriksen, 2023). I 2022 tok grensehandelen seg opp igjen, men til et betydelig lavere nivå enn før pandemien. I 2022 og 2023 ble det grensehandlet for henholdsvis 10.3 og 9.3 milliarder kroner (Statistisk sentralbyrå, 2024b).

Nordmenn er sensitive til endringer i prisforskjeller mellom Norge og Sverige (Friberg et al., 2022). Ifølge Steen og Ulsaker (2019) er konkurranseflaten mot grensehandel størst for brus og sjokolade. Etterspørselen etter disse varene er svært elastisk, med brus som den mest prisfølsomme av de to. Friberg et al. (2022) finner at relativ prisøkning mellom Norge og Sverige reduserer lokale salg i Norge til fordel for grensehandel. Nivået av grensehandel er høyest nærmest grensen. Friberg et al. (2022) finner imidlertid at prisfølsomheten for relative prisendringer er størst der avstanden til nærmeste svenske butikk er mellom 30 og 60 minutter. Prisfølsomheten er dermed større i disse områdene enn der avstanden er 0 til 30 minutter til nærmeste svenske butikk. Forklaringen er at forbrukere veier reisekostnader opp mot besparelser i vurderingen av hvorvidt de skal reise til Sverige for å handle. De som bor nærmest grensen har lave reisekostnader og handler i stor grad i Sverige uansett. De er dermed mindre sensitive for relative prisendringer. Personer som bor 30 til 60 minutter fra grensen utgjør de såkalte marginale kundene. Når de relative prisforskjellene mellom Norge og Sverige øker, øker også de potensielle besparelsene ved å handle i Sverige. Dette

fører til endringer i den marginale tilpasningen og handlemønsteret i denne kundegruppen.

4.5 Litteraturgrunnlag oppsummert

Tidligere forskning har gitt verdifull innsikt i sammenhengen mellom priselastisitet, forbrukeratferd og sosioøkonomiske ulikheter i kosthold. Helseøkonomiske virkemidler, som skatter på usunne varer og subsidier på sunne alternativer, er blitt identifisert som effektive verktøy for å fremme sunnere kostholdsmønstre. Det er imidlertid viktig å hensynte effekten av grensehandel i utformingen av eventuelle avgiftstiltak.

Vårt litteratursøk har avdekket begrenset forskning på forholdet mellom sjokolade og frukt i det norske dagligvaremarkedet. Vår analyse vil dermed være et bidrag til det eksisterende kunnskapsgrunnlaget. I analysen vil vi undersøke hvordan pris påvirker etterspørselen etter sjokolade. I tillegg er det relevant å analysere hvordan inntekt og utdanning påvirker etterspørselen etter sjokolade, ettersom tidligere forskning viser at kostholdsvaner varierer mellom ulike sosioøkonomiske grupper. En slik analyse kan gi verdifulle innspill til debatten om bruken av helseøkonomiske virkemidler for å forbedre befolkningens kosthold.

5 Datagrunnlag

Formålet med dette kapitlet er å gi en oversikt over datasettet og deskriptiv statistikk. Først vil vi beskrive datasettet fra NorgesGruppen, og deretter gi en oversikt over variablene som inngår i analysen. Videre vil vi visualisere utviklingen i pris, omsetning og salgsvolum for å identifisere sammenhenger i dataene som kan bidra til å forklare hvordan pris påvirker etterspørselen. Kapitlet vil danne et viktig grunnlag for diskusjonen som følger.

5.1 Om datasettet

For å gjennomføre analysen benytter vi et datasett fra NorgesGruppen som omfatter salgsinformasjon fra ■■■ Kiwi-butikker i ■■■ norske kommuner. Utvalget er manuelt plukket ut for å være representativt. De fleste butikkene er lokalisert i sentrale områder rundt Oslo og Akershus, samt på Sør- og Vestlandet. Vi har data for ukentlig omsetning i perioden januar 2021 til september 2024. Produktutvalget består av de ti mest solgte varene innenfor hovedgruppene Frukt og Sjokolade. Totalt inneholder datasettet ■■■■■ observasjoner.

Observasjonene fra datasettet anses å være et egnet utgangspunkt for analysen ettersom det fremstiller faktiske kjøpsdata. Et stort antall observasjoner styrker grunnlaget for å trekke robuste konklusjoner og identifisere potensielle sammenhenger mellom prisvariasjoner og kjøpsatferd. Siden datasettet består av en del informasjon som ikke er nødvendig for analysen, har vi bearbeidet og rensset dataene. En detaljert beskrivelse av dette arbeidet er presentert i appendiks A.1.

5.2 Variabler

For å utføre analysen har vi opprettet flere nye variabler basert på det eksisterende datasettet. I tillegg har vi opprettet variabler basert på supplerende demografidata fra SSB, samt avstand til Sverige. I det følgende vil vi gi en oversikt over de mest sentrale variablene. Øvrige variabler er presentert i appendiks A.2.

Vekt

I det originale datasettet har vi en variabel kalt Vareantvekt, som angir enten vekt eller

antall for det ukentlige salget av en vare. For å kunne analysere kvantum solgt er det nødvendig med en enhetlig måleenhet for produktene. Vi regner derfor om alle mengdene til kilogram ved å multiplisere antall med enhetsvekt. For varene der enhetsvekt ikke angis i datasettet, innhenter vi informasjonen manuelt basert på varenavnet. For varen Mango finnes det ikke en fast vekt. Vi kontakter derfor Bama som importerer varen, og får opplyst at gjennomsnittsvekten per mango er omtrent 200g. De omregnede mengdene samles i en ny variabel kalt Vekt.

Pris

Med vekt i kilogram etablert for alle varer, kan vi beregne en kilopris. For hver observasjon i datasettet er bruttosalg registrert. Vi beregner kiloprisen for hver vare ved å dividere bruttosalg på vekt. Dette gir oss en prisvariabel som varierer både mellom butikker og over tid. Ettersom det har vært høy inflasjon i perioden vi studerer, velger vi å deflatere prisene for å korrigere for prisstigningen. Begrunnelsen for dette valget er at forbrukernes etterspørsel etter varer som sjokolade og frukt ikke nødvendigvis reduseres utelukkende som følge av generell prisøkning. Prisene for 2022 og 2023 deflateres med den respektive årsveksten i KPI for matvarer, som var henholdsvis 6.5 og 10.0 prosent (Statistisk sentralbyrå, 2024c). For 2024 foreligger det ikke en endelig årsvekst, og vi beregner derfor et estimat på 5.7 prosent basert på veksten fra januar til september.

ProduktButikkID

Vi oppretter en variabel kalt ProduktButikkID som representerer hver unike kombinasjon av produkt og butikk. Med 10 butikker og 20 produkter gir dette totalt 200 enheter av ProduktButikkID. Formålet med denne variabelen er å etablere en unik identifikator for enheter i paneldatastrukturen, noe som er nødvendig for å kunne gjennomføre analysen. Vi analyserer imidlertid kun sjokoladeproduktene, og begrenser oss derfor til 20 enheter av ProduktButikkID i analysen.

Sosiodemografiske variabler

Sosiodemografiske faktorer som inntekt og utdanning kan ha en påvirkning på forbruk av sunne og usunne matvarer (Knapstad et al., 2022). Vi ønsker derfor å bruke inntekt og utdanningsnivå i kommunen som forklaringsvariabler i analysen. Vi henter ut statistikk om inntekt og utdanningsnivå fra SSB for hver kommune i datasettet.

Inntektsstatistikken viser medianen av samlet inntekt for husholdninger (Statistisk sentralbyrå, 2023). SSB har foreløpig ikke publisert inntektsstatistikk for 2023 eller 2024, så vi har kun tall fra 2021 og 2022. Det er imidlertid ikke forskjellene mellom årene vi er interesserte i, men snarere forskjellene mellom kommunene. Vi velger derfor å beregne et gjennomsnitt basert på de to årene vi har data for. For å hensynta inflasjon setter vi 2021 som basisår og beregner realinntekt i 2022 ved å deflatere inntektsnivået med årsveksten i KPI, som var 5.8 prosent i 2022 (Statistisk sentralbyrå, 2024c). Det beregnede gjennomsnittet bruker vi som inntektsvariabel for alle fire årene i perioden. Tabell A.3 i appendiks gir en oversikt over husholdningenes medianinntekt i hver kommune.

Utdanningsstatistikken viser prosentandelen av kommunens innbyggere med ulike utdanningsnivå (Statistisk sentralbyrå, 2024a). Data er tilgjengelig for årene 2021, 2022 og 2023. Vi beregner en gjennomsnittlig prosentandel av hvert utdanningsnivå i hver kommune basert på de tre årene. Det beregnede gjennomsnittet brukes som utdanningsvariabel for hele tidsperioden. For analysens formål deler vi nivåene inn i to kategorier: lav utdanning og høy utdanning. Deretter oppretter vi en dummyvariabel som tar verdien 1 hvis andelen med høy utdanning er over 40 prosent. Vi tester også med en terskelverdi på 30 prosent, men dette resulterer i at flertallet av kommunene kategoriseres som «Høy utdanning». Effekten av utdanning blir dermed liten og ikke signifikant. Av den grunn velger vi å benytte 40 prosent som terskelverdi. Tabell 5.1 gir en oversikt over utdanningsnivåene og kategoriseringen.

| Utdanningsnivå | Kategori |
|-------------------------------------|---------------|
| Grunnskolenivå | Lav utdanning |
| Videregående skolenivå | Lav utdanning |
| Fagskolenivå | Lav utdanning |
| Universitets- og høgskolenivå, kort | Høy utdanning |
| Universitets- og høgskolenivå, lang | Høy utdanning |

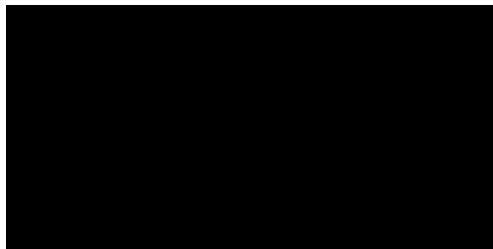
Tabell 5.1: Kategorisering av utdanningsnivå

Det er store forskjeller i utdanningsnivå mellom kommunene. Tabell A.4 i appendiks gir en oversikt over andelen innbyggere i kommunen med henholdsvis lav og høy utdanning.

Grensehandel

Nærhet til svenskegrensen kan påvirke etterspørselen etter sjokolade i norske butikker. For

å analysere effekten av avstand til grensen, oppretter vi en dummyvariabel, Grensehandel. Dummyvariabelen får verdien 1 dersom butikken ligger 0-60 minutter fra en svensk butikk, og 0 ellers. Vi tester også med en terskelverdi på 0-120 minutter, men finner da ingen signifikant effekt av grensehandel, ettersom en større andel kommuner inkluderes i denne kategorien. Alternativt kunne vi, i tråd med Friberg et al. (2022), skilt mellom intervallene 0-30 minutter og 0-60 minutter. Ettersom vi kun har to kommuner i hver kategori, vurderer vi det imidlertid som mer hensiktsmessig å analysere de fire kommunene samlet. Tabell 5.2 viser grensehandelkommunene med tilhørende antall butikker i datasettet.

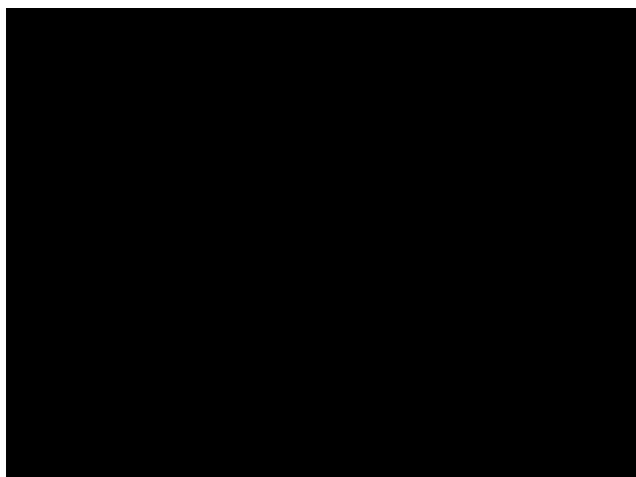
A large black rectangular box redacting the content of Table 5.2.

Tabell 5.2: Grensehandelkommuner

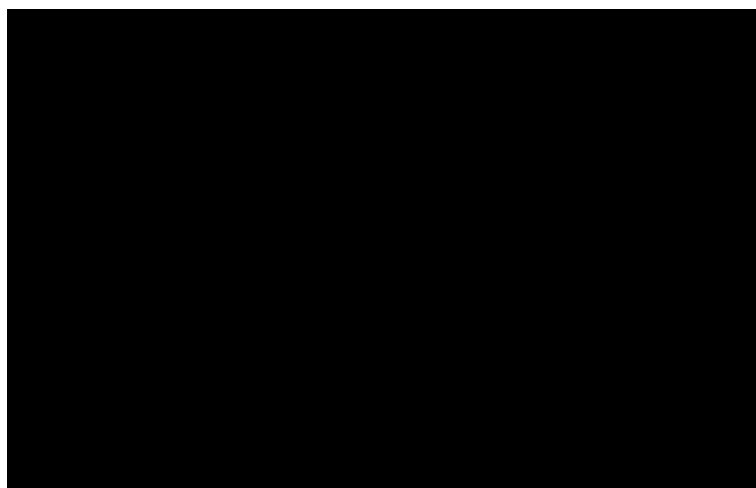
5.3 Deskriptiv statistikk

5.3.1 Omsetning per produkt

Tabell 5.3 og 5.4 presenterer totalt bruttosalg og omsetningsandel for produktene i perioden 2021-2024. I hovedgruppen Frukt er det Bananer, Klementiner og Druer røde som har hatt den største omsetningen i perioden. Det selges klart mest av bananer, med en omsetningsandel på ■■■ % for Bananer og ■■■ % for Bananer First Price. I hovedgruppen Sjokolade selges det mest av Melkesjokolade, med en omsetningsandel på over ■ % . Dette er omtrent dobbelt så mye som nummer to i rekken, Kvikk Lunsj. Deretter følger andre kjente sjokoladeprodukter som Smash og Twist.



Tabell 5.3: Bruttosalg og omsetningsandeler fordelt på fruktprodukter

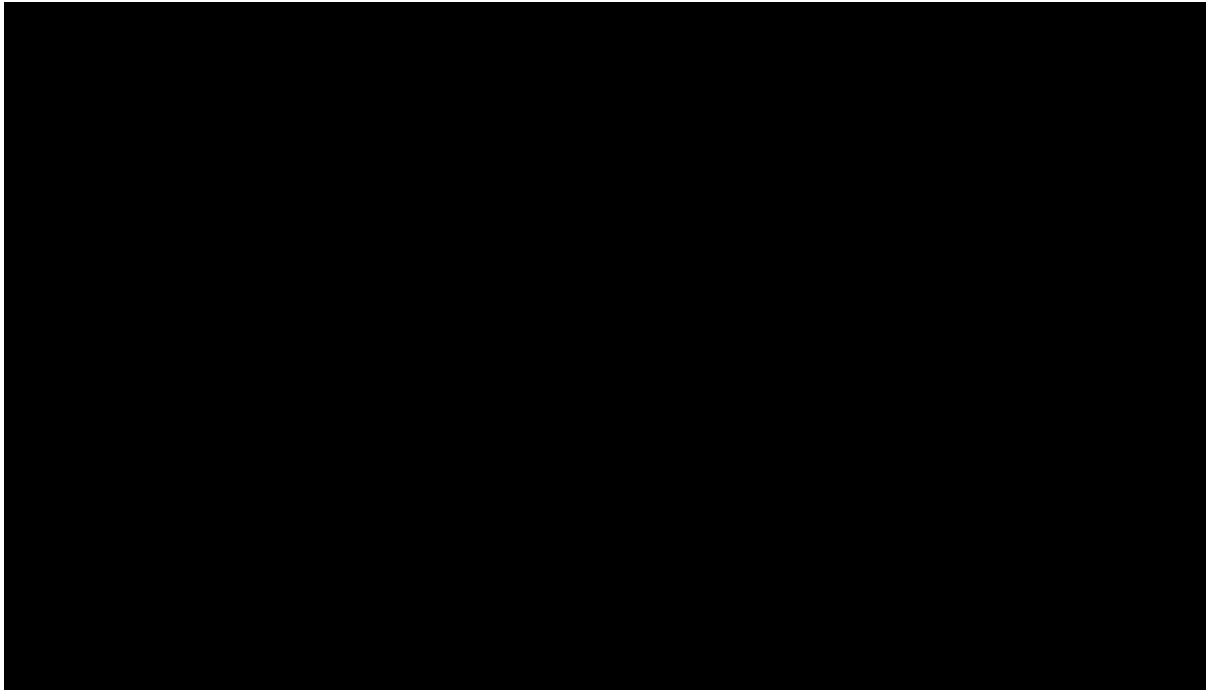


Tabell 5.4: Bruttosalg og omsetningsandeler fordelt på sjokoladeprodukter

5.3.2 Prisutvikling

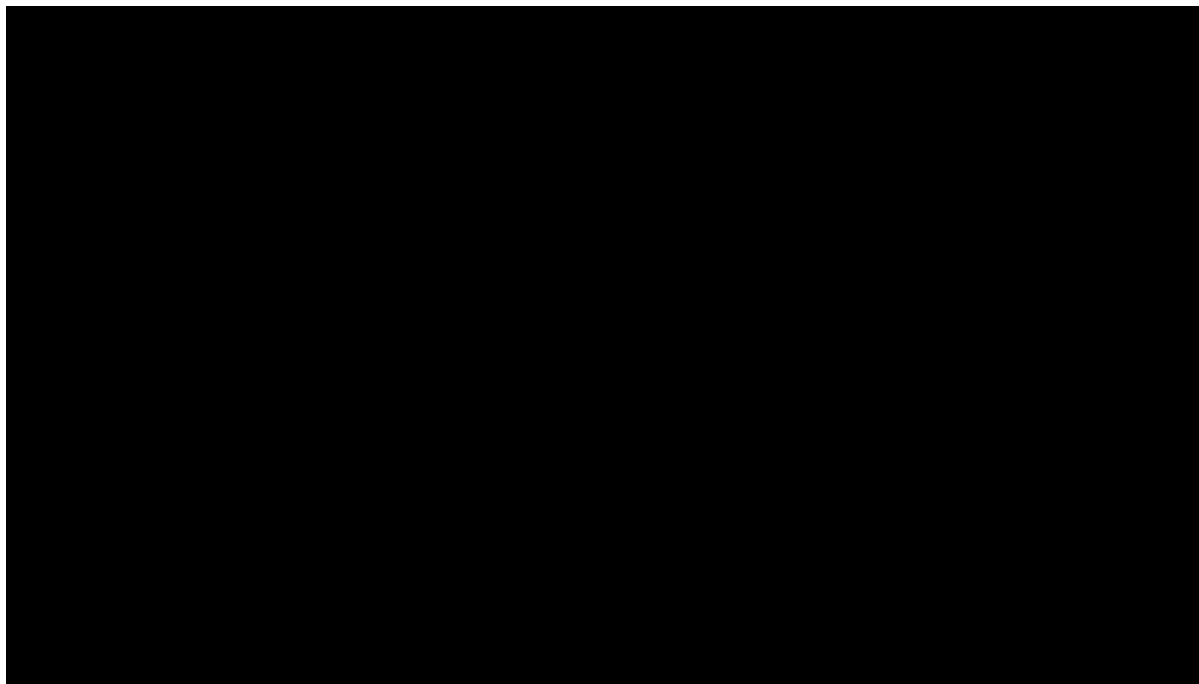
Figur 5.1 og 5.2 viser hvordan prisene for frukt og sjokolade har utviklet seg gjennom perioden. Prisene er deflaterte og basert på gjennomsnittlig kilopris for hver hovedgruppe per måned. Den gjennomsnittlige kiloprisen er beregnet som totalt bruttosalg dividert med antall kilo solgt for hver hovedgruppe. Det vil si at hver måned har én samlet kilopris for frukt og én samlet kilopris for sjokolade. Figur 5.1 viser at kiloprisen på frukt har økt betydelig fra 2021 til 2024, med store svingninger underveis. Svingningene kan reflektere at det konsumeres ulike typer frukt gjennom året, der kiloprisen varierer betydelig. Eksempelvis vil det store volumet som selges av klementiner i desember bidra til å trekke ned gjennomsnittsprisen grunnet relativt lav kilopris. I tillegg kan priskampanjer i forbindelse med høytider som jul og påske bidra til å forklare de lavere prisene i disse

periodene. Forskjeller i fruktkonsum mellom årene kan potensielt også forklare noe av variasjonen i perioden, men hovedårsaken er trolig prisøkninger på all frukt.



Figur 5.1: Prisutvikling for frukt

Figur 5.2 viser den gjennomsnittlige kiloprisen på sjokolade per måned. Vi observerer at prisen var relativt stabil i 2021, men i de påfølgende årene har svingningene vært betydelig større. På samme måte som for fruktprisen, viser også sjokoladeprisen tydelige tendenser til sesongmessig variasjon. Hvert år sammenfaller bunnpunktene med jul og påske, noe som kan forklares med kampanjer og priskrig i butikkene rundt disse høytidene. I 2024 har sjokoladeprisen økt kraftig sammenlignet med tidligere år. Den økte prisen kan tilskrives betydelig økning i råvareprisen på kakao samme år, som diskutert i kapittel 2.6.1.

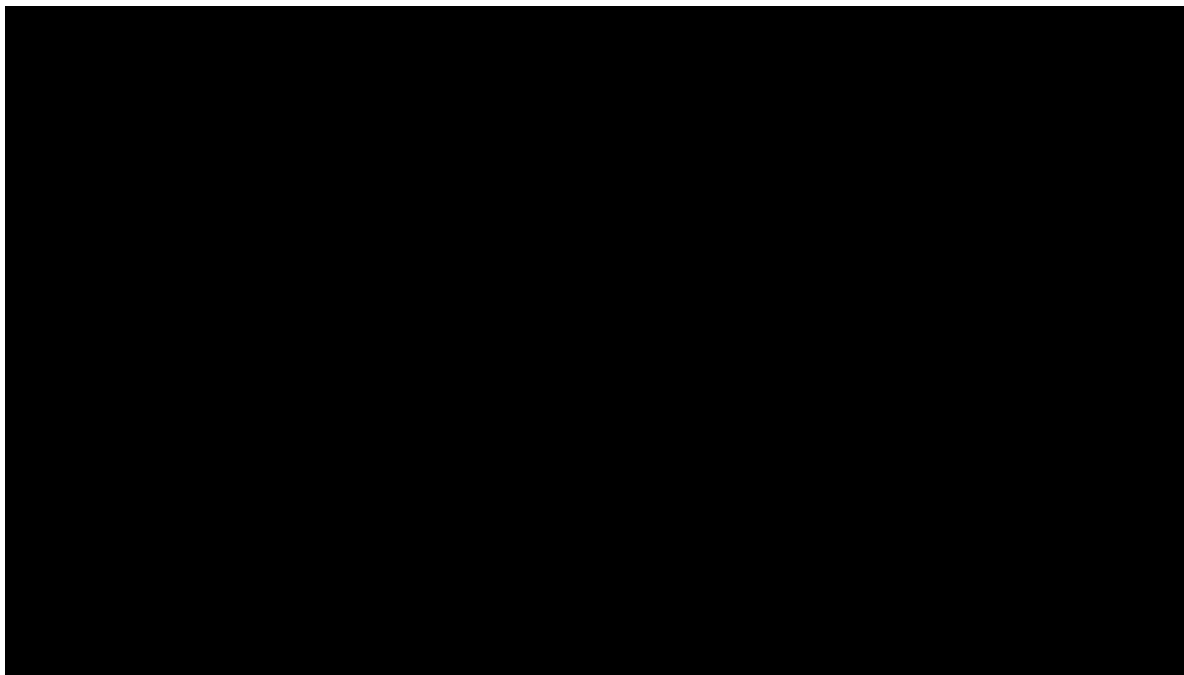


Figur 5.2: Prisutvikling for sjokolade

5.3.3 Omsetning- og kvantumsutvikling

Figur 5.3 viser utviklingen i omsetning- og kvantumsandel for sjokolade på halvårlig basis fra 2021 til og med første halvår 2024. Etttersom vi kun har data for sjokolade og frukt, har vi ikke mulighet til å beregne andeler av total omsetning i en butikk. Dermed reflekterer andelene forholdet mellom salg av sjokolade og frukt. Det vil si at en reduksjon i andelen av frukt medfører en tilsvarende økning i andelen av sjokolade. Omsetningsandelen for sjokolade (grå søyle) har holdt seg relativt stabil gjennom perioden. Unntakene er 2023-1 og 2024-1, hvor omsetningsandelene falt betydelig. Kvantumsandelen (blå linje) viser noe større variasjon, der 2023-1 igjen skiller seg ut med en relativt stor nedgang.

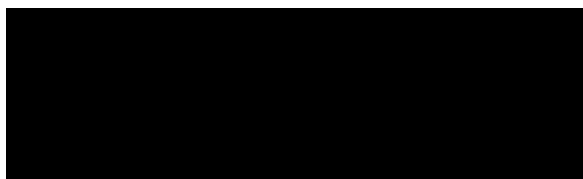
Når vi sammenligner omsetning- og kvantumsandelene for sjokolade ser vi at andelene er høyest andre halvår hvert år. Dette tyder på en sesongmessig trend der forbruket av sjokolade øker i andre halvår, potensielt på grunn av høytider og økt etterspørsel i denne perioden. Vi observerer også at endringene mellom halvårene følger samme retning, der begge andelene enten øker eller reduseres. Hvis vi sammenligner første halvår i 2021 og 2024, ser vi at omsetningsandelen har falt betydelig, mens kvantumsandelen har økt marginalt. Dette antyder at butikkene selger tilnærmet samme mengde sjokolade i forhold til frukt i 2024 som i 2021, men sjokoladesalget utgjør en mindre andel av omsetningen.



Figur 5.3: Halvårlig utvikling i omsetnings- og kvantumsandel for sjokolade

5.3.4 Kvantumsutvikling etter utdanningsnivå

Tabell 5.5 viser utvikling i gjennomsnittlig kvantumssandel for kommuner klassifisert som henholdsvis «Lav utdanning» og «Høy utdanning». Vi observerer at kommuner med lav utdanning konsekvent har større andel sjokolade relativt til frukt. Det antyder at forbrukere med lav utdanning har et høyere konsum av sjokolade og et lavere konsum av frukt, sammenlignet med forbrukere med høy utdanning. Forskjellen mellom kommunene har imidlertid blitt mindre i løpet av analyseperioden.



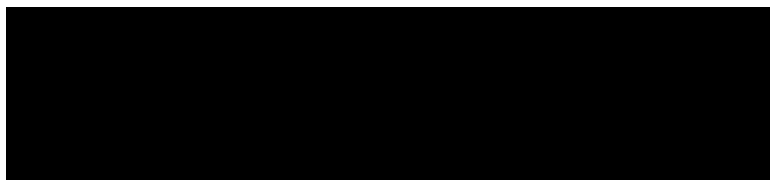
Tabell 5.5: Kvantumsandel sjokolade i kommuner med lav og høy utdanning

5.3.5 Kvantumsutvikling etter avstand til svenskegrensen

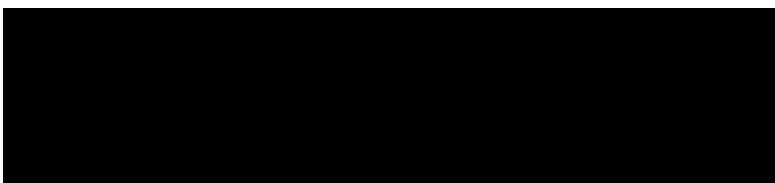
Tabell 5.6 og 5.7 viser utviklingen i gjennomsnittlig kvantum og kvantumsandel av sjokolade i henholdsvis grensehandelkommuner og øvrige kommuner. De absolutte kvantumstallene viser at den gjennomsnittlige mengden sjokolade er høyere i grensehandelkommuner.

Dette kan forklares med at gjennomsnittene beregnes på kommunenivå, og at halvparten av grensehandelkommunene har to butikker hver. Dette trekker opp gjennomsnittet sammenlignet med øvrige kommuner, hvor det hovedsakelig er én butikk per kommune. Tallene kan derfor ikke tolkes i absolutte termer, men heller brukes til å studere endringer mellom årene.

I 2021 var andelene tilnærmet like på tvers av de to kommuneneinndelingene. I 2022 og 2023 hadde derimot grensehandelkommunene betydelig lavere andel sjokolade enn øvrige kommuner. Denne forskjellen kan forklares av endring i antall kilo solgt i de to gruppene. Mens salget av sjokolade økte i kommunene langt fra grensen, ble det betydelig redusert i kommunene nær grensen. I 2023 falt derimot salget av sjokolade i begge gruppene. Mulige forklaringer på disse funnene vil diskuteres i kapittel 8.5.



Tabell 5.6: Kvantumsutvikling i grensehandelkommuner



Tabell 5.7: Kvantumsutvikling i ikke-grensehandelkommuner

6 Empirisk metode

I dette kapitlet beskriver vi den empiriske metoden som benyttes for å analysere etterspørselen etter sjokolade. Først introduseres regresjonsanalyse og minste kvadraters metode (OLS). Deretter redegjør vi for endogenitetsproblematikk og hvordan det kan håndteres ved hjelp av instrumentvariabler og to-trinns minste kvadraters metode (2SLS). Videre beskriver vi anvendelse av paneldata, faste effekter og klyngerobuste standardfeil. Avslutningsvis presenteres den endelige modellspesifikasjonen som ligger til grunn for analysen.

6.1 OLS - Minste kvadraters metode

For å oppnå meningsfulle resultater er det avgjørende å velge en hensiktsmessig modell for analysens formål. Vi vil i denne analysen benytte regresjonsanalyse som empirisk metode. Regresjonsanalyse er en statistisk metode som undersøker sammenhengen mellom en avhengig variabel og én eller flere uavhengige variabler (Woolridge, 2019, s. 20). Den vanligste regresjonsmetoden innenfor økonometri kalles OLS, som står for Ordinary Least Squares eller Minste kvadraters metode. OLS brukes til å estimere regresjonskoeffisientene $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_n$ i en lineær modell (Woolridge, 2019, s. 24). Målet med OLS er å minimere summen av de kvadrerte residualene, der residualene er differansen mellom de observerte og predikerte verdiene av den avhengige variabelen y . For at resultatene fra en OLS-estimering skal være gyldige og pålitelige, må fem forutsetninger være oppfylt (Woolridge, 2019, s. 79-88). Det må være linearitet i parameterne, tilfeldig utvalg, ingen perfekt multikollinearitet, eksogene uavhengige variabler og homoskedastisitet.

6.2 Endogenitet

Når en uavhengig variabel korrelerer med feilledet, brytes forutsetningen om eksogenitet i OLS. Da oppstår endogenitet, som kan føre til skjeve og inkonsistente estimater. Endogenitet kan skyldes simultanitet, utelatte variabler eller målefeil. I vår analyse er det grunn til å tro at simultanitet foreligger. Vi ønsker å undersøke sjokoladeprisens påvirkning på etterspørselen etter sjokolade. Det er imidlertid en utfordring at pris og etterspørsel kan ha en gjensidig påvirkning på hverandre, såkalt toveis kausalitet. Når

prisendringer påvirker etterspørselen og etterspørselsendringer samtidig påvirker prisene, oppstår et simultanitetsproblem.

For å undersøke om endogenitet er et problem i vår modell, utfører vi en Durbin-Wu-Hausman-test (Durbin, 1954; Hausman, 1978; Wu, 1974). Testen undersøker om en forklaringsvariabel er endogen ved å teste om den korrelerer med feilleddene. Vi estimerer en OLS-modell som antar eksogenitet og en 2SLS-modell som tar hensyn til mulig endogenitet. Deretter sammenligner vi estimatene fra de to modellene for å teste om det er en signifikant forskjell. Dersom forskjellen er signifikant, tyder det på at forklaringsvariabelen er endogen. Modellen som antar eksogenitet gir da skjeve og inkonsistente resultater.

Resultatene av vår test viser signifikante forskjeller mellom modellene, som indikerer at prisen på sjokolade er endogen. Dermed brytes forutsetningen i OLS om eksogenitet. Dette innebærer at estimatene kan bli skjeve og inkonsistente, noe som gjør det vanskelig å identifisere den kausale effekten av pris på etterspørsel. For å løse endogenitetsproblemet som oppstår og oppnå mer pålitelige estimater, kan vi benytte instrumentvariabler og 2SLS.

6.3 Instrumentvariabler

Endogenitetsproblemet kan løses ved å introdusere en instrumentvariabel z , som fungerer som et instrument for den endogene forklaringsvariabelen x (Woolridge, 2019, s. 497). En instrumentvariabel må oppfylle to krav for å være gyldig.

Første krav sier at instrumentvariabelen må være relevant. Det betyr at den må være korrelert med den endogene forklaringsvariabelen, som vil si:

$$\text{Cov}(z, x) \neq 0 \tag{6.1}$$

Andre krav er at instrumentvariabelen må være eksogent gitt. Det vil si at den ikke er korrelert med feilleddet i regresjonsmodellen, gitt ved:

$$\text{Cov}(z, u) = 0 \tag{6.2}$$

Instrumentvariabelen skal ikke ha noen direkte effekt på den avhengige variabelen y , kun

en indirekte effekt gjennom korrelasjonen med den uavhengige variabelen x .

For vår analyse ønsker vi å finne en variabel som ikke har en direkte effekt på etterspørselen etter sjokolade, men som korrelerer sterkt med prisen på sjokolade. Vi har identifisert råvarepriser på kakao og sukker som mulige instrumentvariabler for sjokoladeprisen. Kakao og sukker er essensielle innsatsfaktorer i produksjonen av sjokolade, og det er rimelig å anta at variasjon i disse råvareprisene vil påvirke sjokoladeprisene.

Vi har utført ulike tester for å vurdere instrumentenes relevans, eksogenitet og styrke. Testene beskrives i det følgende og resultatene er vist i tabell B.1 i appendiks.

For å vurdere instrumentenes relevans gjennomfører vi en underidentifikasjonstest (Kleibergen-Paap rk LM-statistikk). Denne testen vurderer hvorvidt instrumentene er korrelert med den endogene forklaringsvariabelen. Nullhypotesen er at modellen er underidentifisert, som vil si at korrelasjonen mellom instrumentene og den endogene variabelen ikke er tilstrekkelig. Vi får en p-verdi på 0.0000, som betyr at vi kan forkaste nullhypotesen. Instrumentene oppfyller dermed kravet til relevans.

For å vurdere styrken på instrumentvariablene gjennomfører vi en F-test. F-testen evaluerer instrumentenes evne til å forklare variasjonen i den endogene forklaringsvariabelen. Tommelfingerregelen er at F-verdien bør være over 10 for å kunne si at instrumentene er relevante (Stock & Yogo, 2002). Vi får en F-verdi på 196, som bekrefter at kakaopris og sukkerpris er sterke instrumentvariabler for sjokoladeprisen.

For at instrumentvariablene skal oppfylle kravet til eksogenitet, kan de ikke ha en direkte påvirkning på etterspørselen etter sjokolade. Råvareprisene bestemmes på internasjonale markeder og har trolig ikke direkte påvirkning på etterspørselen etter sjokolade i Norge. Vi gjennomfører en Hansen J-test for å evaluere eksogeniteten til instrumentene. Nullhypotesen er at instrumentene er eksogene. Testen viser en p-verdi på 0.71, og vi forkaster derfor ikke nullhypotesen. Det betyr at testen ikke har avdekket tegn på endogenitet, men vi kan ikke med sikkerhet fastslå at instrumentene er eksogene. Resultatene fra testen indikerer imidlertid at instrumentene anses som gyldige.

Instrumentvariablene er konstruert basert på månedlige råvarepriser for kakao og sukker, innhentet fra World Bank for perioden januar 2021 til september 2024 (World Bank, 2024). Kakao har én global prisindeks, mens sukker har separate prisindekser for EU

og USA. Gjennom perioden har sukkerindeksen for USA økt betydelig, mens indeksen for EU har vært mer stabil. For å identifisere den mest relevante indeksen, tester vi korrelasjonen mellom sjokoladeprisen i vårt datasett og de to sukkerindeksene. Resultatene viser at korrelasjonen er sterkest med prisindeksen for EU. Siden en sterk korrelasjon med sjokoladeprisen er avgjørende for valg av instrumentvariabel, benytter vi sukkerindeksen for EU i den videre analysen. Prisene fra World Bank er oppgitt i dollar per kilo. For å sikre konsistens i valutaenhetene, konverterer vi prisene fra dollar til norske kroner ved hjelp av månedlige valutakurser fra Norges Bank (Norges Bank, 2024). Ettersom sjokoladeprisene i datasettet er deflaterte, velger vi også å deflatere prisene for kakao og sukker med veksten i den norske konsumprisindeksen for matvarer hvert år. Ved å benytte deflaterte priser kan vi vurdere reelle prisendringer over tid.

6.4 2SLS - To-trinns minste kvadraters metode

Videre bruker vi instrumentvariablene presentert i kapittel 6.3 i en 2SLS-modell for å håndtere endogenitetsproblemet. Vi har følgende modell:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 p + \beta_i x_i + u_i \quad (6.3)$$

Der p er den endogene variabelen, x_i er de eksogene variablene, β_i er regresjonskoeffisientene og u_i er feilleddet.

For å bryte korrelasjonen mellom p og u_i , estimerer vi i første trinn p som en funksjon av instrumentvariabler z_i og de eksogene variablene x_i :

$$p = \pi_0 + \pi_i z_i + v_i \quad (6.4)$$

Denne regresjonen gir oss predikerte verdier for p , kalt \hat{p} . Ettersom \hat{p} er gitt ved instrumentvariabler og eksogene variabler, er \hat{p} selv også eksogen. Det vil si at \hat{p} ikke korrelerer med feilleddet u_i i likning (6.3).

I andre trinn erstatter vi den endogene variabelen p i likning (6.3) med den predikerte verdien \hat{p} fra første trinn, og estimerer modellen med OLS:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 \hat{p} + \beta_i x_i + u_i \quad (6.5)$$

Vi har nå løst endogenitetsproblemet ved å erstatte den endogene variabelen med en predikert eksogen variabel, noe som gir konsistente estimater for β_1 og β_i .

6.5 Paneldata

Paneldata er en datastruktur som kombinerer tverrsnittsdata og tidsseriedata, hvor det er gjentatte observasjoner for den samme enheten over flere tidsperioder (Woolridge, 2019, s. 427). Vårt datasett fra NorgesGruppen er organisert som paneldata, der vi har observasjoner for de samme butikkene og produktene over flere år. Denne strukturen gjør det mulig å analysere etterspørselen i hver Kiwi-butikk over tid, samtidig som vi kan sammenligne forskjeller mellom butikkene. Det er ønskelig med balansert paneldata, hvor alle enheter har observasjoner for alle tidsperioder. Ettersom vi har de ti mest solgte produktene i hver kategori, har vi observasjoner for de fleste produkter gjennom hele analyseperioden. Det er imidlertid noen produkter som mangler data i enkelte perioder. Dette gjelder hovedsakelig produktet [REDACTED] som mangler observasjoner for flere butikker i perioden januar 2021 til oktober 2021. I tillegg mangler det observasjoner for [REDACTED], [REDACTED] og [REDACTED] for enkelte butikker i enkelte perioder.

Et ubalansert paneldatasett kan være problematisk fordi det kan føre til skjevhet i estimatene, særlig dersom mangelen på data er systematisk (Woolridge, 2019, s. 468-469). Det er uklart hva som er årsaken til de manglende observasjonene i vårt datasett. Mulige årsaker er problemer med registrering eller at produktet har vært utilgjengelig i de aktuelle butikkene i enkelte perioder. Det er vanskelig å avgjøre hvorvidt de nevnte årsakene er av systematisk karakter. Likevel utgjør observasjonene en svært liten andel av det totale datasettet, og vi vurderer det derfor som lite problematisk at datasettet er ubalansert.

Paneldatastrukturen fanger opp både tidsavhengige og enhetsspesifikke effekter. Dette gjør det mulig å estimere mer detaljerte modeller enn med rene tverrsnitts- eller tidsseriedata. Imidlertid kan det oppstå utfordringer knyttet til uobserverbar heterogenitet, der uobserverbare faktorer som er konstante over tid kan påvirke den avhengige variabelen. Dette kan føre til endogenitet ved at feilleddene korrelerer med forklaringsvariablene, noe som bryter antakelsen om eksogene forklaringsvariabler.

6.6 Faste effekter

I paneldata kan endogenitetsproblematikk håndteres ved å inkludere faste effekter i modellen (Woolridge, 2019, s. 439-440). Det finnes flere metoder for å håndtere faste effekter i paneldata, avhengig av datastruktur, analysens formål og modellens spesifikasjoner. I vår modell kontrollerer vi for faste effekter ved å inkludere dummyvariabler som representerer hvert varenavn og hvert år. For å unngå perfekt multikollinearitet utelater vi en dummyvariabel i hver kategori. De faste effektene for varenavn kontrollerer for uobserverbare, tidsinvariante egenskaper ved produktene som kan være korrelert med de uavhengige variablene. Dummyvariablene for år fanger opp tidsspesifikke effekter som påvirker alle produktene likt. Denne tilnærmingen gjør det mulig å identifisere effekten av de uavhengige variablene på etterspørselen.

6.7 Klyngerobuste standardfeil

I paneldata er det ikke uvanlig at autokorrelasjon og heteroskedastisitet i feilleddene forekommer. Autokorrelasjon oppstår når feilleddene for en enhet i periode i systematisk korrelerer med feilleddene for samme enhet i periode j (Woolridge, 2019, s. 373). Slik korrelasjon bryter forutsetningen om ukorrelerte feilledd, og resulterer i autokorrelasjon i modellen. Konsekvensene av dette kan være at standardfeilene undervurderes, noe som kan medføre overvurdering av signifikans i hypotesetesting.

Heteroskedastisitet oppstår når variansen i feilleddene ikke er konstant på tvers av observasjonene. Det kan ha flere årsaker, for eksempel at feilleddene har ulik varians mellom enhetene, eller at variansen i feilleddene varierer over tid for samme enhet. Konsekvensen av heteroskedastisitet i paneldata kan være feilberegning av standardfeil, noe som kan medføre feilaktige slutninger om inferens. Ved bruk av Breusch-Pagan test og White's test har vi avdekket heteroskedastisitet i vår modell. Resultatene av testene er vist i tabell B.2 i appendiks.

For å håndtere problemene med autokorrelasjon og heteroskedastisitet, tar vi i bruk klyngerobuste standardfeil. En sentral forutsetning for denne metoden er at både korrelasjon og varians er begrenset til å oppstå innenfor definerte «klynger» i datasettet. Disse bør reflektere meningsfulle grupperinger der det forventes korrelasjon i feilleddene. I

tillegg forutsetter metoden et tilstrekkelig antall klynger for å kunne oppnå en asymptotisk fordeling. Angrist og Pischke (2009) argumenterer for at det minimum bør være 42 klynger, selv om tallet kan avhenge av datamengde, struktur og modell. Konsekvensen av for få klynger er høyere sannsynlighet for å feilaktig forkaste en nullhypotese. I tillegg må hver klynge inneholde et tilstrekkelig antall observasjoner for å estimere korrelasjonen pålitelig. En utfordring med få observasjoner er at det kan oppstå skjevfordeling, der enkelte klynger har betydelig færre observasjoner enn andre. Dersom klyngene har et tilstrekkelig antall observasjoner og ikke varierer mye i størrelse, kan klyngerobuste standardfeil bidra til mer pålitelige og konsistente estimater i modellen.

I vår analyse vil vi estimere etterspørselen etter sjokolade på produktnivå, og vi forventer derfor at produktspesifikke forhold innen hver butikk skaper korrelasjon i feilleddene. Korrelasjonen kan skyldes faktorer som lokal popularitet, markedsføring og plassering i butikken. Et eksempel fra datasettet er den store variasjonen i populariteten til Kvikk Lunsj på tvers av butikker. På Kiwi [REDACTED] utgjør Kvikk Lunsj [REDACTED] % av salget i et år, mens på Kiwi [REDACTED] utgjør Kvikk Lunsj hele [REDACTED] % av det totale salget. Dette kan skyldes at Kvikk Lunsj assosieres med tur, og at turgåing er mer utbredt i [REDACTED] enn i [REDACTED]. Slik korrelasjon som oppstår mellom observasjoner for det samme produktet i samme butikk, kan justeres for ved å bruke ProduktButikkID som klynge.

Alternativt kan vi bruke Butikknavn som klynge dersom vi forventer at butikkspesifikke forhold vil skape korrelasjon i feilleddene. Det kan skyldes faste egenskaper ved en butikk som påvirker salget av alle produkter likt, som størrelse, beliggenhet eller kundebase. Fordelen ved å bruke butikknivå som klynge er at det kan redusere risikoen for undervurdering av standardfeil. Dersom det finnes uobserverte faktorer på butikknivå som påvirker alle produktene i en butikk, kan klynging på ProduktButikkID gi for små standardfeil. Eksempelvis, dersom avstand til svenskegrensen påvirker både Kvikk Lunsj og Melkesjokolade i samme butikk på lignende måter, vil klynging på Butikknavn gi mer robuste standardfeil ved å justere for denne korrelasjonen. Ulempen er imidlertid at klynging på butikknivå ikke justerer for produktspesifikk korrelasjon i hver butikk. Ettersom vi utfører analysen på produktnivå og dermed forventer at korrelasjonen hovedsakelig kommer fra produktspesifikke forhold, velger vi å bruke ProduktButikkID som klynge. For å validere dette valget har vi utført en robusthetstest med Butikknavn

som klynge, som presenteres i kapittel 7.2.

For variabelen ProduktButikkID har vi ■■■ klynger, noe som anses å være et tilstrekkelig antall for å oppnå robuste resultater. I tillegg kreves et tilstrekkelig antall observasjoner innenfor hver klynge. Siden datasettet dekker en periode på 45 måneder, inneholder de fleste klyngene 45 observasjoner. Det er imidlertid noen klynger med færre enn 45 observasjoner på grunn av manglende data i enkelte måneder. Det er viktig at det ikke er store variasjoner i antall observasjoner i hver klynge. Siden vi kun mangler data for enkelte produkter i enkelte måneder, antar vi at det ikke vil påvirke påliteligheten og robustheten til estimatene i vesentlig grad.

6.8 Modellspesifikasjon

6.8.1 Generell etterspørselsfunksjon

For å analysere etterspørselen etter sjokolade vil vi estimere en etterspørselsfunksjon. I tråd med mikroøkonomisk teori kan etterspørselen etter en vare formelt uttrykkes som en funksjon (Varian, 2010, s. 95). Den generelle etterspørselsfunksjonen for en vare x_1 kan skrives som:

$$x_1 = x_1(p_1, p_2, m) \tag{6.6}$$

Her beskriver p_1 prisen på varen som analyseres, p_2 representerer prisen på et substitutt eller et komplement, og m er forbrukerens inntekt. Funksjonen viser hvordan endringer i disse variablene påvirker etterspørselen etter varen. I praksis kan det også være nødvendig å inkludere andre relevante variabler, som demografiske eller eksterne faktorer.

6.8.2 Valg av funksjonsform

Funksjonsformen til etterspørselen påvirker både estimeringsmetoden og tolkningen av resultatene. Noen av de vanligste funksjonsformene inkluderer lineær, log-lineær og log-log. Det er fordeler og ulemper med hver funksjonsform, avhengig av datastrukturen og formålet med analysen.

Lineær

En lineær funksjonsform antar at den avhengige variabelen er en lineær kombinasjon av

forklaringsvariablene. Det vil si at etterspurt mengde er en lineær funksjon av varens egenpris, prisen på en annen vare og inntekt. Modellen kan uttrykkes som:

$$x_1 = \beta_0 + \beta_1 p_1 + \beta_2 p_2 + \beta_3 m + u \quad (6.7)$$

En fordel med lineær funksjonsform er at den er enkel å estimere med standard metoder som OLS. I tillegg er tolkningen intuitiv ved at koeffisientene viser den absolutte endringen i x_1 for en 1-enhets endring i forklaringsvariablene. En ulempe med lineær funksjonsform er at elastisiteter begrenses til å variere med nivået på variablene. Det kommer av at elastisiteter beregnes indirekte som $\epsilon = \beta \cdot \frac{x}{p}$. Dermed vil elastisitetene variere med nivåene av kvantum og pris. Det er også en ulempe at funksjonsformen ikke er skalerbar, som vil si at modellen ikke enkelt kan generaliseres til ulike målestokker for variablene.

Log-lineær

I en log-lineær funksjonsform blir den avhengige variabelen log-transformert, mens forklaringsvariablene beholdes på sitt opprinnelige nivå. Modellen er gitt ved:

$$\log(x_1) = \beta_0 + \beta_1 p_1 + \beta_2 p_2 + \beta_3 m + u \quad (6.8)$$

Denne funksjonsformen tolker koeffisientene som den prosentvise endringen i x_1 for en 1-enhets endring i forklaringsvariablene. En fordel med denne funksjonsformen er at log-transformasjonen kan redusere effekten av uteliggere og mulig heteroskedastisitet. Log-lineær funksjonsform gir ikke elastisiteter direkte, noe som kan anses som en ulempe. I tillegg klarer ikke modellen å håndtere observasjoner der $x_1 = 0$, og krever derfor datatilpasning i slike tilfeller.

Log-log

I en log-log funksjonsform er både den avhengige og de uavhengige variablene log-transformerte. Modellen kan uttrykkes som:

$$\log(x_1) = \beta_0 + \beta_1 \log(p_1) + \beta_2 \log(p_2) + \beta_3 \log(m) + u \quad (6.9)$$

Fordelen med denne funksjonsformen er at koeffisientene tolkes direkte som elastisiteter. β_1 angir priselastisiteten og tolkes som den prosentvise endringen i x_1 for en 1 % endring

i p_1 . Matematisk kan priselastisiteten uttrykkes ved:

$$\beta_1 = \frac{\partial x_1}{\partial p_1} \cdot \frac{p_1}{x_1} \quad (6.10)$$

β_2 i likning (6.9) viser krysspriselastisiteten mellom varen som analyseres og substituttet eller komplementet. Koeffisienten tolkes som den prosentvise endringen i x_1 for en 1 % endring i p_2 . β_3 er inntektselastisiteten og tolkes som den prosentvise endringen i x_1 for en 1 % endring i inntekt. Som i den log-lineære funksjonsformen, håndteres også skjevhet i data effektivt med log-log. I tillegg er modellen skalerbar ved at den fungerer likt uavhengig av måleenhetene på variablene. Det er imidlertid en ulempe at modellen forutsetter proporsjonale effekter. Funksjonsformen antar at effektene på x_1 er konstante i prosentvise endringer, og det er ikke nødvendigvis realistisk. En annen ulempe med log-log-modeller er at de har de samme utfordringene med nullverdier som log-lineære modeller.

Oppsummert er lineære modeller enkle og intuitive for absolutte endringer, mens log-transformerte modeller kan håndtere skjevheter og tolkes direkte som elastisiteter. Hvilken funksjonsform som er mest passende avhenger av strukturen i datasettet, formålet ved analysen og tolkningen av resultatene i den aktuelle konteksten.

6.8.3 Vår modell

Vi har valgt en log-log funksjonsform for å analysere etterspurt kvantum av sjokolade. For å håndtere endogenitet i sjokoladeprisen bruker vi 2SLS til å estimere modellen. I første trinn estimerer vi sjokoladeprisen $\log(P_{ist}^S)$ som en funksjon av instrumentvariablene, $\log(P_t^{\text{Kakao}})$ og $\log(P_t^{\text{Sukker}})$, og de andre eksogene forklaringsvariablene i modellen. I andre trinn erstatter vi den endogene variabelen $\log(P_{ist}^S)$ med den predikerte verdien fra første trinn. Modellen vår er gitt ved:

$$\begin{aligned} \log(Q_{ist}^S) = & \alpha_0 + \beta_1(\log(P_{ist}^S) + \beta_2 \log(P_{st}^F) + \beta_3 \log(\text{Inntekt}_s) \\ & + \gamma_1 \text{Høy utdanning}_s + \gamma_2 \text{Grensehandel}_s + \delta_i + \phi_\tau + u_{ist} \end{aligned} \quad (6.11)$$

Indikatoren i representerer produkt, s representerer butikk, t representerer måned i år og τ representerer år.

Den avhengige variabelen Q_{ist}^S representerer kvantum av sjokolade solgt for produkt i , butikk s , og tid t . Variabelen er log-transformert, og modellen forklarer derfor prosentvise endringer i etterspørselen etter sjokolade.

P_{ist}^S er prisen på sjokolade for produkt i , butikk s , og tid t . Siden vi har ti sjokoladeprodukter, har vi ti priser for hver butikk i hver måned. P_{st}^F er prisen på frukt for butikk s og tid t . Dette er en aggregert gjennomsnittspris for de ti fruktproduktene. Det vil si at vi har én fruktpris for hver butikk i hver måned. Variabelen Inntekt_s er en kontinuerlig variabel som varierer på butikknivå, men ikke over tid.

Variablene P_{ist}^S , P_{st}^F og Inntekt_s er også log-transformerte. Dermed angir koeffisientene elastisiteter. β_1 tolkes som priselastisiteten for sjokolade. β_2 tolkes som krysspriselasititeten mellom sjokolade og frukt. En positiv β_2 indikerer at frukt er et substitutt for sjokolade, mens en negativ β_2 indikerer at frukt er et komplement. β_3 tolkes som inntektselastisiteten. En positiv β_3 betyr at sjokolade er et normalt gode, mens en negativ verdi betyr at sjokolade er et mindreverdige gode.

Høy utdanning_s er en dummyvariabel som indikerer kommuner med høy utdanning (1 = høy utdanning, 0 = lav utdanning). Koeffisienten γ_1 viser den prosentvise forskjellen i etterspurt kvantum sjokolade mellom kommuner med høy utdanning og referansegruppen (lav utdanning). En kommune har samme utdanningsnivå gjennom hele analyseperioden, som vil si at variabelen kun varierer på butikknivå.

Grensehandel_s er en dummyvariabel som indikerer kommuner nær grensen til Sverige (1 = grensehandel, 0 = ikke-grensehandel). Koeffisienten γ_2 viser den prosentvise forskjellen i etterspurt kvantum sjokolade mellom kommuner nær grensen og øvrige kommuner. En kommune har naturligvis samme avstand til grensen gjennom hele analyseperioden, som vil si at variabelen kun varierer på butikknivå.

Modellen kontrollerer for faste effekter på produkt- og årsnivå. δ_i er faste effekter på produktnivå, modellert gjennom dummyvariabler for hvert varenavn. Disse kontrollerer for tidsinvariante forskjeller mellom produktene, som popularitet og kvalitet. ϕ_t er faste effekter på årsnivå, modellert gjennom dummyvariabler for hvert år fra 2021 til 2024. Disse fanger opp tids-spesifikke sjokk, trender eller politiske endringer som kan påvirke etterspørselen etter sjokolade. Modellen kontrollerer ikke for faste effekter på butikk- eller kommunenivå

siden vi ønsker å undersøke effekten av inntekt, utdanning og grensehandel. Dette lar seg ikke kombinere med å kontrollere for faste effekter på butikk- eller kommunenivå, ettersom det ikke er variasjon i variablene innad i kommunene.

Til slutt representerer u_{ist} et økonometrisk feilledd, der standardfeilene er klyngerobuste på ProduktButikkID.

7 Resultater

Det følgende kapittelet fremlegger resultatene fra vår empiriske analyse, som sammen med deskriptiv statistikk skal besvare problemstillingen. I tillegg presenterer vi en robusthetsanalyse for å styrke validiteten til resultatene.

7.1 Regresjonsanalyse

Tabell 7.1 viser resultatene fra regresjonsanalysen. Vi har estimert fem ulike modeller med $\log(\text{Kvantum_Sjokolade})$ som avhengig variabel. Vi introduserer én ny forklaringsvariabel i hver modell. Alle modellene inkluderer faste effekter på produkt- og årnivå. Videre er $\log(\text{Pris_Sjokolade})$ instrumentert med Kakaopris og Sukkerpris i samtlige modeller. De fleste forklaringsvariablene er signifikante på 1 %-nivå.

| Avhengig variabel: $\log(\text{Kvantum_Sjokolade})$ | | | | | |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| $\log(\text{Pris_Sjokolade})$ | -1.47*** (0.18) | -1.55*** (0.20) | -1.55*** (0.20) | -1.55*** (0.20) | -1.55*** (0.20) |
| $\log(\text{Pris_Frukt})$ | | 0.45*** (0.11) | 0.45*** (0.11) | 0.45*** (0.11) | 0.45*** (0.11) |
| $\log(\text{Inntekt})$ | | | 0.17 (0.16) | 0.39** (0.16) | 0.31* (0.16) |
| Høy utdanning | | | | -0.17*** (0.04) | -0.18*** (0.04) |
| Grensehandel | | | | | -0.12** (0.05) |
| Konstant | 10.54*** (0.89) | 9.48*** (0.70) | 7.14*** (2.23) | 4.31* (2.30) | 5.34** (2.31) |
| R^2 within | 0.32 | 0.35 | 0.35 | 0.35 | 0.35 |
| R^2 between | 0.86 | 0.86 | 0.86 | 0.87 | 0.87 |
| R^2 overall | 0.71 | 0.71 | 0.71 | 0.72 | 0.72 |
| Observasjoner | | | | | |

Standardfeil i parentes er klyngerobuste på ProduktButikkID.

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Tabell 7.1: Regresjonsutskrift

I modell (1) er $\log(\text{Pris_Sjokolade})$ inkludert som eneste forklaringsvariabel. Ettersom

både avhengig og uavhengig variabel er logaritmetransformerte, tolkes koeffisienten som at etterspurt kvantum av sjokolade reduseres med 1.47 % når sjokoladeprisen øker med 1 %. Det vil si at etterspørselen etter sjokolade er elastisk.

I modell (2) inkluderer vi $\log(\text{Pris_Frukt})$ som forklaringsvariabel, i tillegg til $\log(\text{Pris_Sjokolade})$. Koeffisienten for sjokoladeprisen blir noe mer elastisk, fra -1.47 til -1.55. Koeffisienten for fruktprisen viser en moderat substitusjonseffekt fra frukt til sjokolade. Når prisen på frukt øker med 1 %, øker etterspurt kvantum av sjokolade med 0.45 %. Sammenhengen indikerer at når frukt blir dyrere, vil forbrukere etterspørre mer sjokolade. Frukt og sjokolade er imidlertid ikke sterke substitutter.

I modell (3) beholder vi de to første forklaringsvariablene, og inkluderer i tillegg $\log(\text{Inntekt})$. Effekten av prisene forblir like som i modell (2). Koeffisienten til $\log(\text{Inntekt})$ er 0.17, men den er ikke signifikant i denne modellen.

I modell (4) inkluderer vi også dummyvariabelen Høy utdanning. Inntekt og utdanning er positivt korrelert, og når vi inkluderer begge variablene separeres effekten fra hver av dem. Inntekt er signifikant på 5 %-nivå og utdanning er signifikant på 1 %-nivå. Koeffisienten til $\log(\text{Inntekt})$ øker fra 0.17 til 0.39 fordi den nå bedre reflekterer inntektsvariabelens unike bidrag. Tolkningen er at når inntekt øker med 1 %, øker etterspurt kvantum av sjokolade med 0.39 %. Koeffisienten til dummyvariabelen Høy utdanning er -0.17. Det vil si at i kommuner med høyt utdanningsnivå er etterspurt kvantum av sjokolade 17 % lavere.

I modell (5) inkluderer vi dummyvariabelen Grensehandel sammen med de fire andre forklaringsvariablene. Effekten av inntekt blir da noe svakere og mindre signifikant, men den er fremdeles signifikant på 10 %-nivå. Effekten av utdanning blir noe sterkere da koeffisienten endres fra -0.17 til -0.18. Dummyvariabelen Grensehandel har en koeffisient på -0.12, som betyr at etterspurt kvantum av sjokolade er 12 % lavere i kommuner som ligger nær grensen til Sverige.

Modellene viser generelt en god forklaringskraft. R^2 within, som ligger på 32 % i modell (1) og 35 % i de resterende modellene, indikerer at modellene har en moderat forklaringskraft for variasjonen innenfor paneldataenhetene over tid. Det innebærer at en del av variasjonen innenfor hver ProduktButikkID skyldes andre faktorer som ikke er inkludert i modellen. R^2 between, som ligger i intervallet 86-87 %, viser at modellen har svært høy forklaringskraft

for variasjonen mellom enhetene. Det betyr at modellen i stor grad forklarer hvorfor prisen på sjokolade varierer mellom ulike ProduktButikkID. R^2 overall som ligger mellom 71 og 72 % reflekterer en sterk samlet forklaringskraft for modellene.

7.2 Robusthetsanalyse

For å styrke validiteten av resultatene i 7.1, utfører vi flere robusthetstester. Disse testene er basert på 2SLS-regresjonene og vurderer hvorvidt resultatene forblir konsistente når vi gjør enkelte justeringer i modellene.

Tabell 7.2 viser robusthetstestene bestående av fire regresjonsmodeller. Modell (1) er den samme som modell (5) i kapittel 7.1. Dette er hovedmodellen i analysen og utgangspunktet for robusthetstesten. I testmodell (2) fjerner vi produktspesifikke dummyvariabler. I testmodell (3) fjerner vi observasjoner fra 2021 for å undersøke om det påvirker effekten av grensehandel, ettersom det året var påvirket av reiserestriksjoner og lite grensehandel. Avslutningsvis i testmodell (4) benytter vi klyngerobuste standardfeil på Butikknavn i stedet for ProduktButikkID.

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| log(Pris_Sjokolade) | -1.55*** (0.20) | -1.55*** (0.20) | -1.51*** (0.27) | -1.51*** (0.20) |
| log(Pris_Frukt) | 0.45*** (0.11) | 0.45*** (0.11) | 0.40** (0.19) | 0.40*** (0.15) |
| log(Inntekt) | 0.31* (0.16) | 0.31 (0.35) | 0.32** (0.16) | 0.32 (0.41) |
| Høy utdanning | -0.18*** (0.04) | -0.18** (0.07) | -0.17*** (0.04) | -0.17* (0.09) |
| Grensehandel | -0.12** (0.05) | -0.12 (0.10) | -0.17*** (0.05) | -0.17 (0.15) |
| Konstant | 5.34** (2.31) | 5.39 (4.76) | 5.01** (2.37) | 5.01 (5.56) |
| R^2 within | 0.35 | 0.35 | 0.41 | 0.41 |
| R^2 between | 0.87 | 0.53 | 0.87 | 0.87 |
| R^2 overall | 0.72 | 0.46 | 0.73 | 0.73 |
| Observasjoner | [REDACTED] | | | |

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Tabell 7.2: Robusthetsanalyse

Når vi fjerner produktspesifikke dummyvariabler i testmodell (2) reduseres modellens totale forklaringskraft, R^2 overall, fra 0.72 til 0.46. Det skyldes en reduksjon i R^2 between, som er forklaringskraften mellom paneldataenhetene ProduktButikkID. Dummyvariablene for produkt representerer faste egenskaper ved hvert produkt i hver butikk, som merkevare, kvalitet og kundegrunnlag knyttet til produktet. De bidrar til R^2 between ved å direkte forklare forskjeller mellom produkter i ulike butikker. Når dummyvariablene fjernes blir denne variasjonen uforklart og forklaringskraften reduseres følgelig. Vi ser dermed at produktspesifikke faktorer er viktige for å forklare forskjeller mellom ProduktButikkID. Til tross for at forklaringskraften reduseres betydelig, forblir koeffisientene for de uavhengige variablene nesten uendret. For sjokoladepris og fruktpris forblir signifikansen sterk, mens den svekkes for inntekt, utdanning og grensehandel. Dette tyder på at priseffektene er robuste, mens de andre variablene i større grad påvirkes av produktspesifikke faktorer.

I testmodell (3) har vi fjernet alle observasjoner fra året 2021. Dette året var preget av reiserestriksjoner og lite grensehandel, noe som kan ha underestimert effekten av grensehandel. Vi ser at koeffisienten for grensehandel øker fra 0.12 i modell (1) til 0.17 i testmodell (3), i tillegg til at resultatet blir mer signifikant. Det betyr at når vi ser bort fra 2021, finner vi en større effekt av grensehandel. Kommuner som ligger 0-60 minutter fra grensen til Sverige har 17 % lavere konsum av sjokolade enn øvrige kommuner. For prisene på sjokolade og frukt, blir effektene noe redusert i testmodell (3). Vi velger å beholde observasjoner fra alle årene i hovedmodellen ettersom vi er mest interessert i effekten av prisene. Det innebærer imidlertid at effekten av grensehandel er underestimert i hovedmodellen.

I testmodell (4) justerer vi standardfeilene for klynging på Butikknavn i stedet for ProduktButikkID. Som diskutert i kapittel 6.7, antar vi at produktspesifikke forhold innen hver butikk skaper korrelasjon i feilleddene. Det er imidlertid også mulig at butikkspesifikke forhold, som kundebase eller beliggenhet, påvirker alle produktene i butikken og dermed skaper korrelasjon i feilleddene på butikknivå. For å undersøke dette gjennomfører vi en robusthetstest med klynging på butikknivå.

Resultatene i testmodell (4) viser at for prisene på sjokolade og frukt er koeffisientestimatene stabile og fremdeles statistisk signifikante. Dette indikerer at priseffektene er robuste uavhengig av hvilket klyngenivå som brukes. For variablene

inntekt, utdanning og grensehandel fører klynging på butikknivå til økte standardfeil og redusert signifikans. Verken inntekt eller grensehandel er lenger statistisk signifikante i testmodell (4). Dette skyldes at klynging på butikknivå fanger opp en bredere korrelasjon i feilleddene, noe som gir mer konservative standardfeil og dermed reduserer den statistiske styrken. Valg av klynge avhenger av hva slags korrelasjon i feilleddene som antas å være mest dominerende i dataene. Etersom analysen utføres på produktnivå, forventer vi at produktspesifikke forhold er den viktigste kilden til korrelasjon. Likevel viser denne robusthetstesten at resultatene for prisvariablene er robuste selv når vi justerer for korrelasjon på butikknivå.

Samlet sett viser robusthetsanalysen at effekten av prisvariablene er robust på tvers av modellspesifikasjoner. Derimot er koeffisientene og signifikansnivåene for inntekt, utdanning og grensehandel mer sensitive for valg av faste effekter og klyngejustering. Når observasjoner fra 2021 ekskluderes, øker effekten av grensehandel, mens effekten av prisvariablene reduseres noe. På tross av disse variasjonene konkluderer vi med at hovedfunnene fra kapittel 7.1 robuste.

8 Diskusjon

I dette kapittelet vil vi se den empiriske analysen i sammenheng med den deskriptive statistikken. For å besvare problemstillingen vil vi drøfte funnene i lys av teori og tidligere forskning.

8.1 Sjokoladepris

8.1.1 Priselastisitet

De fleste modellene i tabell 7.1 rapporterer en egenpriselastisitet på -1.55 for sjokolade, som vil si at etterspørselen er elastisk. Når prisen på sjokolade øker med 1 %, faller etterspørselen med 1.55 %. Den høye priselastisiteten for sjokolade kan være påvirket av at vi har data fra lavpriskjeden Kiwi. Kunder som handler i lavpriskjeder er ofte mer prisbevisste, noe som kan ha resultert i en overestimert elastisitet i forhold til dagligvaremarkedet som helhet. Dersom vi hadde estimert tilsvarende priselastisitet hos Meny, som opererer i bredsortimentsklassen, ville elastisiteten trolig vært lavere.

Analysen vår finner lignende elastisiteter som andre norske studier. Gustavsen og Rickertsen (2018) finner en elastisitet på -1.04 for søtsaker (sukker, godteri og sjokolade), mens Steen og Ulsaker (2019) finner en elastisitet på -2.26 for sjokolade. Sistnevnte estimerer volumeffekten av økt sukkeravgift, men påpeker at volumeffekten er overestimert ettersom noe av det reduserte konsumet i Norge vil erstattes av økt grensehandel. Dermed er elastisiteten overdrevet, men de konkluderer likevel med at etterspørselen er elastisk.

Studier fra USA og Danmark finner betydelig lavere elastisiteter for søtsaker og sjokolade. En amerikansk oversiktstudie estimerer en egenpriselastisitet på -0.34 for søtsaker (Andreyeva et al., 2010). Studien fra Danmark estimerer elastisiteter på -0.31 for søtsaker og -0.22 for sjokolade (Buch-Andersen et al., 2020). Begge studiene finner langt mindre elastisk etterspørsel enn de norske studiene. Årsaken til denne ulikheten er ikke kjent. En mulig forklaring er at sjokolade og søtsaker er relativt dyrere i Norge enn i USA og Danmark. Dette kan gjøre prisøkninger ekstra merkbare for norske forbrukere, noe som fører til større endringer i etterspørselen. Når prisene øker på varer som allerede er dyre, kan forbrukere oppleve at varene blir for dyre og dermed redusere konsumet. I land

med lavere prisnivå for sjokolade og søtsaker, kan en prisøkning ha mindre betydning for etterspørselen ettersom varene allerede er relativt billige.

8.1.2 Politiske implikasjoner

Som nevnt innledningsvis i kapittel 1.1 er sukkerkonsumet i befolkningen høyere enn anbefalt nivå (Helsedirektoratet, 2024b). Usunt kosthold utgjør en stor risikofaktor for sykdom og tidlig død, noe som er estimert til å koste samfunnet 154 milliarder årlig (Helsedirektoratet, 2016). En mulig tilnærming for å forbedre kostholdet i befolkningen er å benytte helsepolitiske tiltak som skattlegging av usunn mat og subsidiering av sunn mat. Mange studier har vist at redusert pris på sunnere matvarer og økt pris på usunne matvarer skifter konsumet i en sunnere retning (French, 2003; Herman et al., 2008; WHO, 2015).

Størrelsen på elastisitetene for usunn mat avgjør hvilken effekt en skatt vil ha på konsumet. De lave elastisitetene for søtsaker i Danmark og USA indikerer at en sukkeravgift vil ha liten effekt på konsumet der. De norske elastisitetsestimatene tyder derimot på at en sukkeravgift vil redusere konsumet betydelig. Vår estimerte elastisitet på -1.55 indikerer at en skatt på 10 % vil redusere sjokoladekonsumet med hele 15.5 %. Det er imidlertid sannsynlig at noe av reduksjonen i sjokoladekonsumet vil bli motvirket av økt grensehandel, ettersom høyere priser i Norge øker insentivene for å handle over grensen.

Elastisiteten i vår analyse tar imidlertid ikke hensyn til at andre sukkervarer trolig er substitutter for sjokolade. Dersom prisen kun øker for sjokolade, vil antakeligvis en del forbrukere skifte til andre sukkervarer. For å vurdere effekten av en sukkeravgift på alle sukkervarer er det mer relevant å bruke elastisiteten for gruppen som helhet. Elastisiteten på -1.04 for søtsaker som gruppe, estimert av Gustavsen og Rickertsen (2018), tyder også på at en sukkeravgift vil redusere konsumet betydelig. Både denne studien og vår egen analyse underbygger at en sukkeravgift kan være et effektivt helsepolitisk tiltak.

Oppsummert bekrefter våre funn at etterspørselen etter sjokolade i Norge er elastisk, med en priselastisitet på -1.55 . Det må poengteres at denne elastisiteten er beregnet basert på data fra lavpriskjeden Kiwi, der prisleisomheten forventes å være høyere enn i dagligvaremarkedet generelt. Dermed er den beregnede elastisiteten trolig høyere enn hva som ville vært tilfelle for markedet som helhet. Likevel samsvarer vårt estimat i stor grad

med tidligere norske studier, men skiller seg fra lavere elastisiteter i Danmark og USA. Dette antyder at en sukkeravgift vil ha en større effekt på sjokoladekonsumet i Norge enn i andre land. Sukkeravgift fremstår dermed som et effektivt virkemiddel for å forbedre folkehelsen og redusere samfunnskostnader tilknyttet usunt kosthold.

8.2 Fruktpris

8.2.1 Krysspriselastisitet

Tabell 7.1 viser at krysspriselastisiteten mellom sjokolade og frukt er 0.45. Det innebærer at sjokolade til en viss grad er et substitutt for frukt. En prisøkning for frukt på 1 % vil øke etterspørselen etter sjokolade med 0.45 %, noe som er en moderat substitusjonseffekt. Det finnes få tidligere studier som har undersøkt krysspriselastisiteten mellom sjokolade og frukt, men vi har identifisert en norsk studie. Gustavsen og Rickertsen (2018) estimerer en krysspriselastisitet på 0.06 mellom sukkervarer og frukt, som er betydelig lavere enn vårt estimat.

En mulig forklaring på denne forskjellen kan være tidsperioden som er undersøkt. Vår analyse baserer seg på data for perioden 2021-2024, mens Gustavsen og Rickertsen benyttet data fra perioden 1986–2012. I deres analyseperiode var sukkervarer underlagt avgift, noe som ikke er tilfelle i vår analyseperiode. Forskjellene kan også reflektere endringer i norske kostholdsvaner og holdninger over tid. Ifølge Helsedirektoratet (2024b) har forbruket av både frukt og sjokolade variert gjennom de siste tiårene. Økt fokus på å redusere sukkerinntak og spise sunnere kan ha bidratt til at flere i dag oppfatter frukt og sjokolade som substitutter, sammenlignet med tidligere. Denne utviklingen kan bidra til å forklare hvorfor krysspriselastisiteten mellom sukkervarer og frukt har økt over tid, og hvorfor våre funn avviker betydelig fra Gustavsen og Rickertsens resultater.

8.2.2 Politiske implikasjoner

Som diskutert i forrige delkapittel kan skattlegging av sukkervarer være et virkemiddel for å redusere konsumet av sukker. En alternativ tilnærming for å styre forbruket i en sunnere retning er å subsidiere frukt og grønt. En slik tilnærming har den fordelen at den ikke bare øker forbruket av frukt og grønt, men også bidrar til å redusere sukkerforbruket

gjennom substitusjonseffekten. En krysspriselasitet på 0.45 mellom sjokolade og frukt, tilsier at en prisreduksjon på frukt vil redusere etterspørselen etter sjokolade med 0.45 %. Dette forutsetter imidlertid at krysspriselasiteten er symmetrisk, som vil si at den har samme verdi ved både prisreduksjon og prisøkning.

Vi har ikke estimert priselasiteten for frukt, men en kunnskapsoppsummering av norske studier rapporterer en gjennomsnittlig priselasitet på -0.9 for frukt og bær, og -0.45 for grønnsaker (Samfunnsøkonomisk analyse, 2020). Basert på disse elastisitetene kan vi beregne hvor mye prisen på frukt og grønt må reduseres gjennom subsidier for å øke konsumet til det anbefalte nivået.

I 2024 spiser norske forbrukere i snitt 3.3 porsjoner frukt, bær og grønt per dag (Sagen, 2024). Kostrådene anbefaler minst 5, og helst 8 porsjoner daglig. Vi kan beregne den nødvendige prisreduksjonen for å øke konsumet fra 3.3 til 5.0 porsjoner, tilsvarende en økning på 52 %. Med utgangspunkt i de norske elastisitetene på -0.9 og -0.45, antar vi en gjennomsnittlig priselasitet på -0.68 samlet for frukt, bær og grønnsaker. Med en elastisitet på -0.68 vil det kreve en prisreduksjon på 76 % for å øke antall porsjoner til 5.0. Denne beregningen forutsetter imidlertid at elastisiteten er lineær, noe som sjelden er tilfelle. Store prisreduksjoner vil trolig ha avtakende effekt, og mange vil derfor ikke øke konsumet til 5 porsjoner selv med betydelig lavere priser. For å øke konsumet til det anbefalte nivået på 8 porsjoner, måtte prisen blitt redusert med mer enn 100 %, noe som vil kreve en negativ pris og ikke være meningsfullt i økonomiske termer. Dette tyder på at subsidiering av frukt og grønt ikke er tilstrekkelig for å øke konsumet til anbefalt nivå.

Den eksisterende forskningen har ikke funnet et entydig svar på hvilke tiltak som har størst helseeffekt, enten økte skatter på usunne varer eller reduserte avgifter på sunne varer. En norsk studie av Gustavsen og Rickertsen (2010) undersøker effekten av å fjerne moms på frukt, samtidig som man øker momsen på godteri og iskrem. De finner en betydelig reduksjon i konsum av godteri, men bare en liten økning i konsum av frukt. I tillegg finner de at det reduserte konsumet av godteri medfører reduksjon i kroppsvekt, mens økt konsum av frukt ikke gjør det. Konklusjonen deres er at økt moms på usunne matvarer i større grad reduserer fedme enn momsfritak på sunne matvarer. En annen studie viser imidlertid at skatt på sukkerholdig drikke og hurtigmat ikke påvirker kroppsmasseindeks, mens subsidiering av frukt og grønnsaker har en liten effekt (Afshin et al., 2017).

Flere studier har undersøkt hvordan skatter og subsidier på matvarer påvirker ulike sosioøkonomiske grupper. Resultatene tyder på at slike tiltak kan ramme skjevt blant ulike sosioøkonomiske grupper (Allcott et al., 2019b; Gustavsen & Rickertsen, 2013; Thow et al., 2014). Forbrukere med høy inntekt har ofte et høyere konsum av sunn mat og et lavere konsum av usunn mat. Høyinntektsgrupper vil derfor ha større økonomisk nytte av redusert pris på sunn mat, samtidig som de blir mindre rammet av en skatt på usunn mat, sammenlignet med lavinntektsgrupper. Å implementere nye avgiftstiltak i en tid hvor mange allerede opplever økonomiske utfordringer kan dermed få uheldige konsekvenser. For å unngå å forsterke sosiale ulikheter anbefaler Allcott et al. (2019a) at skatteinntektene føres tilbake til lavinntektsgrupper gjennom støtteordninger.

Samlet sett finner vi en krysspriselasititet på 0.45 mellom sjokolade og frukt, som er betydelig høyere enn estimatet på 0.06 fra en tidligere norsk studie. Forskjellen kan skyldes bortfall av sukkeravgift og endrede holdninger i vår analyseperiode. Den høye krysspriselasititeten tilsier at subsidiering av frukt kan redusere konsumet av sjokolade, i tillegg til å øke konsumet av frukt. Det vil imidlertid kreve kraftige subsidier for å øke konsumet av frukt til anbefalt nivå. Selv om forskningen ikke er entydig om effekten av subsidiering sammenlignet med skattlegging, tyder studier på at slike tiltak kan forsterke sosiale ulikheter hvis de ikke utformes hensiktsmessig.

8.3 Inntekt

Analysen vår finner at høyere inntekt henger sammen med høyere konsum av sjokolade. Inntektsvariabelen er mest signifikant i modell (4), hvor det også kontrolleres for utdanningsnivå. Vi finner en inntektselastisitet på 0.39. Inntektsvariabelen er målt på kommunenivå og det foreligger ingen variasjon innad i en kommune over tid. På bakgrunn av dette tolkes resultatet som at kommuner med en inntekt som er 1 % høyere enn gjennomsnittet, har 0.39 % høyere konsum av sjokolade.

Den positive inntektselastisiteten betyr at sjokolade er et normalt gode. Det vil si at forbrukerne kjøper mer sjokolade når inntekten øker og mindre når inntekten faller. Videre antyder inntektselastisiteten at sjokolade klassifiseres som et nødvendighetsgode, snarere enn et luksusgode. Et nødvendighetsgode har en inntektselastisitet mellom 0 og 1, mens et luksusgode har en inntektselastisitet over 1. Selv om sjokolade klassifiseres

som et nødvendighetsgode, indikerer den moderate inntektselastisiteten at det ikke er et sterkt nødvendig gode. Dette antyder at sjokolade ikke er en absolutt nødvendighet for forbrukerne, men heller et vanlig konsumgode som folk kjøper mer av når inntekten øker.

Vi har ikke funnet tidligere studier som undersøker sammenhengen mellom inntekt og konsum av sjokolade spesifikt. Det finnes imidlertid studier som ser på sammenhengen mellom inntekt og sukkerholdig drikke. En amerikansk studie av Allcott et al. (2019a) estimerer en inntektselastisitet på 0.20 for sukkerholdig drikke. Studien viser også at konsumet av sukkerholdig drikke er høyere blant lavinntektsgrupper enn blant høyinntektsgrupper. Forfatterne forklarer denne forskjellen med ulikheter i preferanser snarere enn kausale inntektseffekter, og peker på at både ernæringskunnskap og selvkontroll har en sterk positiv sammenheng med inntektsnivå.

Siden både sukkerholdig drikke og sjokolade regnes som usunne produkter, kunne man forventet at lavinntektsgrupper også konsumerer mer sjokolade enn befolkningen generelt. Samtidig er det mulig at preferansene på tvers av inntektsgrupper er annerledes for sjokolade enn for sukkerholdig drikke. Ettersom inntektsdataene våre kun er tilgjengelige på kommunenivå, er det imidlertid ikke mulig å analysere forskjeller i sjokoladekonsum mellom ulike inntektsgrupper.

Oppsummert finner analysen en inntektselastisitet på 0.39, hvilket betyr at sjokoladekonsumet er 0.39 % høyere i kommuner der inntekten er 1 % høyere enn gjennomsnittet. Det er imidlertid viktig å påpeke at innad i en kommune finnes det ulike inntektsgrupper med potensielt varierende preferanser for sjokolade. Analysen er begrenset til å belyse forskjeller i konsum mellom kommuner med ulike inntektsnivåer, og kan ikke gi innsikt i variasjoner mellom inntektsgrupper innenfor samme kommune.

8.4 Utdanning

I modell (4) og (5) i regresjonsanalysen har vi analysert effekten av utdanningsnivå på etterspørsel etter sjokolade. Med modell (5) finner vi at konsumet av sjokolade er 18 % lavere i kommuner med høyt utdanningsnivå enn i kommuner med lavt utdanningsnivå. Dette funnet underbygges av den deskriptive statistikken i kapittel 5.3.4. Vi så at andelen sjokolade relativt til frukt var gjennomgående høyere i kommuner med lavt enn høyt utdanningsnivå for hvert år i perioden 2021 til 2024. Resultatene våre samsvarer med

tidligere forskning som finner at kostholdsvaner ofte henger sammen med utdanningsnivå (Knapstad et al., 2022).

Tidligere forskning på sammenhengen mellom utdanningsnivå og sjokoladekonsum er mangelfull. Abel og Totland (2021) finner at grupper med høy utdanning oftere spiser sjokolade og godteri enn grupper med lav utdanning, men sammenhengen er ikke signifikant. Samme studie finner imidlertid at personer med lavere utdanning tenderer til å ha et høyere inntak av sukkerholdig drikke og søte bakevarer, sammenlignet med dem med høyere utdanning. Vi har ikke funnet andre studier som undersøker etterspørsel etter sjokolade i ulike utdanningsgrupper.

Funnet vårt kan imidlertid relateres til studien av Allcott et al. (2019a). Som diskutert i forrige delkapittel, fant de at ernæringskunnskap og selvkontroll har en sterk positiv sammenheng med inntektsnivå. Gitt at inntekt og utdanningsnivå ofte er korrelert, kan disse faktorene også bidra til å forklare variasjoner i konsum basert på utdanningsnivå. I kommuner med lavt utdanningsnivå observerer vi et høyere sjokoladekonsum, noe som kan tyde på at lavere ernæringskunnskap og svakere selvkontroll blant innbyggerne bidrar til det økte konsumet.

Samlet sett viser analysen at etterspørselen etter sjokolade er 18 % lavere i kommuner med høyt utdanningsnivå sammenlignet med kommuner med lavt utdanningsnivå. Dette samsvarer med tidligere forskning på sammenhengen mellom kostholdsvaner og utdanning. Den deskriptive statistikken støtter dette funnet ved å vise at andelen sjokolade relativt til frukt konsekvent er høyere i kommuner med lavt utdanningsnivå. En mulig forklaring på funnet kan være at forbrukere med lavt utdanningsnivå har lavere ernæringskunnskap og selvkontroll, og dermed et høyere konsum av sjokolade.

8.5 Grensehandel

Modell (5) i tabell 7.1 undersøker effekten av grensehandel på etterspørselen etter sjokolade. Vi finner at i kommuner som ligger 0-60 minutter fra nærmeste butikk i Sverige, er salgsvolumet av sjokolade 12 % lavere enn i øvrige kommuner. I testmodell (3) ekskluderer vi observasjoner fra 2021 og finner at salgsvolumet er 17 % lavere i grensehandelkommunene. Dette funnet støttes av den deskriptive statistikken i kapittel 5.3.5, som fant at kvantumsandelen sjokolade relativt til frukt var omtrent lik i 2021 for

kommuner nær og langt fra grensen. Dette kan forklares av det begrensede omfanget av grensehandel i 2021 som følge av pandemien og tilhørende reiserestriksjoner (Henriksen, 2023). For 2022 og 2023 observerte vi at andelen sjokolade var betydelig lavere i grensehandelkommuner enn i øvrige kommuner. Salgstallene viste at endringen skyldtes redusert salgsvolum av sjokolade i kommuner nær grensen, og noe økt volum i andre kommuner. Opphevelsen av reiserestriksjoner har sannsynligvis bidratt til at forbrukere i nærheten av grensen i større grad har valgt å kjøpe sjokolade i Sverige fremfor i Norge.

Til tross for åpne grenser og økte dagligvarepriser i Norge, har ikke grensehandelen tatt seg opp til samme nivå som før pandemien. En mulig forklaring kan være bortfall av den norske sukkeravgiften i 2021, noe som reduserte prisene på sukkervarer i Norge. Tidligere forskning av Friberg et al. (2022) finner at relative prisendringer mellom Norge og Sverige påvirker andelen lokale salg i Norge i forhold til grensehandel. En relativ prisreduksjon på norske varer har dermed trolig ført til redusert grensehandel.

En annen mulig forklaring på nedgangen i grensehandel, er at svenske matvarepriser har økt mer enn norske. Fra 2019 til 2022 steg de norske matvareprisene med 7.2 prosent, mens de svenske matvareprisene steg med hele 14.2 prosent (Henriksen, 2023). I tillegg har den norske kronkursen vært svak, noe som ytterligere har redusert lønnsomheten av å handle i Sverige. Det relative prisforholdet mellom Norge og Sverige har dermed blitt mindre gunstig for norske forbrukere, noe som kan ha bidratt til redusert omfang av grensehandel.

I 2023 var grensehandelen noe lavere enn i 2022 (Statistisk sentralbyrå, 2024b). En mulig forklaring er dyrtiden, som førte til at mange husholdninger reduserte matforbruket (Poppe & Kempson, 2023). Varer som typisk inngår i grensehandel, slik som brus, sjokolade og godteri, er gjerne noe forbrukere reduserer forbruket av når de må stramme inn på matbudsjettet. Sammenlignbare data for disse matvaregruppene før 2023 er ikke tilgjengelige, men foreløpige tall fra 2024 indikerer en økning i salget av brus, sjokolade og godteri i forhold til 2023 (Saxegaard, 2024). Det kan forklares av at prisveksten har avtatt og norske husholdninger har fått høyere disponibel realinntekt i 2024 (Lindstrøm, Slettebø, et al., 2024).

For å oppsummere viser analysen at etterspørselen etter sjokolade er 12 % lavere i kommuner som ligger 0-60 minutter fra grensen til Sverige, sammenlignet med andre

kommuner. Når vi ser bort fra 2021 øker differansen fra 12 til 17 %. I 2021, da muligheten for grensehandel var begrenset, var andelen sjokolade i forhold til frukt omtrent lik mellom kommuner nær og langt fra grensen. I 2022 og 2023 var salgsvolumet av sjokolade imidlertid betydelig lavere i kommuner nær svenskegrensen, noe som kan tilskrives en økning i grensehandelen sammenlignet med 2021. Til tross for økt grensehandel etter pandemien, er omfanget likevel betydelig lavere enn før pandemien, trolig på grunn av bortfall av sukkeravgift, økte matvarepriser i Sverige og svak norsk kronekurs.

9 Konklusjon

9.1 Konklusjon

Formålet med denne utredningen har vært å analysere hvordan pris påvirker etterspørselen etter sjokolade. Med utgangspunkt i et helseøkonomisk perspektiv, ønsket vi å undersøke substituerbarheten mellom sjokolade og frukt. I utredningen har vi forsøkt å besvare følgende problemstilling:

Hvordan påvirker prisene på sjokolade og frukt etterspørselen etter sjokolade i Norge?

For å avgrense oppgaven har vi valgt å se på frukt og sjokolade som representanter for henholdsvis sunn og usunn mat. På grunn av gjensidig avhengighet mellom pris og etterspørsel, har vi benyttet instrumentvariabler for å estimere etterspørselen med 2SLS. Vi har ikke funnet egnede instrumentvariabler for fruktprisen. Av den grunn har vi kun estimert etterspørselen etter sjokolade, der frukt inngår som et substitutt.

Utredningen tar utgangspunkt i salgsdata fra ■■■ Kiwi-butikker i ■■■ norske kommuner. Tidsperioden som analyseres strekker seg fra januar 2021 til september 2024. For å besvare problemstillingen har vi analysert endringer i pris og kvantum i datasettet. Utredningens hovedfunn er at etterspørselen etter sjokolade er elastisk og at substitusjonseffekten mellom sjokolade og frukt er moderat. Vi finner en egenpriselasitet for sjokolade på -1.55 , som tilsier at forbrukerne er prisfølsomme. Krysspriselasiteten mellom sjokolade og frukt estimeres til 0.45 . Dette indikerer at deler av konsumet skifter fra frukt til sjokolade når fruktprisene øker.

Videre finner vi at inntekt, utdanningsnivå og geografisk nærhet til svenskegrensen påvirker etterspørselen etter sjokolade. Inntektselasiteten er estimert til 0.39 , som betyr at etterspørselen er 0.39% høyere i kommuner der inntekten er 1% høyere enn gjennomsnittet. I kommuner med høyt utdanningsnivå er etterspørselen 18% lavere enn i kommuner med lavt utdanningsnivå. Dette resultatet underbygges av den deskriptive statistikken som viser at andelen sjokolade relativt til frukt konsekvent er høyere i kommuner med lavt utdanningsnivå. Forskjellen mellom kommunene har imidlertid blitt mindre i løpet av analyseperioden. Videre påvirkes etterspørselen av avstand til Sverige. I kommuner beliggende 0 – 60 minutter fra grensen er etterspørselen etter sjokolade 12% lavere enn

i øvrige kommuner. Når vi ser bort fra 2021 øker imidlertid differansen fra 12 til 17 %, grunnet økt grensehandel etter pandemien.

Våre funn indikerer at helseøkonomiske virkemidler, som skattlegging av usunn mat og subsidiering av sunn mat, har potensial til å styre konsumet i en sunnere retning og bidra til å redusere sosioøkonomiske helseforskjeller. Slike tiltak kan imidlertid ramme skjevt ved at grupper med høy sosioøkonomisk status i større grad drar nytte av subsidier på sunn mat og er mindre påvirket av skatter på usunne produkter. I en periode med allerede høye levekostnader kan dette forsterke eksisterende sosiale ulikheter. For å unngå slike uheldige konsekvenser bør et eventuelt nytt avgiftssystem utformes med sikte på å minimere forsterkning av ulikhet.

9.2 Begrensninger

Utredningen vår har enkelte begrensninger som kan påvirke tolkningen av resultatene og den generelle overførbarheten av funnene. Disse begrensningene bør tas i betraktning for å gi et nyansert bilde av analysens gyldighet.

Vi har valgt å bruke frukt og sjokolade som representanter for henholdsvis sunn og usunn mat. Dette er et begrenset utvalg som ikke reflekterer hele spekteret av sunne og usunne matvarer. Som følge av dette bør analysens funn tolkes med forsiktighet, da de ikke uten videre kan generaliseres til å omfatte det totale konsumet av sunn og usunn mat.

Datasettet vi har benyttet er fra lavpriskjeden Kiwi, noe som innebærer at resultatene trolig er påvirket av kjedens prisstruktur og kundesammensetning. I løpet av analyseperioden har Kiwi gjennomført flere priskampanjer som har påvirket både prisnivået og salgsvolumet. Dersom vi hadde hatt data fra flere butikkjeder, kunne analysen gitt et mer helhetlig bilde av forbruksmønstre i dagligvaremarkedet og avdekket mulige forskjeller mellom kjedene. Data fra eksempelvis Meny ville trolig resultere i lavere elastisiteter enn de vi har beregnet, ettersom kunder i lavprissegmentet antakeligvis er mer prissensitive enn kunder i bredsortimentsegmentet. Vårt estimat på -1.55 er derfor sannsynligvis overestimert til å være representativt for hele det norske dagligvaremarkedet.

En begrensning ved analysen er at vi ikke har data om forbrukerne på individnivå. Vi har derfor benyttet inntekts- og utdanningsdata på kommunenivå, noe som ikke lar oss

studere individuelle sammenhenger. Våre resultater viser at etterspørselen etter sjokolade øker med høyere inntekt i kommunen, og er lavere i kommuner med høyere gjennomsnittlig utdanningsnivå. Individdata ville imidlertid gitt en mer presis forståelse av hvordan inntekt og utdanning påvirker sjokoladekonsumet og muliggjort analyser på tvers av ulike grupper. Avslutningsvis vil vi påpeke at sjokolade også selges gjennom andre utsalgssteder, som kiosker, bensinstasjoner og verdibutikker. Data fra disse alternative utsalgsstedene er ikke inkludert i analysen. Dette innebærer at funnene ikke nødvendigvis reflekterer totalmarkedet for sjokolade, men snarere utviklingen innen lavprissegmentet i dagligvaremarkedet.

9.3 Forslag til videre forskning

Denne utredningen åpner for flere interessante perspektiver og nærliggende temaer som kan utforskes i fremtidige studier. Vi vil i det følgende presentere et utvalg anbefalinger til fremtidig forskning.

Et forslag er å utvide analysen med data som inneholder detaljerte opplysninger om individuelle kunder. Dette vil gi en mer nyansert forståelse av hvordan etterspørselen varierer mellom ulike kundegrupper. En slik tilnærming kan også muliggjøre estimering av elastisiteter på tvers av sosioøkonomiske grupper, og dermed gi dypere innsikt i sammenhengen mellom faktorer som inntekt, utdanning og sjokoladekonsum.

En alternativ tilnærming vil være å utføre tilsvarende analyse med fullstendige data for 2024. I løpet av sommeren 2024 steg sjokoladeprisene betydelig, og det høye prisnivået har vedvart utover høsten. Datasettet vårt stopper imidlertid ved utgangen av september 2024, og det vil derfor være av interesse å undersøke hvordan det økte prisnivået har påvirket etterspørselen etter sjokolade i de resterende månedene av året.

For å oppnå en mer helhetlig forståelse av konsumet av sunn og usunn mat, ville det vært verdifullt å utvide analysen til å omfatte et bredere utvalg av varegrupper, samt inkludere data fra flere butikkjeder. Det ville gitt bedre innsikt i hvordan det totale kostholdet påvirkes av prisendringer. Videre kunne en slik tilnærming lagt grunnlaget for en mer omfattende utredning av et nytt avgiftssystem for å skifte konsumet i en sunnere retning.

Erklæring om bruk av KI-verktøy i arbeidet med denne masteroppgaven

Navn (og versjon) av KI-verktøyet: ChatGPT, 4o

Formålet med bruken av verktøyet: Idé-generering, kode i Stata og kode i LaTeX

Vi er klar over at vi er ansvarlig for alt innhold i denne masteroppgaven, inkludert de deler der KI-verktøy er benyttet. Vi har ansvar for at oppgaven følger etiske regler for personvern og publisering.

Referanser

- Abel, M. H. & Totland, T. H. (2021). Kartlegging av kostholdsvaner og kroppsvekt hos voksne i Norge basert på selvrapporing – Resultater fra Den nasjonale folkehelseundersøkelsen 2020. *Folkehelseinstituttet*. <https://www.fhi.no/publ/2021/resultater-fra-den-nasjonale-folkehelseundersokelsen-2020/>
- Afshin, A., Peñalvo, J. L., Del Gobbo, L., Silva, J., Michaelson, M., O’Flaherty, M., Capewell, S., Spiegelman, D., Danaei, G. & Mozaffarian, D. (2017). The prospective impact of food pricing on improving dietary consumption: A systematic review and meta-analysis. *PLOS ONE*, 12(3), e0172277. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0172277>
- Allcott, H., Lockwood, B. B. & Taubinsky, D. (2019a). Regressive Sin Taxes, with an Application to the Optimal Soda Tax*. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3), 1557-1626. <https://doi.org/10.1093/qje/qjz017>
- Allcott, H., Lockwood, B. B. & Taubinsky, D. (2019b). Should We Tax Sugar-Sweetened Beverages? An Overview of Theory and Evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 33(3), 202–227. <https://doi.org/10.1257/jep.33.3.202>
- Andreyeva, T., Long, M. W. & Brownell, K. D. (2010). The impact of food prices on consumption: a systematic review of research on the price elasticity of demand for food. *Am J Public Health*, 100(2), 216-222. <https://doi.org/10.2105/ajph.2008.151415>
- Angrist, J. & Pischke, J. (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist’s Companion*. Princeton University Press.
- Bijmolt, T. H. A., Van Heerde, H. J. & Pieters, R. G. M. (2005). New Empirical Generalizations on the Determinants of Price Elasticity. *Journal of Marketing Research*, 42(2), 141-156. <https://doi.org/10.1509/jmkr.42.2.141.62296>
- Braut, G. S., Torheim, L. E., Krokstad, S., Smed, S., Ekström, M., Hollung, K., Melberg, H. O., Skulberg, V. B., Sundfør, T. & Dybdal, K. (2023). *Effektive kostholdstiltak*. <https://www.regjeringen.no/contentassets/0d8ffbf76aa494b80ac7e588a8ce8a6/nn-no/pdfs/effektive-kostholdstiltak.pdf>
- Brownell, K. D. & Frieden, T. R. (2009). Ounces of Prevention — The Public Policy Case for Taxes on Sugared Beverages. *New England Journal of Medicine*, 360(18), 1805-1808. <https://doi.org/10.1056/NEJMp0902392>
- Buch-Andersen, T., Andreasen, A., Jørgensen, T., Ehlers, L. & Toft, U. (2020). Price and sales volume of sugar-sweetened beverages, diet drinks, sweets and chocolates: analysis of Danish retail scanner data. *European Journal of Clinical Nutrition*, 74. <https://doi.org/10.1038/s41430-019-0470-5>
- Carlsen, H. & Befring, Å. M. (2019, 9. april). Utvalg vil avvikle sukkeravgiften. *NRK*. <https://www.nrk.no/norge/utvalg-vil-avvikle-sukkeravgiften-1.14509570>
- Darmon, N. & Drewnowski, A. (2015). Contribution of food prices and diet cost to socioeconomic disparities in diet quality and health: a systematic review and analysis. *Nutrition Reviews*, 73(10), 643-660. <https://doi.org/10.1093/nutrit/nuv027>

- Drewnowski, A. & Darmon, N. (2005). Food choices and diet costs: an economic analysis. *J Nutr*, 135(4), 900-904. <https://doi.org/10.1093/jn/135.4.900>
- Durbin, J. (1954). Errors in Variables. *Revue de l'Institut International de Statistique / Review of the International Statistical Institute*, 22(1/3), 23-32. <https://doi.org/10.2307/1401917>
- Epstein, L. H., Dearing, K. K., Roba, L. G. & Finkelstein, E. (2010). The influence of taxes and subsidies on energy purchased in an experimental purchasing study. *Psychol Sci*, 21(3), 406-414. <https://doi.org/10.1177/0956797610361446>
- Escobar, M. A. C., Veerman, J. L., Tollman, S. M., Bertram, M. Y. & Hofman, K. J. (2013). Evidence that a tax on sugar sweetened beverages reduces the obesity rate: a meta-analysis. *BMC Public Health*, 13(1), 1072. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-13-1072>
- European Commission. (2017, 29. september). EU-Zuckerquotenregelung endet. https://germany.representation.ec.europa.eu/news/eu-zuckerquotenregelung-endet-2017-09-29_en?utm_source=
- FHI. (2023, 19. januar). Ingen tydelig effekt på redusert grensehandel, selv om «sukkeravgiften» ble fjernet. <https://www.fhi.no/nyheter/2023/ingen-tydelig-effekt-pa-reduisert-grensehandel-selv-om-sukkeravgiften-ble-fj/>
- Foreign Agricultural Service. (u. å.). Sugar Import Program. *U.S. Department of Agriculture*. Hentet 1. oktober 2024 fra <https://fas.usda.gov/programs/sugar-import-program>
- French, S. A. (2003). Pricing effects on food choices. *J Nutr*, 133(3), 841s-843s. <https://doi.org/10.1093/jn/133.3.841S>
- Friberg, R. & Steen, F. (2022, 20. september). Perfekt storm i matmarkedet. *Dagens Næringsliv*. <https://www.dn.no/innlegg/mat/dagligvarer/inflasjon/perfekt-storm-i-matmarkedet/2-1-1300890>
- Friberg, R., Steen, F. & Ulsaker, S. A. (2022). Hump-Shaped Cross-Price Effects and the Extensive Margin in Cross-Border Shopping. *American Economic Journal: Microeconomics*, 14(2), 408-438. <https://doi.org/10.1257/mic.20190302>
- Frøjd, M. F. (2024, 13. august). Lanserer «Alltid 8»: Vil gjøre det enklere og billigere å følge nye kostråd. *Dagligvarehandelen*. <https://www.dagligvarehandelen.no/frukt-og-gront/lanserer-alltid-8-vil-gjore-det-enklere-og-billigere-a-folge-nye-kostrad/1243020>
- Gimse, L. M. (2024, 5. august). *Dagbladet*. <https://borsen.dagbladet.no/nyheter/sjokosjokket-mye-dyrere/81762925>
- Goolsbee, A., Levitt, S. & Syverson, C. (2024). *Microeconomics* (4. utg.). Worth Publishers.
- Gustavsen, G. W. & Rickertsen, K. (2010). Effects of Taxes and Subsidies on Food Purchases: A Quantile Regression Approach (No. 2010-1). *Norsk institutt for landbruksøkonomisk forskning*. <http://hdl.handle.net/11250/2469953>
- Gustavsen, G. W. & Rickertsen, K. (2013). Adjusting VAT rates to promote healthier diets in Norway: A censored quantile regression approach. *Food Policy*, 42, 88-95. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2013.07.001>

- Gustavsen, G. W. & Rickertsen, K. (2018). Consumer cohorts and the demand for meat and dairy products. *Proceedings in Food System Dynamics*, 169-181. <https://doi.org/10.18461/pfsd.2018.1812>
- Haugan, J. & Roness, H. (2023). *Forbruk av frukt og grønt i Norge 2023*. Opplysningskontoret for frukt og grønt. <https://www.frukt.no/globalassets/forbruk-av-frukt-og-gront-i-norge---2023-undersokelsen.pdf>
- Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271. <https://doi.org/10.2307/1913827>
- Helsedirektoratet. (2016). *Samfunnsgevinster av å følge Helsedirektoratets kostråd* (IS-2451). Helsedirektoratet. <https://www.helsedirektoratet.no/rapporter/samfunnsgevinster-av-a-folge-helsedirektoratets-kostrad/>
- Helsedirektoratet. (2023). *Utviklingen i norsk kosthold 2023*. <https://www.helsedirektoratet.no/rapporter/utviklingen-i-norsk-kosthold-2023>
- Helsedirektoratet. (2024a). *Nasjonale faglige råd – kostråd og næringsstoffer*. <https://www.helsedirektoratet.no/faglige-rad/kostradene-og-naeringsstoffer/kostrad-for-befolkningen>
- Helsedirektoratet. (2024b). *Utviklingen i norsk kosthold 2024*. <https://www.helsedirektoratet.no/rapporter/utviklingen-i-norsk-kosthold-2024>
- Henriksen, G. (2023, 24. februar). Grensehandelen i 2022 var lavere enn før pandemien. *Statistisk sentralbyrå*. <https://www.ssb.no/varehandel-og-tjenesteyting/varehandel/statistikk/grensehandel/artikler/grensehandelen-i-2022-var-lavere-enn-for-pandemien>
- Herman, D. R., Harrison, G. G., Afifi, A. A. & Jenks, E. (2008). Effect of a targeted subsidy on intake of fruits and vegetables among low-income women in the Special Supplemental Nutrition Program for Women, Infants, and Children. *Am J Public Health*, 98(1), 98-105. <https://doi.org/10.2105/ajph.2005.079418>
- J.P. Morgan. (2024, 3. april). Will rising cocoa prices trigger a chocolate crisis? <https://www.jpmorgan.com/insights/global-research/commodities/cocoa-prices>
- Kalle, L. (2024, 20. august). Birger er mangeårig Kiwi-fan: Nå reagerer han kraftig på det han ser. *Nettavisen*. <https://www.nettavisen.no/okonomi/birger-boikotter-frukt-og-gront-pa-kiwi-overpriset/s/5-95-1967895>
- Knapstad, M., Skogen, J. C., Johnsen, G. H., Nilsen, T. S., Leino, T., Nes, R. B. & Aarø, L. E. (2022). *Folkehelseundersøkinga i Vestland 2022: Framgangsmåte og utvalde resultat*. Folkehelseinstituttet. <https://www.fhi.no/contentassets/eb41a14568874d07ad0be34bcdb05fb7/folkehelseundersokinga-i-vestland-2022.pdf>
- Konkurransetilsynet. (2023). *Konkurransetilsynets dagligvarerapport 2023*. <https://konkurransetilsynet.no/wp-content/uploads/2024/01/Konkurransetilsynets-dagligvarerapport-2023.pdf>
- Kringsjaa, S. P. (2024, 28. august). Dagligvarekjeder opplever rekordsalg av frukt og grønt. *MatvareWatch*. <https://matvarewatch.no/nyheter/article17393271.ece>

- Kvalnes, P. A. & Brandal, K. (2023, 26. mai). Kvinner med lav sosioøkonomisk status hadde dårligere fødselsopplevelser. *OsloMet*. <https://www.oslomet.no/forskning/forskningsnyheter/sosiookonomisk-status-fodselsopplevelser>
- Kværnes, M. (2024, 20. mars). Kampen om dagligvarekundene: Kiwi størst etter kjempevekst. *Dagens Næringsliv*. <https://www.dn.no/handel/handel/dagligvarebransjen/mat/kampen-om-dagligvarekundene-kiwi-storst-etter-kjempevekst/2-1-1614902>
- Landbruksdirektoratet. (u. å.). *Jordbruksoppgjøret*. Hentet 27. september 2024 fra <https://www.landbruksdirektoratet.no/nb/jordbruk/jordbruksoppgjoret>
- Larsen, M. H. (2024, 26. juni). Vedum i kamp mot narkotika – dropper kampen mot sukker. *Aftenposten*. <https://www.aftenposten.no/norge/politikk/i/OorVxl/vedum-i-kamp-mot-narkotika-dropper-kampen-mot-sukker>
- Lindstrøm, E. L., Rundberget, V., Slaatsveen, I. & Soydan, H. B. (2024, 6. mars). Lavere kjøpekraft i 2023. *Statistisk sentralbyrå*. <https://www.ssb.no/nasjonaltregnskap-og-konjunkturer/nasjonaltregnskap/statistikk/nasjonaltregnskap-inntekts-og-kapitalregnskapet/artikler/lavere-kojpekraft-i-2023>
- Lindstrøm, E. L., Slettebø, O. & Amdal, N. (2024, 4. desember). Høyere disponibel realinntekt. *Statistisk sentralbyrå*. <https://www.ssb.no/nasjonaltregnskap-og-konjunkturer/nasjonaltregnskap/statistikk/nasjonaltregnskap-inntekts-og-kapitalregnskapet/artikler/hoyere-disponibel-realinntekt>
- Litland, K. J. & Fjelldalen, H. (2024, 1. april). Kakaoprisen til himmels – sjokoladeprisen kan følge etter. *NRK*. <https://www.nrk.no/norge/kakaoprisen-stiger-sjokolade-kan-bli-dyrere-1.16824862>
- Lorch-Falch, S. (2024, 9. august). Nytt prishopp på mat. *NRK*. <https://www.nrk.no/norge/nytt-prishopp-pa-mat-1.16996114>
- Loring, B. & Robertson, A. (2014). *Obesity and inequities: guidance for addressing inequities in overweight and obesity*. World Health Organization. Regional Office for Europe. <https://iris.who.int/handle/10665/344619>
- Miljødirektoratet. (2024, 27. juni). Klimatilpasning i landbruk og reindrift. <https://www.miljodirektoratet.no/ansvarsomrader/klima/for-myndigheter/klimatilpasning/klimatilpasning-i-sektorer/landbruk/>
- Molland, E. (2024, 6. april). Kraftig prisøkning: – Knapt sett noe mer dramatisk. *Nettavisen*. <https://www.nettavisen.no/okonomi/kraftig-prisokning-knapt-sett-noe-mer-dramatisk/s/5-95-1743561>
- Nicholson, W. & Snyder, C. (2016). *Microeconomic Theory: Basic Principles and Extensions* (12. utg.). Cengage Learning.
- NielsenIQ. (2024). *Dagligvare rapporten 2024*.
- Norges Bank. (2024). *Valutakurser* [Datasett]. <https://www.norges-bank.no/tema/Statistikk/Valutakurser/?tab=currency&id=USD&frequencyTab=2>

- Norges Bondelag. (2023, 21. april). Viktige begrep og uttrykk i jordbruksforhandlingene. <https://www.bondelaget.no/bondelaget-mener/jordbruksoppgjoret/jordbruksoppgjoret-2023/viktige-begrep-og-uttrykk-i-jordbruksforhandlingene>
- NOU 2019: 8. (2019). *Særvagiftene på sjokolade- og sukkervarer og alkoholfrie drikkevarer*. <https://www.regjeringen.no/contentassets/bb18970a162b46979d28de451ce5a655/no/pdfs/nou201920190008000dddpdfs.pdf>
- Nygaard, R. (2022, 8. september). Slik beregner SSB prisutviklingen på matvarer. *Statistisk sentralbyrå*. <https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/konsumpriser/artikler/slik-beregner-ssb-prisutviklingen-pa-matvarer>
- O'Neill, A. (2024). Monthly prices for sugar in the United States, Europe and worldwide from January 2014 to September 2024 [Datasett]. *Statista*. https://www.statista.com/statistics/673460/monthly-prices-for-sugar-in-the-united-states-europe-and-worldwide/?utm_source
- Poppe, C. & Kempson, E. (2023). *Dyrtid 4: Det er ikke over ennå Husholdenes økonomiske trygghet i august 2023* (11-2023). SIFO. <https://hdl.handle.net/11250/3091870>
- Resvoll, A. (2024, 11. september). Prisen øker på matvarer: – Alt har blitt dyrere. *E24*. <https://e24.no/norsk-oekonomi/i/xmM0a8/prisen-oeker-paa-matvarer-alt-har-blitt-dyrere>
- Ruud, S. (2022, 25. april). En rekke helsefaglige miljøer vil ha ny avgift på sukker. *Aftenposten*. <https://www.aftenposten.no/norge/politikk/i/ALwe0E/en-rekke-helsefaglige-miljoer-vil-ha-ny-avgift-paa-sukker>
- Sagen, I. B. (2024, 24. oktober). Nå spiser vi mer frukt og grønt. *Opplysningskontoret for frukt og grønt*. <https://www.frukt.no/pressemeldinger/18288433>
- Samfunnsøkonomisk analyse. (2020). *Effekter av prisregulerende virkemidler rettet mot mat (M-1492)*. Miljødirektoratet. <https://www.miljodirektoratet.no/globalassets/publikasjoner/m1492/m1492.pdf>
- Saxegaard, J. (2024, 12. november). Nordmenn grensehandlet for 8,1 milliarder kroner. *Statistisk sentralbyrå*. <https://www.ssb.no/varehandel-og-tjenesteyting/varehandel/statistikk/grensehandel/artikler/nordmenn-grensehandlet-for-8-1-milliarder-kroner>
- Smith, V. H. (2018, 25. juni). The US Spends \$4 Billion a Year Subsidizing 'Stalinist-style' Domestic Sugar Production. *American Enterprise Institute*. <https://www.aei.org/articles/the-u-s-spends-4-billion-a-year-subsidizing-stalinist-style-domestic-sugar-production/>
- Statistisk sentralbyrå. (2023). *Inntekts- og formuesstatistikk for husholdninger* [Statistikk]. <https://www.ssb.no/statbank/table/06944/>
- Statistisk sentralbyrå. (2024a). *Befolkningens utdanningsnivå* [Statistikk]. <https://www.ssb.no/statbank/table/09429/>
- Statistisk sentralbyrå. (2024b). *Grensehandel* [Statistikk]. <https://www.ssb.no/statbank/table/14221/tableViewLayout1/>
- Statistisk sentralbyrå. (2024c). *Konsumprisindeksen* [Statistikk]. <https://www.ssb.no/statbank/table/03013/>

- Steen, F. & Ulsaker, S. A. (2019). «Sukkeravgiften» skal øke statens inntekter og redusere sukkerforbruket – men virker den? *Praktisk økonomi & finans*, 35(1), 69-84. <https://doi.org/10.18261/issn.1504-2871-2019-01-08>
- Stock, J. & Yogo, M. (2002). Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. *SSRN eLibrary*, 11. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511614491.006>
- Sunde, L. (2024, 12. april). Målpriser – forklart som skirenn. *Bondebladet*. <https://www.bondebladet.no/malpriser-forklart-som-skirenn/s/5-150-71622>
- Talukdar, D. & Lindsey, C. (2013). To buy or not to buy: Consumers' demand response patterns for healthy versus unhealthy food. *Journal of Marketing*, 77(2), 124-138. <https://doi.org/10.1509/jm.11.0222>
- Thaler, R. H. & Sunstein, C. R. (2008). *Nudge: Improving Decisions About Health, Wealth, and Happiness*. Yale University Press.
- Thorsnes, S. S. (2024, 9. august). Matvareprisene holder prisveksten oppe. *Statistisk sentralbyrå*. <https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/konsumpriser/statistikk/konsumprisindeksen/artikler/matvareprisene-holder-prisveksten-oppe>
- Thow, A. M., Downs, S. & Jan, S. (2014). A systematic review of the effectiveness of food taxes and subsidies to improve diets: understanding the recent evidence. *Nutr Rev*, 72(9), 551-565. <https://doi.org/10.1111/nure.12123>
- Trading Economics. (2024). *Cocoa*. Hentet 14. oktober 2024 fra <https://tradingeconomics.com/commodity/cocoa>
- Uldahl, M. & Bere, E. (2023). Lavinntektsfamilier i Norge må bruke en større andel av inntekten sin for å spise i tråd med kostrådene. *Norsk tidsskrift for ernæring*, 21(1), 23-32. <https://doi.org/10.18261/ntfe.21.1.5>
- Utaker, E. (2024, 28. mai). Hva driver kakaoprisen opp? *Etisk handel Norge*. <https://etiskhandel.no/aktuelle-saker/hva-driver-kakaoprisen-opp/>
- Varian, H. R. (2010). *Intermediate Microeconomics: A Modern Approach* (8. utg.). W. W. Norton & Company.
- WHO. (2015). *Using price policies to promote healthier diets*. World Health Organization. Regional Office for Europe. <https://iris.who.int/handle/10665/156403>
- Woolridge, J. M. (2019). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (7. utg.). South-Western College Publishing.
- World Bank. (2024). *Pink Sheet Data Monthly Prices October 2024* [Datasett]. <https://www.worldbank.org/en/research/commodity-markets>
- Wu, D. (1974). Alternative Tests of Independence between Stochastic Regressors and Disturbances: Finite Sample Results. *Econometrica*, 42(3), 529-546. <https://doi.org/10.2307/1911789>
- Økland, T. K. & Sandstå, B. L. (2024, 10. januar). Kraftig prisvekst i 2023. *Statistisk sentralbyrå*. <https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/konsumpriser/statistikk/konsumprisindeksen/artikler/kraftig-prisvekst-i-2023>

Appendiks

A Data

A.1 Bearbeidelse av data

Datasettet fra NorgesGruppen består av ukentlige salgsdata for ■ Kiwi-butikker i perioden januar 2021 til september 2024. For hver observasjon på ukenivå har vi informasjon om butikk, postnummer, uke, år, vareavdeling, hovedgruppe, undergruppe, envagruppe, varenavn og EAN-nummer. I tillegg har vi bruttosalg og nettosalg (eks. MVA) for ukentlig salg av alle varer i hver butikk, samt en kolonne som angir vekt eller antall solgte enheter. Siden datasettet inneholder en del informasjon som ikke er nødvendig for analysen, har vi bearbeidet og rensert dataen.

Opprinnelig har datasettet ■ observasjoner. Som hovedregel er det totale salget av en gitt vare i en gitt butikk i en gitt uke samlet i én observasjon. I noen tilfeller er imidlertid det ukentlige salget av en vare fordelt på flere observasjoner. Vi ønsker å ha én observasjon for det ukentlige salget av en vare i hver butikk. Vi slår derfor sammen observasjonene det gjelder til én samlet observasjon. I tillegg fjerner vi observasjoner som har negative verdier og nullverdier for bruttosalg. Det opprinnelige datasettet inneholder observasjoner frem til uke 40 i 2024, men dataen for denne uken er ufullstendig. For å sikre pålitelighet i analysene ekskluderer vi derfor all data fra uke 40, slik at datasettet kun inkluderer observasjoner til og med uke 39. Bearbeidningen ekskluderer totalt ■ observasjoner, og vi står igjen med et datasett bestående av ■ observasjoner. Videre fjerner vi kolonner som ikke er nødvendige for analysen, som adresse, vareavdeling, undergruppe, envagruppe, EAN-nummer.

På grunn av inkonsekvent registrering av observasjoner er det nødvendig å foreta enkelte tilpasninger. Vi fjerner doble mellomrom i varenavnet for en rekke observasjoner, for å sikre at disse inkluderes i den korrekte varegruppen. I tillegg konverterer vi teksten fra blokkbokstaver til vanlig skrift for en del observasjoner. Vi standardiserer varenavnene ved å slå sammen ulike varianter av samme produkt, som for eksempel KLEMENTINER KG og KLEMENTINER LØS, til et enkelt navn som Klementiner. Konsistente varenavn

er essensielt for å kunne sammenligne salgsdata på tvers av uker og butikker, og bidrar til å redusere risikoen for feil i databehandlingen.

A.2 Variabler

Tidsvariabler

I det opprinnelige datasettet fra NorgesGruppen har vi variabler for ukenummer og år. Basert på ukenummeret oppretter vi variabler for tilhørende måned og halvår. Vi har observasjoner for alle uker fra uke 1 i 2021 til og med uke 39 i 2024.

Hovedgruppe

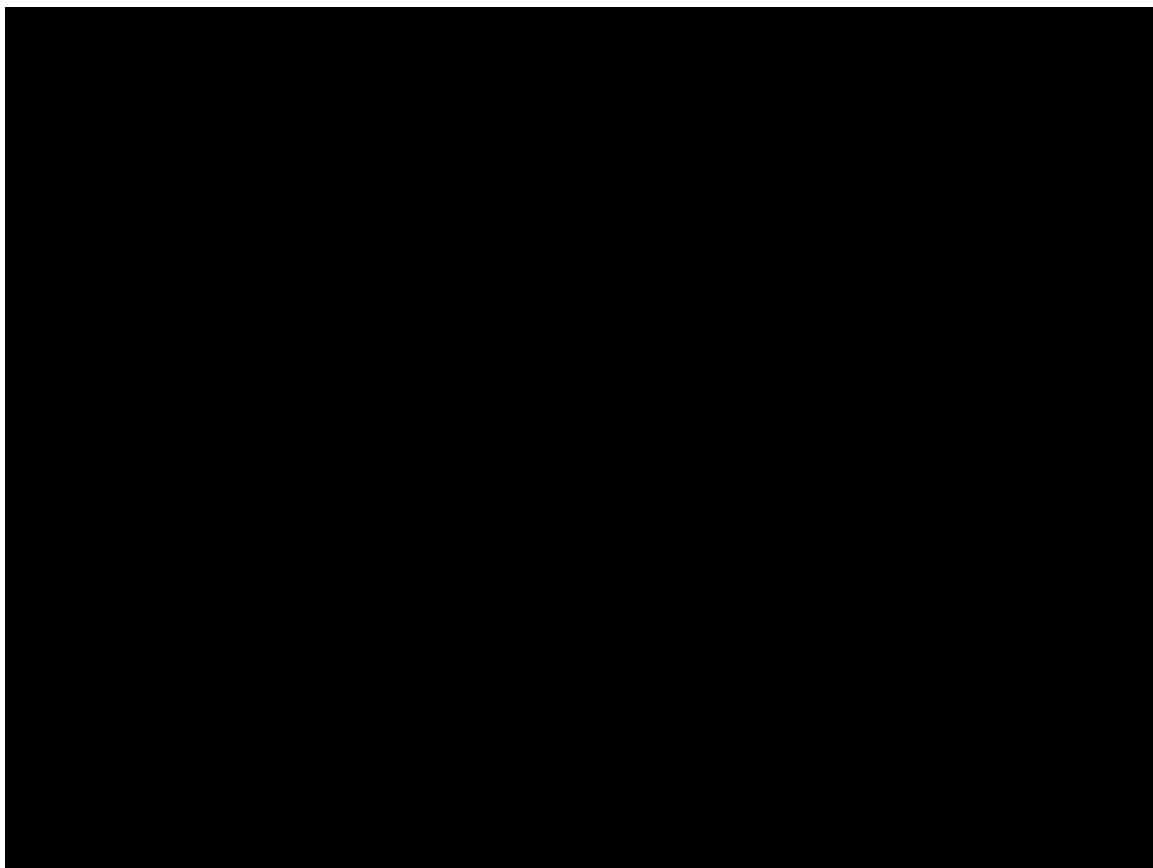
Variabelen Hovedgruppe angir om en vare tilhører hovedgruppen Frukt eller Sjokolade. Hver hovedgruppe består av ti varer.

Varenavn

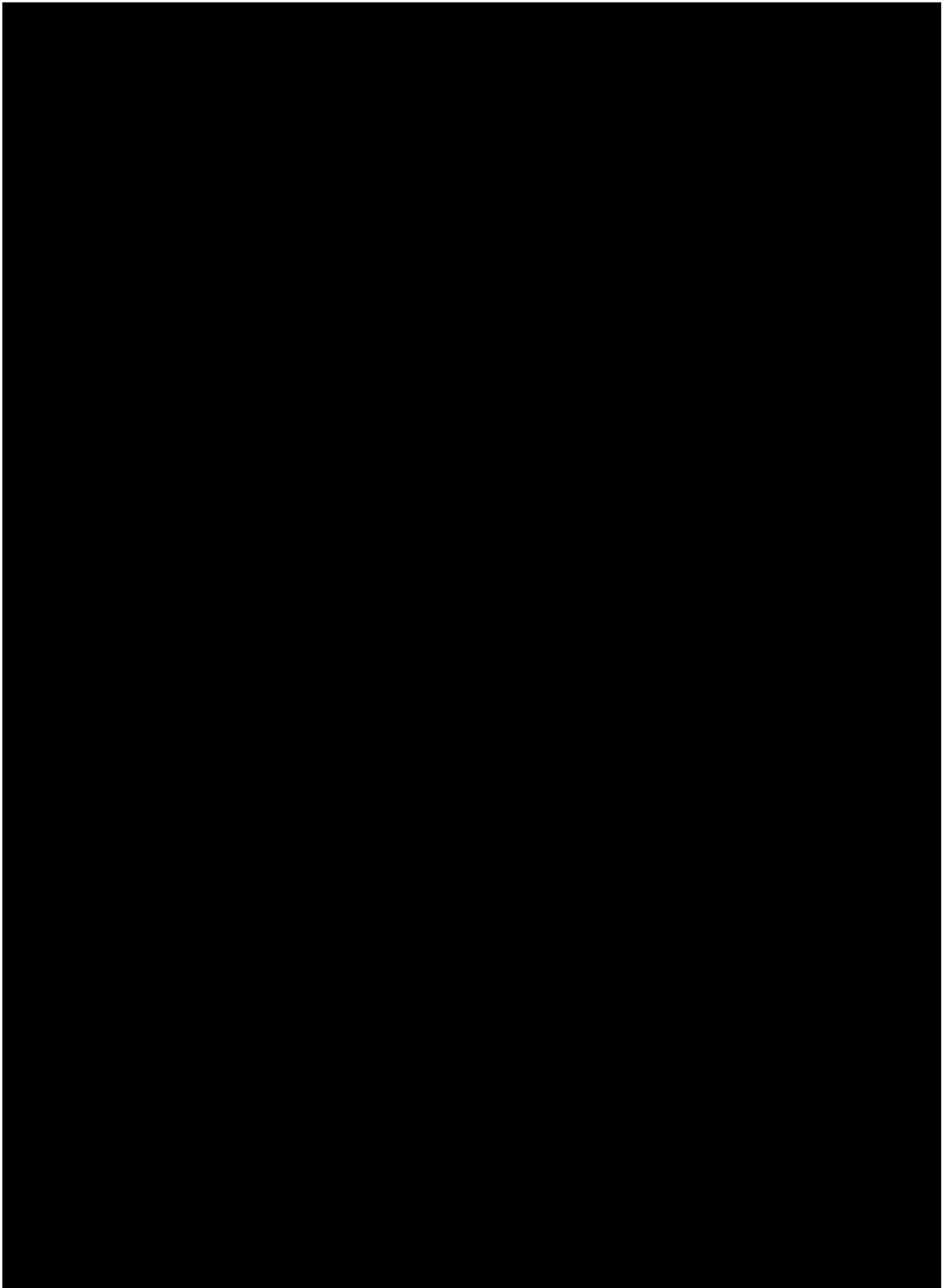
Variabelen Varenavn identifiserer navnet på en vare. Vi har forenklet varenavnene for å gjøre dem konsise og enklere å analysere. For eksempel har vi endret DRUER RØDE 500G CEVITA til Druer røde. I tillegg har vi opprettet variabler for hvert varenavn for å kontrollere for produktfaste effekter. Tabell A.1 gir en full oversikt over de inkluderte varene med originale og forenklede varenavn.

Butikkvariabler

Datasettet inneholder informasjon om butikknavn, adresse og postnummer. Basert på postnummer innhenter vi manuelt informasjon om kommune og fylke. Tabell A.2 gir en oversikt over butikknavn, postnummer, kommune og fylke.

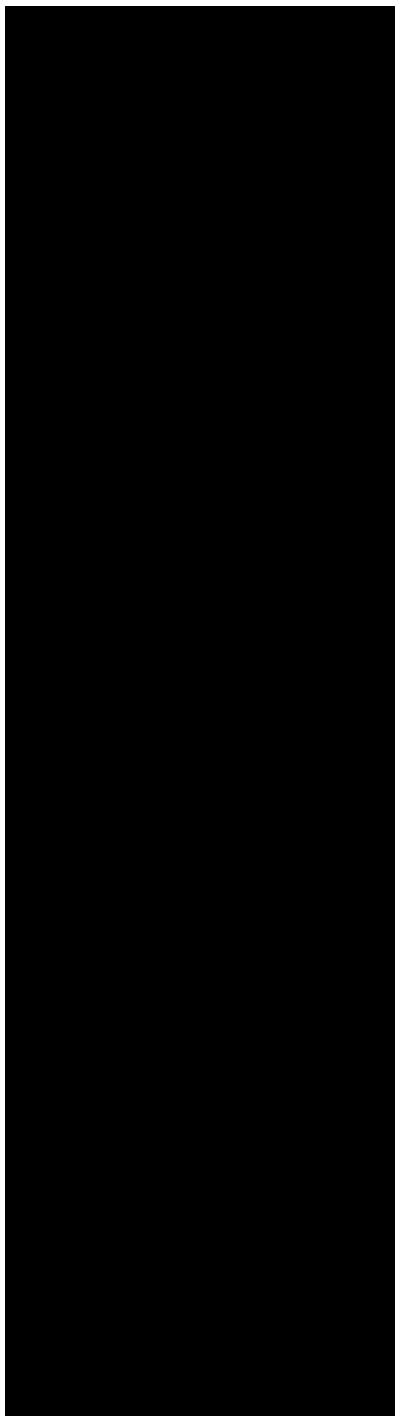


Tabell A.1: Originale og forenklede varenavn



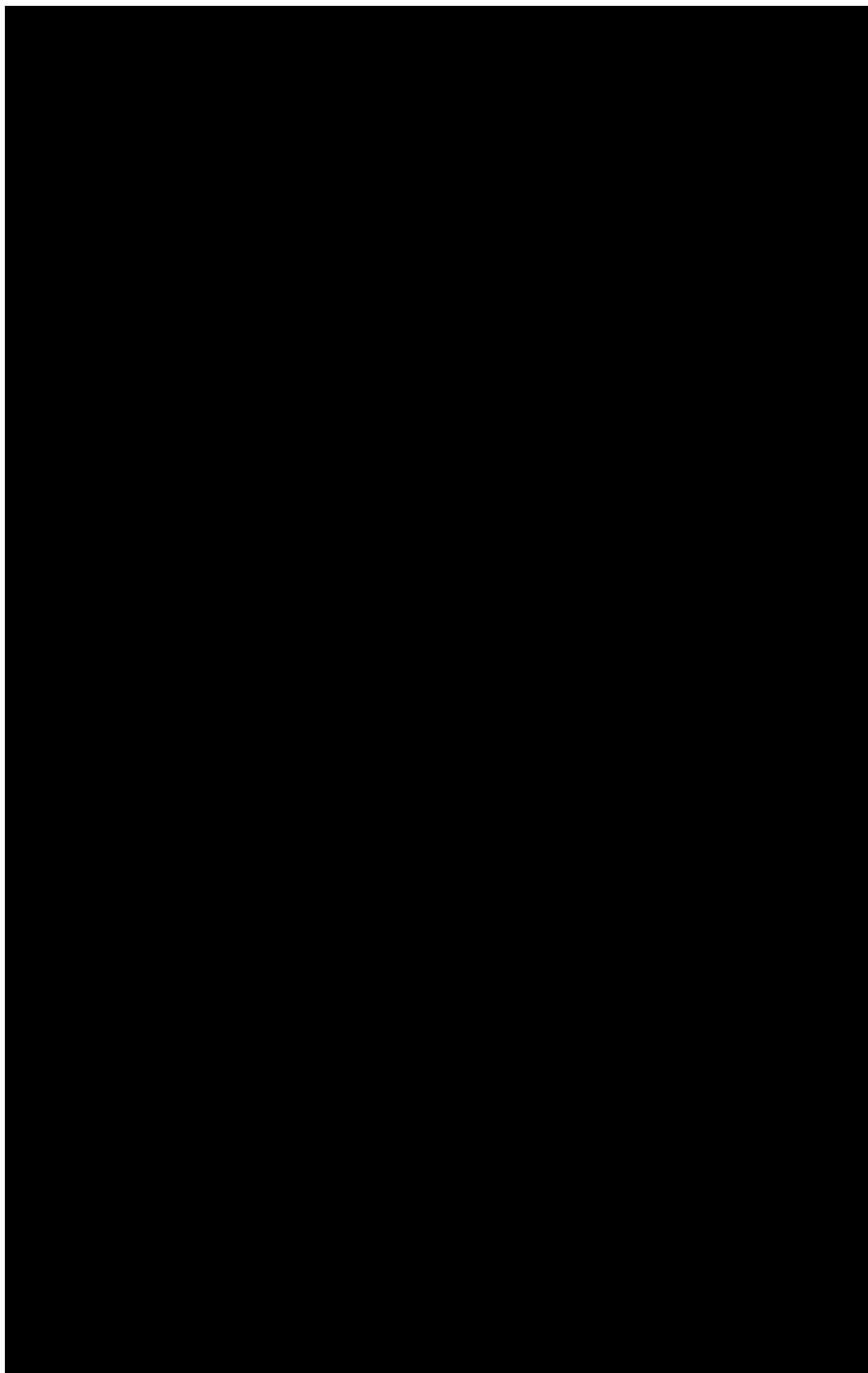
Tabell A.2: Kiwi-butikker med tilhørende postnummer, kommune og fylke

A.3 Inntekt



Tabell A.3: Husholdningenes medianinntekt per kommune

A.4 Utdanning



Tabell A.4: Andel lav og høy utdanning per kommune

B Tester

B.1 Instrumentvariabler

| Test | Statistikk | p-verdi |
|--|------------|---------|
| Underidentifikasjonstest (Kleibergen-Paap rk LM) | 187.728 | 0.0000 |
| F-test (Cragg-Donald Wald F) | 196.161 | - |
| Hansen J-test | 0.139 | 0.7088 |

Tabell B.1: Underidentifikasjonstest, F-test og Hansen J-test for instrumentvariabler

B.2 Heteroskedastisitet

| Test | Chi2-statistikk | Frihetsgrader | p-verdi |
|--------------------|-----------------|---------------|---------|
| White's test | 528.50 | 19 | 0.0000 |
| Breusch-Pagan test | 252.63 | 1 | 0.0000 |

Tabell B.2: White's test og Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet