

---

# Rent ud af posen

**En kvantitativ undersøgelse af sammenhængen mellem pris, renhed og forbruget af kokain i Europa, 2007-2020**

---

Gruppe 6: Freja Ilsing Magnussen

Kandidatspeciale i kriminologi

Vejleder: Rasmus Munksgaard

Antal ord: 22.997



**AALBORG  
UNIVERSITET**

## Abstract

Recent developments in the number of cocaine seizures, the number of people admitted to cocaine treatment, and the amount of cocaine found in the wastewater of European cities indicate that the size of the European cocaine market has grown substantially within the past decade. Notably, this growth has been accompanied by a dramatic decrease in the price of cocaine when the price is measured in price per pure gramme. Previous research indicates that cocaine consumption is sensitive to changes in cocaine prices. Therefore, I investigate whether the observed drop in the purity adjusted price of cocaine has influenced aggregate cocaine consumption in 15 European countries during the 14-year-period, 2007-2020.

To conduct my investigation, I use aggregated price, purity, and prevalence data available from the European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction (EMCDDA), as well as aggregated prevalence data available from the European School Survey on Alcohol and Other Drugs. I use Amelia multiple imputation and OLS regressions with country- and year-level fixed effects and adjust for key covariates including data on the sociodemographic make-up of the investigated 15 European countries. Additionally, I include data on cocaine seizures as a proxy for cocaine availability, as well as reports of cocaine related offences as a proxy for risk of capture, to investigate whether a potential link between price and consumption has alternative explanations.

Applying these methods, I find no significant evidence of a link between the observed decrease in cocaine prices and aggregated prevalence levels in 15 investigated European countries, regardless of whether the prevalence is measured in past-year- and past-month-prevalence among 15-64-years-olds, or in lifetime-prevalence among 15-16-years-old students. Similarly, the analysis fails to find significant correlations between prevalence levels and any of the included covariates.

These results suggest that cocaine consumption is insensitive to price in the 15 investigated countries, and that such insensitiveness is prevalent both in the population in general and among 15-16-year-old school students specifically.

However, the cross-national study of the relationship between cocaine prices and consumption in Europe might be greatly limited by the quality of the available European data. Therefore, a key finding of this thesis is that future research would benefit significantly from improvements in the available data, including a systematizations of data collection across countries and time.

# Indholdsfortegnelse

1. Indledning.....	4
2. Problemfelt.....	6
2.1. Karakteristika af narkotikapriser.....	6
2.2. Priselasticitet.....	8
2.3. Den empiriske sammenhæng mellem narkotikapriser og -forbrug.....	8
2.4. Udviklingen i prisen på kokain.....	10
2.5. Problemformulering.....	11
3. Teori.....	13
3.1. Udbud, efterspørgsel og pris.....	13
3.2. Rational choice teori.....	14
3.3. Teoridiskussion.....	15
4. Design og datakilder.....	17
4.1. Forskningsdesign.....	17
4.2. Datakilder.....	18
4.3. Datas begrænsninger.....	21
5. Metode.....	26
5.1. Ordinary least squares (OLS) regression.....	26
5.2. Håndtering af metodiske udfordringer.....	27
6. Præsentation, operationalisering og behandling af variable.....	32
6.1. Indledende databehandling.....	32
6.2. Den uafhængige variabel, $X$ .....	33
6.3. De afhængige variable, $Y$ .....	34
6.4. Kontrolvariable, $Z$ .....	36
6.5. Afsluttende databehandling.....	39
6.6. Overensstemmelse mellem data og analysestrategi.....	39
7. Analyse.....	45
7.1. Deskriptiv statistik.....	45
7.2. Fixed effect OLS regressioner.....	48
8. Diskussion.....	52
8.1. Fortolkning af analyse.....	52
8.2. Metodiske refleksioner.....	54
8.3. Videre forskning.....	56
9. Konklusion.....	57
Referencer.....	59

# 1. Indledning

Siden midten af 2010'erne er der sket en substantiel og vedvarende udvidelse af det europæiske kokainmarked (European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction [EMCDDA] & Europol, 2022). Målt i mængden af kokain, der beslaglægges, anslås tilgængeligheden og udbuddet af kokain på det europæiske marked således at være historisk høj, og alene i 2020 beslaglagde Norge, Tyrkiet og EU's medlemslande tilsammen 215 tons kokain, svarende til en stigning på 247% siden 2014 (EMCDDA, 2016, 2022b). Samtidig peger spildevandsanalyser på, at mængden af kokain, der forbruges i Europa, er stigende og har været det siden 2015<sup>1</sup> (United Nations Office on Drugs and Crime [UNODC], 2022; EMCDDA & Europol, 2022). Denne tendens afspejler sig også i efterspørgslen på behandling for kokainmisbrug, idet størstedelen af de europæiske lande, European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction (herefter: EMCDDA) indsamler data fra<sup>2</sup>, oplevede en stigning i antallet af personer, der blev indskrevet i kokain-relateret misbrugsbehandling for første gang i perioden 2014 til 2020 (EMCDDA & Europol, 2022), mens det samlede antal personer, der primært blev behandlet for et problematisk forbrug af kokain, også voksede stødt i samme periode (UNODC, 2022). Samlet set tegner disse data et billede af, at der i Europa fra midten af 2010'erne og frem har været en øget import af kokain, en øget efterspørgsel på kokainafvænnings- og øgede mængder af kokainrester i spildevandet.

En stigning i forbruget og misbruget af kokain er bekymrende, kokains potentielle skadevirkninger taget i betragtning. Blandt disse skadevirkninger er risikoen for at udvikle en afhængighed, sundhedsproblemer relateret til hjerte og psyke, en øget risiko for uheld samt risikoen for at tage en overdosis, der i værste fald kan være dødelig (EMCDDA & Europol, 2022). Givet disse risici er en stigning i forbruget af kokain også bekymrende set ud fra et samfundsøkonomisk perspektiv, idet en sådan stigning potentielt kan medføre øgede udgifter til akut såvel som langvarig behandling.

Som ovenstående brug af begreber som 'udbud', 'tilgængelighed' og 'efterspørgsel' indikerer, har én tilgang til at forhindre og bremse udviklinger i forbruget af forskellige former for narkotika fra politisk side været funderet i en forståelse af narkotika som goder, der bliver produceret og distribueret gennem økonomiske markeder drevet af vekselvirkningen mellem udbud og efterspørgsel (se f.eks. Caulkins, 2007 og Grossman, 2005). Med udgangspunkt i en sådan økonomisk forståelse kan forbruget af kokain minimeres, hvis enten udbuddet eller efterspørgslen på kokain begrænses. At dømme efter mængden af økonomiske ressourcer, der i Europa bruges på hver af disse tilgange, har specielt førstnævnte – dvs. kontrol med udbuddet – været foretrukket politisk (Bretteville-Jensen et al., 2017). Således kan forsøg på at begrænse udbuddet af narkotika ses både nationalt og internationalt i form af alt fra lokale politistategier som ransagninger til national grænsekontrol og beslaglæggelser til internationale samarbejder om efterforskningen af narkotikasmugling (Payne et al., 2020). Disse tiltag har alle det tilfælles, at de med udgangspunkt i klassisk økonomisk teori antager, at kontrol med produktionen, distribueringen og smuglingen af narkotika vil have en indflydelse på forbruget af narkotika, fordi en sådan kontrol – gennem en reduktion af udbuddet og en stigning i de risici, der er forbundet med at handle med

---

<sup>1</sup> En undtagelse herfra er faldet i mængden af kokainrester i spildevandet mellem 2019 og 2020. Det er dog sandsynligt, at dette fald skyldes midlertidige fald i kokainforbruget forårsaget af den første COVID-19 lockdown.

<sup>2</sup> I 2022 indsamlede EMCDDA data fra de 27 EU-lande samt Norge og Tyrkiet.

illegale narkotika – vil resultere i en stigning i *prisen* på narkotika og dermed et fald i både narkotikaforbrugeres købevillighed og forbrug (Chamlers et al., 2009; Rasmussen et al., 1998). Sagt med andre ord betragter tiltag, der søger at begrænse udbuddet af narkotika, prisstigninger som en helt central mekanisme til at reducere narkotikaforbruget. Afgørende for, at sådanne tiltag virker efter hensigten, er det dog, at prisen på narkotika faktisk har en indflydelse på forbruget af narkotika, og i forlængelse heraf at en stigning i prisen på narkotika faktisk fører til en reduktion i købevilligheden og forbruget. Et centralt spørgsmål for forskning, der søger at kvalificere og informere indsatser mod narkotikaforbrug og -misbrug, er og har derfor været, hvorvidt ændringer i narkotikapriser har en indflydelse på narkotikaforbrug og i forlængelse heraf, hvorvidt økonomisk teori om sammenhængen mellem pris og forbrug af legale varer også gør sig gældende for illegale og afhængighedsskabende varer som narkotika. Det er netop spørgsmål som disse, som jeg vil forsøge at besvare i dette speciale.

## 2. Problemfelt

En af forudsætningerne for at kunne besvare spørgsmålet om, hvorvidt økonomisk teori om sammenhængen mellem pris og forbrug gør sig gældende for narkotika, synes at være viden om, hvad der karakteriserer narkotikapriser og narkotikamarkeder, og i forlængelse heraf en forståelse for, hvordan narkotikapriser adskiller sig fra priser på legale varer. Inspireret af forfattere som Caulkins og Reuter (se f.eks. Caulkins & Reuter, 1998 og Caulkins, 2001, 2007) vil jeg derfor i det følgende beskrive nogle af narkotikaprises særlige kendetegn, herunder disse prisers komponenter og variation. Denne beskrivelse vil jeg supplere med en introduktion til begrebet *priselasticitet* og en gennemgang af den eksisterende forskning i den empiriske sammenhæng mellem prisen på og forbruget af narkotika, herunder specielt af kokain. Endelig vil jeg afslutte denne indledende del af specialet med at beskrive udviklingen i prisen på kokain siden start 00'erne for herefter at præsentere min problemformulering.

### 2.1. Karakteristika af narkotikapriser

#### 2.1.1. Narkotikaprises niveau og komponenter

Et af de mest iøjnefaldende karakteristika ved narkotikapriser er deres ekstraordinært høje niveau. Således anslog UNODC (2012) f.eks., at den gennemsnitlige detailpris for et gram kokain i Europa var 62€ i 2010. Tager man ikke højde for inflation, og benytter man den gennemsnitlige Euro-kurs for 2010, svarer det til en gennemsnitlig grampris på 461 danske kroner. Kigger man udelukkende på den gennemsnitlige detailgrampris for kokain i Danmark i 2010, anslog UNODC (2012), at prisen var endnu højere – nærmere bestemt 89€ for et gram kokain, svarende til 662 ikke-inflations-justerede danske kroner.

På det legale marked kan en af mange naturlige forklaringer på et højt detailpriseniveau være tilsvarende høje råvarepriser, som det f.eks. ses for guldsmykker (Jensen & Sørensen, 2010). Dette er imidlertid ikke tilfældet for narkotika som heroin, cannabis og kokain, der lig andre afgrøder er billige at producere (Dave, 2004a). Således estimerede Caulkins og Reuter (1998), at engrosprisen på kokain i Columbia, hvor over halvdelen af verdens kokain produceres (UNODC, 2022), kun udgjorde 1% af den samlede detailpris, amerikanske forbrugere betalte for kokain. Selvom størrelsen på dette estimat øjensynligt afhænger af en lang række faktorer, der varierer over tid, tydeliggør estimatet alligevel, at det er andre faktorer end udgifter til råmaterialer, der er afgørende for prisen på narkotika. Disse andre faktorer kunne – set fra et legalt perspektiv – potentielt være udgifter til skat og afgifter, transport, pakning, marketing, opbevaring, administration og forarbejdning, men heller ikke disse priskomponenter spiller ifølge Caulkins og Reuter (1998) en stor rolle for den samlede detailpris for narkotika. I stedet peger de to forfattere på, at dét, at narkotika er dyrt, kan forklares af netop det faktum, at narkotika *ikke* bliver solgt på legale markeder. Således udgøres omkring 2/3 af detailprisen på kokain ifølge Caulkins og Reuter (1998) af kompensation for beslaglæggelser og for de risici, der er forbundet med at handle med illegale varer. De mest indflydelsesrige af disse risici er risikoen for at blive idømt en fængselsstraf for en narkotika-relateret forbrydelse – herunder narkotikadistribuering og -smugling – og risikoen for at blive udsat for vold, der, grundet illegale markeders mangel på regulering og officielle konfliktløsningskanaler, bruges som et værktøj til at løse uenigheder, forsvare territorier og/eller til at hævne sig (se f.eks. Reuter, 2009).

### 2.1.2. Variation i narkotikapriser

En anden ting, der er bemærkelsesværdig for prisen på narkotika, er dens variation på tværs af markeder, lokationer og renhed (Caulkins & Reuter, 1998).

En af de primære forklaringer på førstnævnte variation – nemlig variationen på tværs af markeder – er, at narkotika på sin vej fra producenten til forbrugeren skifter hænder mange gange, og at hvert af disse skift involverer, at kvantiteten af den narkotika, der bliver solgt, falder, samtidig med, at prisen per enhed stiger (Caulkins & Reuter, 1998). Selvom sådanne mængderabatter også kan forekomme på legale markeder, er de mængderabatter, der gives i handlen med narkotika, langt større (Caulkins, 2007) – et faktum, der har den implikation, at prisen per gram i høj grad vil afhænge af, hvor meget narkotika forbrugeren køber (Caulkins & Padman, 1993). Således vil gramprisen forventeligt være forskellig for købere, der køber hhv.  $\frac{1}{4}$  g, 1 g, en ”8 ball” (dvs. 3,5 g) eller en ounce (ca. 28 g).

Den anden type af variation i narkotikapriser – nemlig den på tværs af lokationer – kan bl.a. forklares af en given lokations afstand til narkotikakilden og af størrelsen på markedet på den givne lokation (Caulkins & Reuter, 1998). Således observerer Caulkins (1995), at prisen på kokain stiger, jo længere væk fra kokainkilden et marked befinder sig, og at prisen er lavere på store markeder end på små markeder. Sidstnævnte variation skyldes formentlig, at illegale narkotika som kokain bliver distribueret gennem et ”urbant hierarki”, der indebærer, at narkotikummet først kommer til en storby, hvorefter det spreder sig til de omkringliggende områder (Caulkins & Reuter, 1998).

Ikke nok med at prisen på narkotika varierer på tværs af markeder og lokationer, er en tredje vigtig faktor i prisvariationen narkotikas renhed – en faktor, der kan variere enormt fra køb til køb (Caulkins & Reuter, 1998). Som eksempel herpå estimerer EMCDDA (2022b), at den kokain, der kunne købes på gadeplan i Europa i 2020, havde en renhedsprocent på alt mellem 31% og 80%. En af forklaringerne på denne variation er, at prisen på narkotika ofte er standardiseret. Som eksempel herpå observerer Caulkins (2007), at det er sjældent, at narkotika bliver solgt til et dollarbeløb, der ikke, når det bliver delt med 5, giver et helt tal, mens et endnu tydeligere eksempel er salget af såkaldte ”dime bags”, der per definition altid koster \$10. At prisen på narkotika er standardiseret betyder, at narkotikadistributører typisk adapterer til ændringer i markedet ved at ændre på mængden af rent stof, der sælges, fremfor at ændre på det beløb, de kræver af køberen (Caulkins, 2007). Af den grund afhænger værdien af et givent narkotikum ikke kun af detailprisen, men også af kvaliteten (dvs. renheden) af dette narkotikum (C. Hughes et al., 2020).

Som ovenstående gennemgang af narkotikaprises karakteristika illustrerer, har faktorer som risici, markedstype og -niveau, lokation, kvantitet og renhed alle en stor indflydelse på prisen på narkotika og derfor også på besvarelsen af spørgsmålet om den potentielle sammenhæng mellem pris og forbrug. Med disse erfaringer in mente vil jeg i det følgende gennemgå nogle af de fund, den eksisterende forskning har gjort i relation til netop spørgsmålet, om der er en sammenhæng mellem prisen på og forbruget af både narkotika generelt og kokain specifikt. Forud for en sådan gennemgang synes det dog at være nødvendigt at introducere et af de mest centrale begreber inden for forskningen i sammenhængen mellem narkotikapriser og narkotikaforbrug: Nemlig priselasticitet.

## 2.2. Priselasticitet

Priselasticitet er et begreb, der på samme måde som store dele af den øvrige forskning i sammenhængen mellem narkotikapriser- og forbrug har sine rødder i økonomi. Således er priselasticitetsbegrebet udviklet af økonomer i et forsøg på kvantitativt at kunne måle, hvordan forbruget af et givent gode  $X$  reagerer på ændringer i det givne gode  $X$ s pris. Nærmere bestemt beskriver priselasticiteten den procentmæssige ændring af forbruget af  $X$ , når prisen på  $X$  stiger med 1% (Caulkins, 2001), og priselasticitet ( $e_p$ ) kan derfor beregnes på følgende måde:

$$e_p = \frac{\text{procentmæssige ændring i den efterspurgte mængde}}{\text{procentmæssige ændring i pris}} \quad (1)$$

I forlængelse heraf beskrives efterspørgslen på  $X$  som værende *elastisk*, hvis den procentmæssige ændring i forbruget af  $X$  er større end den procentmæssige ændring i prisen på  $X$ , hvilket kommer til udtryk gennem en priselasticitetskoefficient på  $-1$  eller mindre. Et typisk eksempel på en elastisk vare er elektronik. Antages det f.eks., at forbruget af fjernsyn er elastisk, vil et fald på 20% i prisen på fjernsyn nødvendigvis medføre, at salget af fjernsyn stiger med 20% eller mere. Omvendt betragtes efterspørgslen på  $X$  som *uelastisk*, hvis mængden af  $X$ , der købes, procentmæssigt ændrer sig mindre end prisen på  $X$ , hvilket resulterer i en priselasticitetskoefficient på mellem  $-1$  og  $0$  (Payne et al., 2020). Et typisk eksempel på uelastiske varer er varer, forbrugerne behøver, som f.eks. elektricitet eller medicin. Således kunne man f.eks. forestille sig, at forbrugere af elektricitet kun ville kunne begrænse deres forbrug med 5%, selvom elektricitetsprisen steg med 20%. I dette eksempel ville priselasticiteten for elektricitet være  $-0,25$ , og elektricitet ville derfor blive betragtet som en uelastisk vare.

## 2.3. Den empiriske sammenhæng mellem narkotikapriser og -forbrug

Bl.a. med udgangspunkt i priselasticitetsbegrebet finder langt størstedelen af den eksisterende forskning en klar, negativ sammenhæng mellem prisen på narkotika og forbruget heraf. Således peger den eksisterende forskning på, at stigninger i prisen på narkotika medfører fald i forbruget, mens fald i prisen tilsvarende medvirker, at forbruget stiger. Denne sammenhæng består på tværs af forskellige mål for og operationaliseringer af forbrug, herunder antallet af narkotikarelaterede hospitalsindlæggelser (Brunt et al., 2010), skadestuebesøg (Hyatt & Rhodes, 1995; Dave, 2006; Caulkins, 2001) og dødsfald (Hyatt & Rhodes, 1995; Schifano & Corkery, 2008) samt antallet af arresterede, der tester positiv for narkotika umiddelbart efter deres anholdelse (Hyatt & Rhodes, 1995; Dave, 2004b), antallet af personer, der rapporterer at have brugt et givent narkotikum inden for det sidste år (Schifano & Corkery, 2008; Saffer & Chaloupka, 1999; Chaloupka et al., 1999; DeSimone & Farrelly, 2003), og antallet af personer, der indskrives i narkotikabehandling (Brunt et al., 2010).

På trods af at der eksisterer bred enighed i den hidtidige forskning om, at der er en klar, negativ sammenhæng mellem prisen på kokain og forskellige mål for forbruget heraf, er der stor variation i, hvor stærk denne sammenhæng vurderes at være, og i den forbindelse også hvor stor en estimeret priselasticitet studierne resulterer i (Dave, 2006; Payne et al., 2020; Gallet, 2014). F.eks. finder Payne et al.



(2020) i et systematisk review af den eksisterende litteratur, at denne litteratur estimerer priselasticiteten for *mængden* af kokain, forbrugere efterspørger, til at være alt mellem -0,10 og -2,44 med en gennemsnitlig priselasticitet på -0,84. Givet disse estimater ville en hypotetisk stigning i prisen på kokain på 10% medføre et fald i den mængde kokain, forbrugere efterspørger, på alt mellem 1% ( $-0,1 * 0,1$ ) og 24.4% ( $-2,44 * 0,1$ ).

Denne variation i den estimerede priselasticitet kan indikere, at kokainprisers indflydelse på forbruget af kokain afhænger af konteksten og af hvilken gruppe forbrugere, der undersøges. En rimelig kritik af den hidtidige forskning er derfor, at den primært har undersøgt sammenhængen mellem pris og forbrug af narkotika i USA (Gallet, 2014). I et rapid review finder C. Hughes et al. (2020) således, at 47% af alle studier, der undersøgte sammenhængen mellem pris, renhed og de skadevirkninger, der forbundet med et forbrug af enten heroin, kokain eller metamfetamin, undersøgte udviklinger i USA, mens det kun var 11%, der undersøgte sammenhængen i Europa<sup>3</sup>. Denne tendens synes at være endnu mere udtalt blandt studier, der fokuserer specifikt på kokain, og i et systematisk review fandt Payne et al. (2020) således, at kun ét ud af ni studier, der estimerede priselasticiteten for mængden af kokain, forbrugere efterspørger, var foretaget uden for USA – nærmere bestemt i Storbritannien. Dette fund er specielt interessant i betragtning af, at sidstnævnte britiske studie estimerede, at efterspørgslen på kokain er elastisk (-2,44), mens langt størstedelen af de studier, der er foretaget med udgangspunkt i amerikansk data, finder, at efterspørgslen på kokain er uelastisk (dvs. at priselasticiteten anslås at være mindre end 0, men større end -1). Tilsvarende finder Gallet (2014) i et metastudie af priselasticiteten for efterspørgslen på narkotika, at efterspørgslen på marihuana, kokain og heroin generelt er signifikant mindre priselastisk i USA end i andre lande<sup>4</sup>. Samlet set indikerer disse fund, at prisens indflydelse på forbrug af både narkotika generelt og kokain specifikt afhænger af, hvilket geografisk område, der undersøges. I den forbindelse er det bemærkelsesværdigt, at en stor del af de studier, der undersøger sammenhængen mellem forbrug og pris, er amerikanske.

Foruden geografiske forskelle er en anden mulig forklaring på den store variation i den estimerede priselasticitet, at der er en tilsvarende variation i den hidtidige forsknings metodiske tilgang til emnet. Således kan der på tværs af studier bl.a. identificeres en variation i, hvorvidt prisen justeres for renhed, i valget af datakilder og i inddragelsen af kontrolvariable. F.eks. finder C. Hughes et al. (2020) i førnævnte gennemgang af den eksisterende litteratur, at kun 47% af de studier, forfatterne identificerede, justerede pris for renhed, det på trods af at en sådan mangel på renhedsjustering jf. Caulkins (2007) potentielt kan give et misvisende billede af sammenhængen mellem forbrug og pris. Dette synes også at afspejle sig i resultaterne af C. Hughes et al.'s (2020) review, idet dét, at et studie ikke fandt en sammenhæng mellem narkotikapris og skadevirkninger, i to ud af tre tilfælde kunne forklares med, at disse studier ikke justerede for renhed.

En lignende kritik af den hidtidige forsknings metode fremsættes af Dave (2004b), der i sin gennemgang af den eksisterende litteratur observerer en mangel på kontrol for tidstendenser, inflation

---

<sup>3</sup> Bemærk at Hughes et al. (2020) kun reviewer studier, der undersøger sammenhængen mellem hhv. pris, renhed og skadevirkninger. Reviewet siger derfor ikke noget om studier, der udelukkende undersøger sammenhængen mellem pris, renhed og prævalensen eller hyppigheden af stofforbrug.

<sup>4</sup> I Gallets (2014) studie udgøres disse "andre lande" af Norge, Australien, Indien, Taiwan og Indonesien.

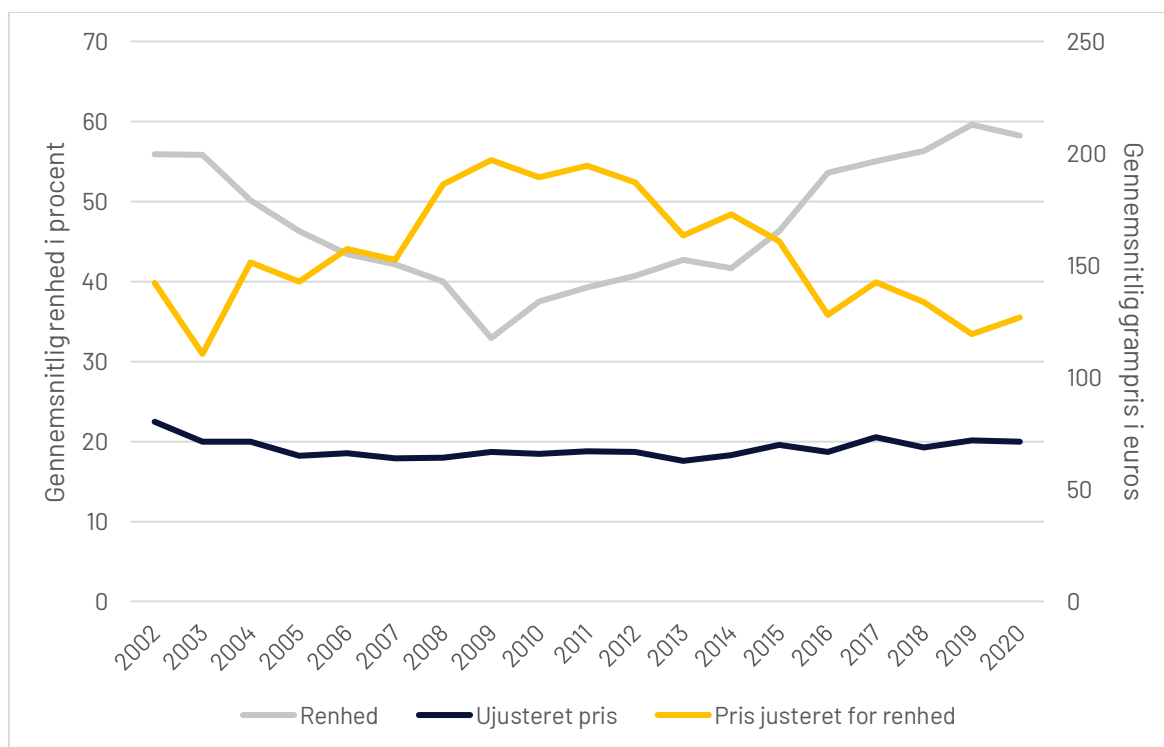
og andre faktorer, der potentielt kan forklare eventuelle forbrugsændringer, herunder faktorer, der varierer mellem individer (som race, alder, uddannelsesniveau, indkomst, civiltilstand), og faktorer, der varierer mellem geografisk område (som gennemsnitlig, personlig indkomst per indbygger, arbejdsløshedsniveauet og sandsynligheden for at blive arresteret for besiddelse eller salg af stoffer). I forlængelse af Daves efterspørgsel på kontrol for sociodemografiske karakteristika som alder, er det interessant, at DeSimone og Farrelys (2003) finder, at det selvrapporterede forbrug af kokain blandt unge i alderen 12-17 ikke var sensitivt over for ændringer i den renhedsjusterede pris ulig forbruget blandt voksne i alderen 18-39. Tilsvarende finder Grossman (2005) ingen signifikant sammenhæng mellem pris og sidste-års-forbrug af kokain blandt high-school seniors, et fund der går igen i DiNardos (1993) studie af sidste-månedes-forbruget blandt den samme befolkningsgruppe.

Samlet set peger langt størstedelen af den eksisterende forskning på, at der eksisterer en negativ sammenhæng mellem kokainpris, -renhed og -forbrug. Eller sagt med andre ord: Stigninger i den renhedsjusterede pris på kokain er associeret med fald i forskellige indikatorer for forbrug. Hvorvidt denne sammenhæng gør sig gældende på tværs af geografiske, sociale og tidsmæssige kontekster, er dog mere uvist.

## **2.4. Udviklingen i prisen på kokain**

Samlet set indikerer ovenstående gennemgang af den eksisterende forskning, at et vigtigt element i at forstå den udvikling i udbuddet og forbruget af kokain, der har kunnet observeres i Europa siden midt 2010'erne, er viden om, hvordan prisen på og renheden af kokain har udviklet sig i samme periode. Denne udvikling er afrapporteret i figur 1.

**Figur 1. Udvikling i pris, renhed og renhedsjusteret pris for kokain i EU\*, Norge og Tyrkiet, 2002-2020**



Note: Antallet af lande, hvor data er tilgængelige, varierer mellem år og variabel. Den gennemsnitlige renhedsjusterede pris er kun udregnet for lande, hvor både renheds- og pris-data var tilgængelige i det samme år. Derfor er data fra Finland, Tyskland, Malta og Rumænien ikke inddraget i kurven for udviklingen i den renhedsjusterede pris.

\*Eksklusiv Storbritannien.

Kilde: Egne beregninger af tal fra EMCDDA

Som det fremgår i figur 1, er renheden af den kokain, der er at finde på det europæiske kokainmarked, steget stødt siden 2009 og bemærkelsesværdigt siden 2014. Denne udvikling kan også ses i interkvartilintervallet for detail-renheden af kokain i Europa, der udviklede sig fra at være 25-39% i 2009 til at være 54-68% i 2020 (EMCDDA, 2011, 2022b). Omvendt har detail-gramprisen på kokain forholdt sig forholdsvis stabil med et interkvartilinterval på 50-79€ i 2009 og 55-85€ i 2020 (EMCDDA, 2011, 2022b). Samlet set har disse to udviklinger resulteret i et substantielt fald i den gennemsnitlige renhedsjusterede pris på kokain i Europa fra 186€ i 2009 til 116€ i 2019 og 124€ i 2020, svarende til et fald på hhv. 38% og 33%.

## 2.5. Problemformulering

Ses udviklingen i renheden og prisen på kokain i lyset af ovenstående gennemgang af den tidligere forskning i den empiriske sammenhæng mellem narkotikapriser og -forbrug, kunne man forvente, at det observerede fald i den renhedsjusterede pris på kokain fra 2009 og frem har medført en stigning i forbruget af kokain. Hvorvidt en sådan forestilling er korrekt, afhænger dog i høj grad af, hvorvidt den sammenhæng, den eksisterende forskning observerer, også gør sig gældende uden for USA, hvor en stor del af den hidtidige forskning er foretaget, og af, hvorvidt sammenhængen består på tværs af sociale og

tidsmæssige kontekster. Motiveret af disse usikkerheder og af den observerede udvikling i den renhedsjusterede pris på kokain i Europa, vil jeg derfor i dette speciale undersøge følgende problemformulering:

*Hvilken indvirkning har ændringerne i den renhedsjusterede pris på kokain i Europa haft på europæeres kokainforbrug i perioden 2007 til 2020?*

I ovenstående problemformulering defineres specialets studieperiode som perioden 2007-2020. Denne studieperiode er valgt ud fra to kriterier – nemlig 1) at denne studieperiode inkluderede de år, hvor den nedadgående tendens i den renhedsjusterede pris på kokain, der er illustreret i figur 1, kunne observeres, og 2) at de data, jeg vil benytte mig af i dette speciale, var tilgængelige (se afsnit 4.2 og kapitel 6 for en præsentation af disse data).

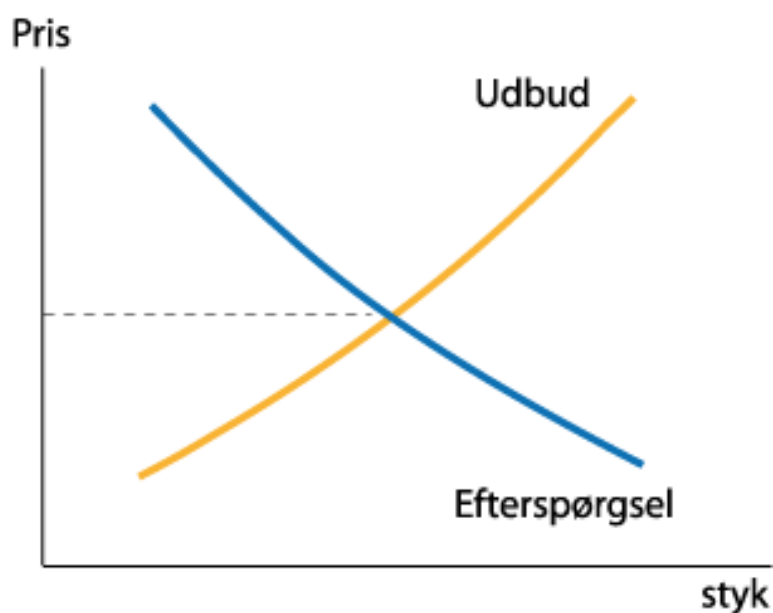
### 3. Teori

Som beskrevet i afsnit 2.3 peger langt størstedelen af den eksisterende empiriske forskning på, at der eksisterer en negativ sammenhæng mellem renhedsjusterede kokainpriser og -forbrug. Én forklaring på, at ændringer i prisen på kokain potentielt vil medføre en stigning i forbruget, kan derfor udledes af den empiriske viden om sammenhængen mellem kokainpriser og -forbrug. En sådan forventning om en potentiel sammenhæng kan i imidlertid også begrundes teoretisk. For at illustrere dette vil jeg i afsnit 3.1 nedenfor introducere mikroøkonomisk teori om udbud, efterspørgsel og pris. Denne introduktion vil jeg supplere med en gennemgang af Cornish og Clarkes kriminologiske rational choice perspektiv i afsnit 3.2. Med udgangspunkt i disse to teoretiske perspektiver vil jeg i afsnit 3.3 afslutningsvis diskutere, hvilken indvirkning ændringer i prisen på kokain forventeligt vil have på forbruget af kokain.

#### 3.1. Udbud, efterspørgsel og pris

Tre af de mest centrale begreber i den del af økonomien, der kaldes mikroøkonomi, er *udbud*, *efterspørgsel* og *pris*. Sammenhængen mellem disse tre begreber kan beskrives ud fra udbuds-/efterspørgselsdiagrammet, der er afbilledet i figur 2 nedenfor.

Figur 2. Udbuds-/efterspørgselsdiagrammet



Kilde: [Illustration af udbuds-/efterspørgselsdiagrammet], s.d.

Den grundlæggende observation, der ligger bag udbuds-/efterspørgselsdiagrammet i figur 2, er, at både udbuddet og efterspørgslen på en vare, vil afhænge af varens pris (Frølich et al., 2023). Som det ses i figur 2, har efterspørgselskurven en negativ hældning, hvilket indebærer, at jo højere prisen på en vare er, desto mindre vil efterspørgslen på denne vare være, fordi højere priser vil betyde, at incitamentet for at købe en given vare falder (Frølich et al., 2023). Modsat efterspørgselskurven har den udbudskurven

en positiv hældning. Dette betyder, at jo højere prisen på en vare er, desto større vil udbuddet være, fordi højere priser vil give virksomheder et større incitament for at udbyde varen (Frølich et al., 2023).

Punktet, hvor efterspørgsels- og udbudskurven møder hinanden, kaldes *ligevægten* (Frølich et al., 2023). I dette punkt betegnes *X*-koordinatet *ligevægtsmængden*, mens *Y*-koordinatet kaldes *ligevægtsprisen*. Jævnfør ovenstående beskrivelse af sammenhængen mellem pris og efterspørgsel spiller ændringer i ligevægtsprisen en helt central rolle i økonomiens verden, fordi ændringer i prisen udgør et incitament for forbrugeren til at ændre sin adfærd. Sættes denne observation i relation til dette speciales genstandsfelt, så kan en potentiel sammenhæng mellem pris og forbrug forklares med, at et fald i prisen på kokain vil give kokainforbrugere et (større) incitament til at købe (mere) kokain og dermed også til at forbruge (mere) kokain.

## 3.2. Rational choice teori

På samme måde som økonomisk tænkning har influeret tilgangen til studiet af narkotikapriser og -forbrug, har den økonomiske disciplin også haft en stor indflydelse på kriminologisk teori. Et eksempel herpå ses i Clarke og Cornishs *rational choice* perspektiv. Ligesom det er tilfældet i økonomisk teoretisering, er den mest grundlæggende tese i rational choice perspektivet således, at menneskers – herunder kriminelles og narkotikaforbrugeres – handlinger er et resultat af rationelle valg og beslutninger (Clarke & Cornish, 1985). Dette indebærer ifølge Clarke og Cornish (1985), at kriminelle ligesom andre mennesker aktivt *vælger* de handlingsmuligheder, de forventer vil resultere i mest mulig *nytte* og færrest mulige *omkostninger*<sup>5</sup>. Modsat den klassiske, økonomiske definition af rationalitet, betyder det, at kriminelles natur kan beskrives som rationel, imidlertid ikke at Cornish og Clarke opfatter kriminelle som værende perfekt rationelle, men i stedet at kriminelle vælger de handlingsmuligheder, der *synes* at være mest rationelle, givet de *begrænsninger*, den kriminelle er underlagt.

At kriminelles valg mellem handlingsmuligheder er underlagt begrænsninger, illustrerer Clarke og Cornish (1985) bl.a. ved at opdele den beslutningsproces, der ifølge de to forfattere går forud for en hver kriminel handling, i to forskellige modeller: Én, der forklarer specifikke individers kriminelle involvering, og én, der forklarer forekomsten af kriminelle handlinger. I den første af disse modeller – kaldet *the initial involvement model* – beslutter individet, hvorvidt han eller hun er villig til at bruge en specifik kriminalitetsform som et middel til at opnå et nyttemaksimerende mål som f.eks. penge, status eller spænding<sup>6</sup>, og i den forbindelse også hvorvidt målet bedre kan opnås med andre midler (Clarke & Cornish, 1985; Cornish & Clarke, 1986/2014). Resultatet af denne beslutningsproces afhænger i høj grad af individets viden og erfaringer fra tidligere oplevelser, herunder individets moralske overbevisning, selvopfattelse, tidligere erfaringer med kriminalitet og evne til at forudsige potentielle fremtidig nytte og omkostninger, samt af baggrundsfaktorer som psykologiske egenskaber, opdragelse og socio-demografiske karakteristika (Clarke & Cornish, 1985).

I tilfælde, hvor individet beslutter, at han eller hun er villig til at begå en given forbrydelse, igangsættes den anden del af beslutningen om at begå kriminalitet. Denne del kalder Cornish og Clarke

---

<sup>5</sup> Lignende termer for "nytte og omkostninger" er "fordele og ulemper", "reinforcement og straf" og "incitament og afskrækkelse".

<sup>6</sup> Hvis et individ allerede har besluttet, at han eller hun er villig til at begå en given form for kriminalitet, vil denne første fase i stedet involvere, at den kriminelle træffer en beslutning om, hvorvidt han eller hun vil *forsætte med* eller *afstå fra* at begå den specifikke kriminalitetsform (Clarke & Cornish, 1985).

(1986/2014) for *the event model*, fordi den indebærer, at den kriminelle beslutter, hvilket konkret offer eller hvilket konkret middel, han eller hun vil udnytte til at opnå dét, han eller hun forventer at få ud af den kriminelle handling (Clarke & Cornish, 1985). I den forbindelse med denne beslutning vil den kriminelle tage stilling til faktorer, der relaterer sig specifikt til det potentielle offer, herunder offerets tilgængelighed, mængden af anstrengelser, det kræver at begå kriminalitet mod det specifikke offer, og den konkrete risiko, der er forbundet med at udsætte det specifikke offer for den valgte forbrydelse.

Et vigtigt element i en sådan forbrydelsesspecifik forståelse af kriminalitet er en forståelse for, hvilken nytte og hvilke omkostninger potentielle kriminelle forbinder med en given kriminel handling. Sidstnævnte omkostninger skal ifølge Cullen et al. (2018) forstås i bred forstand, og begrebet dækker således ikke kun over reelle økonomiske omkostninger, men også over andre negative konsekvenser, som en kriminel handling potentielt kan have, herunder graden af anstrengelser, det kræver at udføre den kriminelle handling, risikoen for at blive retsforfulgt, risikoen for at komme til skade, risikoen for, at den kriminelles omgangskreds misbilliger den kriminelle handling samt risikoen for, at den kriminelle efter at have begået kriminalitet vil føle skyld og skam (Cornish & Clarke, 1986/2014). På den måde adskiller rational choice sig desuden fra klassisk kriminologi, der antager, at de omkostninger, der er forbundet med kriminalitet, primært relaterer sig til den formelle staf, som retsvæsnen idømmer kriminelle (Cullen et al., 2018).

Samlet set foreskriver rational choice perspektivet altså, at et individs beslutning om at begå kriminalitet er funderet i en rationel opvejning af nytte og omkostninger, og at en sådan opvejning er influeret dels af situationelle og individuelle begrænsninger, dels af individuelle præferencer og dels af, hvilken forbrydelse, der er tale om (Møller, 2013; Rasmussen et al., 1998).

### 3.3. Teoridiskussion

Samlet set kan de teoretiske perspektiver, jeg har gennemgået i ovenstående afsnit, bidrage med en teoretisk forklaring på, hvorfor og hvordan det observerede fald i den renhedsjusterede pris på kokain potentielt kan have en indflydelse på forbruget af kokain. Jeg vil i det følgende diskutere, hvorfor en sådan sammenhæng – i hvert fald i teorien – eksisterer.

Den første og formentlig mest simple forklaring på, hvorfor ændringer i prisen på kokain forventeligt vil medføre ændringer i forbruget af kokain, er, at udbuds-/efterspørgselsdiagrammet foreskriver, at et fald i prisen på en vare vil øge efterspørgslen på varen og derfor også forbruget af varen. Således er det i hvert fald i teorien muligt, at det observerede fald i prisen på kokain vil øge forbruget af kokain. At en sådan negativ sammenhæng eksisterer, understøttes også af de empiriske fund, den hidtidige forskning på emnet har gjort (se afsnit 2.3).

En anden grund til at man med udgangspunkt i den inddragede teori kan forvente, at et fald i prisen på kokain vil medføre en stigning i forbruget, er, at et fald i prisen på kokain alt andet lige vil medføre, at de samlede omkostninger, der er forbundet med at forbruge kokain, vil falde. Set i relation til Cornish og Clarkes rational choice perspektiv kunne et sådan fald i de samlede omkostninger, der er forbundet med at forbruge kokain, potentielt påvirke individets valg mellem forskellige handlingsmuligheder på to måder. For det første er det muligt, at et fald i prisen på kokain kunne medføre, at det enkelte individ ville være mere villig til at acceptere narkotikaforbrug som et muligt middel til at opnå

et givent mål – hvad end dette mål er følelsen af velvære, et behov for at få stillet en nysgerrighed, en øget voldsparathed, en øget følelse af at passe ind, selvtillid, lindring af mentalt ubehag eller noget helt syvende. Det er altså med andre ord muligt, at et fald i den renhedsjusterede pris på kokain kan have en indflydelse på de overvejelser, som individet gør sig i den første af de to modeller, som beslutningen om at begå kriminalitet ifølge Cornish og Clarke kan inddeles i. Da de overvejelser, der foregår i the initial involvement model, i hvert fald i nogen grad er begrænset af individets moralske overbevisninger og selvopfattelse, er det dog formentlig mere plausibelt, at ændringer i prisen på kokain har en indflydelse på individer, der allerede har accepteret narkotikaforbrug som et middel til at opnå et givent nytteoptimerende mål (se Rasmussen et al., 1998, s. 580 for en lignende argumentation). En mere sandsynlig forklaring på den potentielle sammenhæng mellem prisen på kokain og forbruget heraf skal derfor formentlig findes i the event model. Som tidligere beskrevet beskriver denne model, hvordan den kriminelle udvælger et specifikt offer – eller et specifikt middel – til at opnå den nytte, den kriminelle ønsker at få ud af den kriminelle handling. I relation til forbruget af narkotika vil denne udvælgelsesproces derfor bl.a. involvere, at narkotikaforbrugeren beslutter, hvilket specifikt narkotikum vedkommende vil indtage for at opnå den ønskede nytte. I den forbindelse vil et fald i prisen på kokain (og et heraf afledt fald i de omkostninger, der er forbundet med at forbruge kokain) alt andet lige medføre, at det, sammenlignet med før ændringen i prisen, bliver mere attraktivt at vælge kokain frem for andre legale såvel som illegale præparater. En sådan argumentation underbygges af, at den eksisterende forskning i sammenhængen mellem narkotikapriser og -forbrug peger på, at stigninger i prisen på ét narkotikum kan medføre, at forbrugere substituerer deres forbrug af det givne narkotikum med andre, billigere narkotika (se f.eks. Jofre-Bonet & Petry, 2008).

Samlet set er det med udgangspunkt i den inddragede teori muligt at argumentere for, at det er plausibelt, at det observerede fald i den renhedsjusterede pris på kokain i Europa har haft en indvirkning på europæeres kokainforbrug. Således ville en sådan potentiel sammenhæng fra både et økonomisk og et kriminologisk perspektiv kunne forklares med, at et fald i prisen på kokain vil øge den enkelte forbrugers incitament for at forbruge kokain – en forklaring, der specielt synes at være plausibel for personer, der allerede har accepteret narkotika som et middel til at opnå et nyttemaksimerende mål.



## 4. Design og datakilder

### 4.1. Forskningsdesign

Formålet med ethvert forskningsdesign er at sikre, at en undersøgelse tilrettelægges på en sådan måde, at den på bedst mulig vis besvarer den problemformulering, der ligger til grund for undersøgelsen (Andersen et al., 2012). I forlængelse heraf forudsætter valget af forskningsdesign en forståelse for, hvilket overordnede spørgsmål en given, konkret problemformulering ønsker at besvare (de Vaus, 2001). I nærværende tilfælde er denne konkrete problemformulering som bekendt formuleret på følgende måde:

*Hvilken indvirkning har ændringerne i den renhedsjusterede pris på kokain i Europa haft på europæeres kokainforbrug i perioden 2007 til 2020?*

Set ud fra et mere overordnet perspektiv synes problemformuleringen at bestå af tre generelle komponenter - nemlig 1) en komponent, der vedrører udvikling over tid (jf. formuleringerne ”ændringerne i den renhedsjusterede pris på kokain” og ”i perioden 2007 til 2020”), 2) en komponent, der vedrører ét fænomens (udviklingen i den renhedsjusterede pris på kokain) *indvirkning* på et andet fænomen (europæeres kokainforbrug) og 3) en komponent, der vedrører udvikling i et større geografisk område (jf. fokuset på ”Europa” og ”europæere”). For at kunne belyse disse generelle komponenter vil jeg i dette speciale gøre brug af et såkaldt time-series-cross-sectional-design (herefter: TSCS-design), hvilket indebærer, at de data, jeg benytter mig af, stammer fra både forskellige år (heraf ”time-series”) og forskellige europæiske lande (heraf ”cross-sectional”). Med udgangspunkt i de tre generelle komponenter, min problemformulering er udgjort af, vil jeg i nedenstående argumentere for dette valg af forskningsdesign.

Kigger man på den første af disse komponenter – dvs. spørgsmålet om udvikling over tid – kræver en belysning af denne komponent alt andet lige, at valget af forskningsdesign gør det muligt at undersøge variation over tid. Således taler det for valget af et TSCS-design, at et sådan design forudsætter, at de data, der undersøges, er indsamlet på mere end et tidspunkt i den studieperiode, der ønskes undersøgt. TSCS-designets tidsmæssige dimension har desuden den fordel, at eksistensen af denne dimension gør det muligt at undersøge, hvorvidt de observerede ændringer i den gennemsnitlige nationale renhedsjusterede pris på kokain indtraf *før* eventuelle ændringer i forbruget af kokain på landeniiveau<sup>7</sup>. Dermed gør valget af et TSCS-design det også muligt at belyse problemformuleringens anden komponent – nemlig spørgsmålet om hvorvidt ét fænomen har en indvirkning på et andet fænomen – fordi det med et TSCS-design – modsat med et almindeligt tværsnitsdesign – er muligt at undersøge, hvorvidt det ud fra et tidsmæssigt perspektiv er plausibelt, at de observerede ændringer i kokainprisen kan have haft en indvirkning på europæeres aggregerede forbrug af kokain. Sagt med andre ord gør

---

<sup>7</sup> En vigtig pointe er i den forbindelse, at mange af de data, jeg vil benytte mig af i dette speciale, stammer fra gentagne tværsnitsundersøgelser, hvilket indebærer, at et givent kokain-relateret fænomen er undersøgt i den samme population, men vha. forskellige stikprøver for hver gang, undersøgelsen er gentaget. Da det altså ikke er de samme individer, der har deltaget i undersøgelsen i alle år, er det med et TSCS-design ikke muligt at udlede noget om, hvorvidt ændringer i prisen har en indvirkning på det enkelte individs kokainforbrug, men i stedet kun hvorvidt ændringer i prisen medfører ændringer i forbruget på landeniiveau. Hvis målet med specialet i stedet havde været at undersøge, hvorvidt ændringer i prisen havde en indvirkning på enkeltpersoners kokainforbrug, ville det være nødvendigt at benytte sig af et longitudinelt design, hvor de samme personer blev undersøgt i forskellige år.

TSCS-designet det muligt at undersøge, hvorvidt det er plausibelt, at der på landeniveau er en kausal-sammenhæng mellem prisen på og forbruget af kokain i Europa.

Fælles for ovenstående argumentation for valget af et TSCS-design er det, at den fokuserer på den tidsmæssige dimension af TSCS-studier. Retter man fokuset mod problemformuleringens tredje komponent – nemlig spørgsmålet om udvikling i et større geografisk område – har TSCS-designet imidlertid også den fordel, at designets tværsnits-dimension gør det muligt at undersøge et givent fænomen på tværs af forskellige enheder som f.eks. lande. Således er TSCS-designet også valgt, fordi det med et sådant design er muligt at undersøge sammenhængen mellem kokainpriser og -forbrug på tværs af europæiske landegrænser.

Samlet set er valget af forskningsdesign altså faldet på et TSCS-design, fordi dette design dels gør det muligt at undersøge sammenhængen mellem prisen på kokain og forbruget heraf på tværs af både tid og landegrænser, og dels gør det muligt at undersøge, hvorvidt det er plausibelt, at denne sammenhæng kan beskrives som kausal på landeniveau.

## 4.2. Datakilder

For at gøre det muligt at undersøge sammenhængen mellem kokainpris og -forbrug fra både et tidsmæssigt- og et tværsnitsperspektiv vil jeg i dette speciale benytte mig af eksisterende, sekundære data. Disse eksisterende sekundære data stammer fra i alt tre forskellige kilder – nærmere bestemt EMCDDA, ESPAD og Eurostat – der præsenteres enkeltvis i nedenstående underafsnit 4.2.1-4.2.3.

### 4.2.1. EMCDDA

Den første og primære af de tre kilder, specialets data stammer fra, er det Europæiske Overvågningscenter for Narkotika og Narkotikaforbrug (EMCDDA), der siden 1993 har overvåget narkotikasituationen i EU og senere også situationen i Norge og Tyrkiet (EMCDDA, s.d.-a). Denne overvågning indebærer bl.a., at EMCDDA årligt modtager data fra såkaldte 'nationale narkotikaobservatorier', der udgøres af nationale institutioner eller bureauer i EU, Norge og Tyrkiet (EMCDDA, s.d.-b). Disse nationale narkotikaobservatorier er ansvarlige for indsamlingen og rapporteringen af data på en række områder relateret til narkotikasituationen i det givne land. På baggrund af disse data udgiver EMCDDA hvert år en *Europæisk narkotikarapport*, der beskriver tendenser og udviklinger i narkotikasituationen i Europa, samtidig med at centeret offentliggør de data, rapporten beror på, på sin hjemmeside<sup>8</sup>.

Set i relation til min problemformulering er det specielt relevant, at de data, der indrapporteres til EMCDDA, tæller data over kokainpriser og -renhed, prævalensen af kokainforbrug, antallet af kokainbeslaglæggelser og antallet af anmeldelser af kokain-relaterede lovovertrædelser. Erhvervelsen af data over disse kokain-relaterede områder er således foregået gennem EMCDDA's hjemmeside. Da dataindsamlingsmetoden og -hyppigheden varierer på tværs af, hvad dataene dækker over, og hvilket land, der har indsamlet dem, er dataene for hver af førnævnte narkotikaområder beskrevet enkeltvist i nedenstående underafsnit.

---

<sup>8</sup> Nærmere bestemt er data tilgængelige via <https://www.emcdda.europa.eu/data/stats2022> og <https://www.emcdda.europa.eu/data/statistical-bulletin/archive>

#### 4.2.1.1. EMCDDA's pris- og renhedsdata

Som beskrevet i ovenstående stammer de pris- og renhedsdata, jeg benytter mig af i dette speciale, fra EMCDDA. Disse data er tilgængelige for perioden 2002-2020 og dækker over hvert af EMCDDA-medlemslandenes estimat for de centrale tendenser (udtrykt i hhv. gennemsnits- og median-værdierne) i den nationale, årlige pris på og renhed af den kokain, der sælges på detail-niveau i det givne land<sup>9</sup>. Disse estimater er for kokain-prisernes vedkommende opgivet i inflationsjusterede euros per gram, mens de for kokain-renhedens vedkommende er opgivet i den procentmæssige andel af den kokain, der sælges på detail-niveau, der udgøres af ren kokain. EMCDDA's pris- og renhedsestimater er desuden opdelt efter kokaintype, og EMCDDA udgiver således data over prisen på og renheden af både kokain hydroklorid, der er kokain i pulverform, og crack kokain, der er kokain i krystalform.

Ligesom det gør sig gældende for EMCDDA-dataene generelt, gælder det også for både de renhedsdata og de prisdata, EMCDDA hvert år udgiver, at centeret ikke selv er ansvarlig for at indsamle dem. Dette bevirker, at det varierer fra EMCDDA-medlemsland til EMCDDA-medlemsland, hvilken kilde pris- og renhedsdataene stammer fra, og hvordan disse pris- og renhedsdata er indsamlet.

For prisestimaterne gælder det, at størstedelen af de estimater, der er tilgængelige gennem EMCDDA, er indsamlet af retshåndhævelsesinstanser, herunder specielt af politiet i de respektive EMCDDA-lande. Det betyder imidlertid ikke, at politiet er den eneste kilde til prisdata, og blandt EMCDDA's medlemslande er der således også lande, der benytter rusmiddelbrugere, personer i narkotikabehandling, arresterede, indsatte, informanter og/eller ansatte i narkotikabehandlingstilbud som datakilder (EMCDDA, 2010). Tilsvarende varierer det også mellem EMCDDA's medlemslande, hvordan prisdataene er indsamlet, og EMCDDA (2010) beskriver i den forbindelse, hvordan centerets medlemslandene tilsammen benytter sig af syv forskellige overordnede dataindsamlingsmetoder – nemlig hhv. deltagerobservationer, spørgeskemaundersøgelser, interviews (herunder forskningsinterview og afhøringer), beslaglæggelser af relevante dokumenter, aflytninger, undercover-handler og handler foretaget af forskere.

Tilsvarende varierer det også fra EMCDDA-land til EMCDDA-land, af hvem og hvordan EMCDDA's renhedsdata er indsamlet. Selvom der ikke er nogen konkret information om de enkelte landes dataindsamlingsmetoder tilgængelig gennem EMCDDA's hjemmeside (EMCDDA, 2022, s.d.-b), opfordrer centeret dog til, at data om renheden af kokain indsamles i forbindelse med indsamlingen af prisdata (EMCDDA, 2010). En rimelig antagelse synes i den forbindelse at være, at i hvert fald nogle af EMCDDA's renhedsdata stammer fra de samme kilder som EMCDDA's prisdata. Derudover stammer en formentlig stor del – hvis ikke langt de fleste – af de renhedsdata, der er tilgængelige gennem EMCDDA, fra laboratorie-analyser af den kokain, der beslaglægges af retshåndhævelsesinstanserne i hvert af EMCDDA-medlemslandene (EMCDDA, 2010; EMCDDA, 2022, s.d.-b).

#### 4.2.1.2. EMCDDA's prævalensdata

Foruden at hente data over kokainpriser og -renhed fra EMCDDA vil jeg i dette speciale også gøre brug af EMCDDA's estimater for prævalensen af kokainforbrug. Disse estimater er tilgængelige fra perioden

---

<sup>9</sup> Foruden data over de centrale tendenser i prisen på og renheden af kokain i EMCDDA's medlemslande indrapporterer medlemslandene også hvert år estimater for minimums-, maksimums- og type-renheden af og -prisen på detail-kokain, og for minimums-, maksimums- og gennemsnitsprisen på engros-kokain. Disse data bruges dog ikke i nærværende speciale.

1990-2021 og dækker over den anslåede procentmæssige andel af den 15-64-årige<sup>10</sup> befolkning i et givent år og EMCDDA-medlemsland, der har indtaget kokain hhv. nogensinde, inden for det sidste år og inden for den sidste måned.

På samme måde som det er tilfældet for EMCDDA's pris- og renhedsdata, indsamler EMCDDA ikke selv prævalensdata, og centeret får således i stedet sine data fra nationalobservatorierne i hvert af EMCDDA-landene. Med få undtagelser gælder det for samtlige af disse nationalobservatorier, at data er indsamlet gennem gentagne, repræsentative og nationale selvrapporteringsundersøgelser foretaget af og i hvert af EMCDDA-medlemslandene (EMCDDA, 2021, s.d.). Selvom EMCDDA-landene altså overordnet benytter det samme forskningsdesign til at indsamle prævalensdata, varierer det imidlertid fra land til land, præcis hvilken samplingsstrategi og dataindsamlingsmetode der benyttes til at indsamle data, og desuden hvilken kontekst data er indsamlet i. Med det sagt efterlever en stor del af EMCDDA's medlemslande ifølge centeret selv de metodiske anbefalinger og retningslinjer, EMCDDA har fremsat for indsamlingen og afrapporteringen af prævalensdata, hvilket bl.a. indebærer, at en stor del af EMCDDA-landene benytter de samme spørgsmål til at indsamle viden om forbruget af kokain (EMCDDA, 2021).

#### **4.2.1.3. EMCDDA's beslaglæggelsesdata**

En fjerde type kokain-relaterede data, der er tilgængelige gennem EMCDDA, er data over beslaglæggelser af kokain. Disse data dækker over alle beslaglæggelser foretaget af retshåndhævelsesmyndigheder – herunder både politiet og toldere – i et givent land og år i perioden 2002-2020. Disse beslaglæggelser er opdelt i hhv. kokainhydroklorid og crack og derefter i hhv. antallet af kokainbeslaglæggelser og mængden af beslaglagt kokain i kilogram.

#### **4.2.1.4. EMCDDA's kriminalitetsdata**

Den sidste gruppe af EMCDDA-data, jeg vil benytte mig af i dette speciale, er data over det årlige antal anmeldelser af kokain-relaterede overtrædelser af den nationale narkotikaloggivning i EMCDDA's medlemslande. Disse data er tilgængelige for perioden 2007-2020 og for både pulverkokain og crack.

### **4.2.2. ESPAD**

Som beskrevet i ovenstående indeholder de EMCDDA-data, jeg vil gøre brug af i dette speciale, bl.a. estimerer på prævalensen af kokainforbrug i Europa. Det betyder imidlertid ikke, at EMCDDA er den eneste organisation, der indsamler prævalensdata, og jeg vil derfor supplere EMCDDA's prævalens- og behandlingsdata med data fra en anden prævalensdata-kilde: Nemlig *The European School Survey on Alcohol and Other Drugs* (herefter: ESPAD).

ESPAD er en international tværsnitsundersøgelse, der siden 1995 er blevet gennemført hvert 4. år blandt personer, der dels fyldte 16 det år, data blev indsamlet<sup>11</sup>, og dels var indskrevet på "en almindelig, erhvervsrettet, almen eller akademisk uddannelse" (min oversættelse, EMCDDA & ESPAD, 2021,

---

<sup>10</sup> En undtagelse herfra er Ungarn, hvor data kun er indsamlet fra personer i alderen 18-64. Vha. af inddragelsen af såkaldte fixed effects (se afsnit 5.2.1) er det imidlertid muligt at kontrollere for denne forskel.

<sup>11</sup> Givet dette krav for deltagelse i ESPAD-undersøgelsen var alle deltagere enten 15 eller 16 år på dataindsamlingstidspunktet. ESPAD's studiepopulation vil derfor i dette speciale som udgangspunkt blive beskrevet som "15-16-årige skoleelever"

s. 16) i et af de mellem 23 og 36 europæiske lande, der har deltaget i undersøgelsen (EMCDDA & ESPAD, 2021).

Formålet med gennemførelse af ESPAD er at indsamle sammenlignelig viden om de adspurgte teenagers risikoadfærd og forbrug af rusmidler på tværs af årstal og europæiske landegrænser (ESPAD, s.d.). En sådan sammenlignelig viden kan opnås, fordi den dataindsamling og -behandling, ESPAD's resultater er et produkt af – modsat EMCDDA's prævalensdata – er standardiseret. Dette indebærer bl.a., at data indsamles samtidig i alle deltagerlande, at alle deltagerlande benytter det samme master-spørgeskema, at data indsamles fra en fast defineret population, og at data indsamles, renses og analyseres på samme måde i alle lande og år (ESPAD, s.d.). Efter sidstnævnte rensningsproces offentliggøres ESPAD sine data, og ligesom det er tilfældet for hvert af EMCDDA-landene, er resultaterne af ESPAD-undersøgelserne således også tilgængelige gennem organisationens hjemmeside<sup>12</sup>.

Blandt de data, ESPAD offentliggør på sin hjemmeside, er specielt organisationens estimater over prævalensen af kokainforbrug relevante for dette speciale. Denne prævalens er lig prævalensdataene fra EMCDDA opgivet i både livstids-prævalensen og sidste-års-prævalensen, men ulig EMCDDA ikke i sidste-måned-prævalensen af kokainforbrug. Selvom ESPAD-dataene altså til en vis grad benytter sig af de samme indikatorer for kokainforbrug som EMCDDA, er ESPAD dataene valgt inddraget, fordi de, ulig de prævalensdata, EMCDDA udgiver, har den klare fordel, at dataene som udgangspunkt er indsamlet på samme måde på tværs af tid og landegrænser. Derudover taler det også for inddragelsen af ESPAD's data, at disse data er indsamlet for en anden befolkningsgruppe end EMCDDA's data, hvilket gør det muligt at undersøge, hvorvidt sammenhængen mellem prisen på og forbruget af kokain afhænger af, hvilken population sammenhængen undersøges i.

#### **4.2.3. Eurostat**

Foruden at supplere EMCDDA's data med yderligere data for prævalensen af kokainforbrug, vil jeg i dette speciale også gøre brug af data over hvert af EMCDDA-medlemslandenes købekraft, indbyggertal og sociodemografiske sammensætning hentet fra EU's statistiske kontor, Eurostat. Inddragelsen af disse data tjener flere formål: For det første gør den det muligt at udregne nationale rater, herunder antallet af beslaglæggelser og narkotikaforbrydelser per 100.000 indbyggere. For det andet er data fra Eurostat inddraget for at kunne kontrollere for nationale og tidsmæssige tendenser, der potentielt kan forklare sammenhængen mellem prisen på og forbruget af kokain. Eksempler på sådanne tendenser er bl.a. andelen af mænd og andelen af unge i et givent land og år (se afsnit 6.4.3 for en uddybende forklaring på brugen af Eurostat data som kontrolvariable), samt et givent lands købekraft.

#### **4.3. Datas begrænsninger**

I ovenstående har jeg introduceret de datakilder og data, jeg vil benytte mig af i dette speciale. Jeg har i den forbindelse – nogle gange mere indirekte en direkte – beskrevet, hvordan og på hvilke måder de inddragede data muliggør besvarelsen af specialets problemformulering.

---

<sup>12</sup> <https://data.espad.org/>

At brugen af EMCDDA-, ESPAD- og Eurostat-dataene gør det muligt at besvare specialets problemformulering, betyder imidlertid ikke, at brugen af disse data er helt uproblematisk. I forlængelse heraf synes en fyldestgørende præsentation af de inddragede data derfor også at forudsætte en præsentation af, hvilke begrænsninger de inddragede data sætter for besvarelsen af problemformuleringen.

For at kunne beskrive disse begrænsninger vil jeg i nedenstående tage afsæt i de to kvalitetskriterier, som typisk danner udgangspunkt for en vurdering af kvaliteten af kvantitative data: Nemlig validitet – der typisk opdeles i hhv. målingsvaliditet, intern validitet og ekstern validitet – og reliabilitet. Da en undersøgelses interne validitet i højere grad vil afhænge af undersøgelsens design og metode end af de data, undersøgelsen tager udgangspunkt i<sup>13</sup>, vil de udfordringer, der er forbundet med sikringen af specialets interne validitet, ikke blive diskuteret i nærværende afsnit, men i stedet indirekte i afsnit 4.1, der beskæftiger sig med valget af forskningsdesign, og direkte i kapitel 5, der omhandler valget af metode.

### 4.3.1. Validitet

#### 4.3.1.2. Målingsvaliditet

Den første type af validitet, kvaliteten af en undersøgelse typisk vurderes med udgangspunkt i, kaldes målingsvaliditet. Denne type af validitet betegner, hvorvidt der er overensstemmelse mellem den viden, der siges at indsamles, og den viden, der faktisk indsamles (Andersen, 2012). Set i relation til denne definition af validitet, synes der specielt at være tre begrænsninger forbundet med de inddragede data: Nemlig dels, at der er muligt, at de inddragede data ikke korrekt reflekterer virkeligheden, dels at det ikke for alle datas vedkommende er muligt at vurdere datavaliditeten, og dels at det er muligt, at data i højere grad måler noget andet, end det, de siges at måle.

Den første af disse begrænsninger er specielt relevant for de af de inddragede data, der er indsamlet gennem selvrapporteringsundersøgelser eller interviews – dvs. både ESPAD's og EMCDDA's data over prævalensen af kokainforbrug og nogle af EMCDDA's pris- og renhedsdata. Således har disse data det tilfælles, at dataenes målingsvaliditet vil afhænge af, hvorvidt de personer, data er indsamlet fra, har haft evnen og viljen til at afrapportere virkeligheden korrekt. I den forbindelse er det en velkendt udfordring for undersøgelser, der ønsker at indsamle viden om social uønsket adfærd, at der er risiko for, at undersøgelsens deltagere i højere grad afgiver svar, der betragtes som socialt acceptable, end svar, der afspejler virkeligheden korrekt – et fænomen, der kaldes *svarredigering* (Olsen, 2006). Således er det f.eks. muligt, at de af EMCDDA's prisdata, der er indsamlet gennem afhøringer af arresterede, i højere grad afspejler den viden, som de arresterede ønsker at dele med politiet, end viden om virkeligheden (EMCDDA, 2010). Tilsvarende er det også muligt, at respondenterne i de spørgeskemaundersøgelser, som ESPAD og EMCDDA's prævalensdata stammer fra, har underrapporteret deres forbrug af kokain, fordi kokainforbrug kan betragtes som en social uønsket adfærd (EMCDDA, 2021, s.d.; EMCDDA & ESPAD, 2021).

---

<sup>13</sup> En undtagelse herfra er det faktum, at en undersøgelses interne validitet også vil afhænge af, hvorvidt data gør det muligt at udelukke alternative forklaringer på sammenhængen mellem virkningen Y og årsagen X. Således er det kun muligt at udelukke alternative forklaringer, hvis data indeholder variable, der måler disse alternative forklaringer. Det vurderes dog, at det gennem EMCDDA har været muligt at erhverve data, der gør det muligt at kontrollere for de mest plausible af disse alternative forklaringer.

Vender man i stedet blikket mod den anden af de målingsvaliditetsmæssige begrænsninger, er brugen af specielt EMCDDA's pris- og renhedsdata udfordret af, at disse data dels er indsamlet på forskellige måder i forskellige lande, og dels, at det ikke i alle tilfælde vides, hvordan data er blevet til. Således offentliggør EMCDDA ikke information om, hvordan og fra hvem hvert af EMCDDA-landene indsamler deres pris- og renhedsdata, men udelukkende information om, at data er indsamlet på syv forskellige måder på tværs af EMCDDA's medlemslande (EMCDDA, 2010). Da hver af disse indsamlingsmetoder har hver deres validitetsmæssige fordele og ulemper, er det således på baggrund af den tilgængelige viden og data ikke altid muligt at vurdere validiteten af de inddragede pris- og renhedsdata.

Den tredje udfordring for datas målingsvaliditet, jeg vil fremhæve her, ses specifikt for EMCDDA's data over antallet af beslaglæggelser og antallet af kokain-relaterede anmeldelser. Som jeg vil beskrive i afsnit 6.4.1 og 6.4.3 i kapitel 6, bruger jeg disse data som en proxy for hhv. tilgængeligheden af kokain og opdagelsessandsynligheden for kokain-relateret kriminalitet. En mulig begrænsning ved at benytte EMCDDA's data som proxyer for disse to fænomener er dog, at det er muligt at antallet af beslaglæggelser i højere grad vil afspejle ændringer i et givent lands retshåndhævelsesniveau end i tilgængeligheden af kokain, mens det omvendt er muligt, at en stigning i antallet af anmeldelser af kokainrelateret kriminalitet i højere grad reflekterer en stigning i antallet af lovovertrædelser end en stigning i sandsynligheden for at blive opdaget i at begå kriminalitet.

#### **4.3.1.3. Ekstern validitet**

Ud over at kvaliteten af en undersøgelse vil afhænge af, i hvor høj grad der er overensstemmelse mellem dét, en undersøgelse påstår at undersøge, og dét, der faktisk undersøges, er det også afgørende for en undersøgelses validitet, at undersøgelsens resultater er generaliserbare. Således forudsætter brugbarheden af en undersøgelses resultater som udgangspunkt, at det er muligt at udlede noget om hele den population, der ønskes undersøgt, på baggrund af de data undersøgelsen er baseret på. Er dette tilfældet siges det, at undersøgelsen har en høj ekstern validitet (de Vaus, 2001).

Set i relation til dette speciale vil de inddragede datas eksterne validitet afhænge af, hvorvidt kvaliteten af de inddragede data gør det muligt at generalisere de observerede sammenhænge fra den stikprøve, data er indsamlet igennem, til hele populationen af europæere. En af de faktorer, der udfordrer en sådan generaliserbarhed, er, at EMCDDA's renheds- og prisdata er indsamlet af og fra forskellige kilder. I forlængelse heraf er det f.eks. muligt, at pris- og renhedsdata, der er indsamlet af politiet, kun afspejler tendenser i den kokain, politiet har held med at opspore og beslaglægge, mens det er mere tvivlsomt, om renheds- og prisestimerne også er repræsentative for hele 'populationen' af kokain, der købes og forbruges i Europa.

Selv i tilfælde, hvor EMCDDA's pris- og renhedsdata er indsamlet gennem spørgeskemaundersøgelser blandt narkotikaforbrugere, kan der sættes spørgsmålstegn ved, hvorvidt disse data er repræsentative for hele populationen i et givent land, fordi narkotikaforbrugere typisk vil være mindre tilbøjelige til at deltage i spørgeskemaundersøgelser (EMCDDA, 2010). Givet denne argumentation kan der desuden også sættes spørgsmålstegn ved repræsentativiteten af både EMCDDA og ESPAD's prævalensestimater, idet disse estimater alt andet lige vil være følsomme overfor non-response-bias, der er en

type bias, der opstår, når de personer, der undlader<sup>14</sup> at deltage i en undersøgelse, adskiller sig systematisk fra de personer, der vælger at deltage (Barratt et al., 2017).

Endelig bør det påpeges, at data i alle tilfælde kun er tilgængelige for et begrænset antal europæiske lande (EU, Norge og Tyrkiet i EMCDDA's tilfælde og mellem 23 og 36 europæiske lande i ESPAD's tilfælde) og i nogle tilfælde kun for en begrænset aldersgruppe (15-64-årige for EMCDDA's prævalensdata<sup>15</sup>). Dette betyder, at det med udgangspunkt i de inddragede data kun er muligt at udlede noget om sammenhængen mellem forbruget af og prisen på kokain i de lande og for de befolkningsgrupper, data er tilgængelige for. En vigtig pointe i relation til sidstnævnte befolkningsmæssige begrænsning er imidlertid, at narkotikaforbrug blandt hhv. børn og ældre er et utroligt sjældent fænomen (UNODC, 2018), og det er derfor sandsynligt, at langt størstedelen af den variation, der er sket i europæeres forbrug af kokain i perioden 2007-2020, er opfanget af de målinger af kokainforbruget blandt 15-64-årige, data er baseret på.

### 4.3.2. Reliabilitet

Det andet overordnede kriterie, kvaliteten af en undersøgelse typisk vurderes med udgangspunkt i, betegnes reliabilitet. For et givent studie kan siges at leve op til dette kriterie, kræver det, at de metoder, der benyttes til at indsamle data, konsekvent genererer de samme resultater (de Vaus, 2001). Det er i den forbindelse værd at bemærke, at validitet og reliabilitet ikke er gensidigt udelukkende kriterier, og nogle af de begrænsninger i data, der sænker dataenes validitet, kan således også sænke dataenes reliabilitet (Olsen, 2006). Som eksempler herpå kan faktorer som svarredigering medføre, at en spørgeskemaundersøgelse ikke altid vil være i stand til producere de samme resultater, selv hvis den samme gruppe mennesker blev undersøgt, og der ikke var sket nogen ændringer i de enkelte respondenternes forbrug.

Det er desuden også muligt, at dataenes reliabilitet vil være udfordret af, at data er indsamlet i forskellige lande og kontekster. Selvom alle ESPAD-spørgeskemaundersøgelser og store dele af EMCDDA-spørgeskemaundersøgelserne benytter sig af det samme master-spørgeskema, er det således muligt, at undersøgelseernes resultater vil afhænge af, hvilken kontekst data indsamles i, og hvilken indvirkning denne kontekst har på, hvorvidt respondenterne ønsker og evner at besvare spørgsmålene korrekt. I forlængelse heraf er det en svaghed ved specielt de EMCDDA data, jeg benytter mig af i dette speciale, at der i løbet af den undersøgte tidsperiode er sket ændringer i, hvordan de enkelte lande indsamler og registrerer data, og i hvilken kontekst data indsamles.

### 4.3.3. Argumentation for valg af data

I ovenstående afsnit har jeg beskrevet nogle af de begrænsninger, de inddragede data sætter for besvarelsen af specialets problemformulering. Trods overstående begrænsninger har jeg dog alligevel valgt at benytte mig af data fra EMCDDA og ESPAD af flere grunde.

---

<sup>14</sup> "Undlader" dækker i nærværende tilfælde også over situationer, hvor det ikke er muligt at etablere kontakt til en given person, der er udvalgt til at deltage i en given undersøgelse.

<sup>15</sup> Udover EMCDDA's prævalensdata er ESPAD's prævalensdata også indsamlet for en specifik aldersgruppe - nemlig 15-16-årige. At denne aldersbegrænsning ikke nævnes her, skyldes, at ESPAD-dataene netop er inddraget for at kunne teste, om eksistensen af en sammenhæng mellem kokainpriser og -forbrug afhænger, hvilken population sammenhængen undersøges i.



For det første bør enhver vurdering af datas begrænsninger ses i lyset af, hvilke datamæssige alternativer der er tilgængelige. En vigtig pointe er i den forbindelse, at det ikke har været muligt at identificere andre, bedre kilder til data over prisen på og renheden af kokain i Europa. Selvom EMCDDA's pris- og renhedsdata (og de inddragede data i øvrigt) altså har sine begrænsninger, er disse data valgt i manglen på bedre alternativer. Eller som Caulkins (2007) beskriver det i sin diskussion af de begrænsninger, der er forbundet med brugen af de STRIDE-pris- og renhedsdata<sup>16</sup>, som størstedelen af den hidtidige forskning benytter sig af: "[A]lthough STRIDE clearly has warts, there are at present essentially no other viable alternative and some analysis may be better than none" (s. S66).

For det andet kan nogle af de begrænsninger, jeg har beskrevet i ovenstående – som f.eks. risikoen for svarredigering og mangel på repræsentativitet – betragtes som en præmis for et hvert studie af social uønsket adfærd – herunder i særdeleshed studier af strafbar adfærd som narkotikaforbrug (Pedersen, 2018). Selvom det gennem valget af design og metode er muligt at minimere disse udfordrings betydninger for kvaliteten af data<sup>17</sup>, kan disse begrænsninger således i relation til dette speciale i højere grad betragtes som begrænsninger, fortolkningen af data bør tage højde for, end begrænsninger, der kan elimineres gennem brugen af andre data.

For det tredje taler det for brugen af data, at disse datas begrænsninger i hvert fald i nogen grad kan håndteres gennem mit valg af metode. Såfremt EMCDDA-landene har benyttet den samme indsamlingsmetode og det samme forskningsdesign i alle år, data er tilgængelig fra, vil det således være muligt at tage højde for dels det faktum, at data er indsamlet på forskellige måder og fra forskellige kilder i forskellige lande, og dels det faktum, at datavaliditeten og implikationerne af denne validitet ikke altid er kendt, ved at benytte en fixed effect model (se afsnit 5.2.1). Dette skyldes, at fixed effects bl.a. gør det muligt at kontrollere for, hvilket land data er indsamlet i.

---

<sup>16</sup> Disse data indsamles af den amerikanske Drug Enforcement Administration (DEA) og registreres i det såkaldte System to Retrieve Information from Drug Evidence (STRIDE), heraf datas navn (Caulkins, 2007).

<sup>17</sup> F.eks. er det muligt at reducere sandsynligheden for svarredigering i spørgeskemaundersøgelser ved at gøre det muligt at besvare en given undersøgelse anonymt eller ved at opfordre til, at respondenterne overvejer deres svar nøje (Olsen, 2006)

## 5. Metode

I ovenstående afsnit 4.1 beskrev jeg, hvordan den del af en undersøgelses validitet, der kan beskrives som intern validitet, primært vil afhænge af de valg af design og metode, der ligger til grund for besvarelsen af undersøgelsens problemformulering. I forlængelse heraf bruges intern validitet typisk om gyldigheden af de konklusioner, der drages med henblik på at besvare en given problemformulering. I tilfælde hvor den problemformulering, en undersøgelse søger at besvare, kan beskrives som et spørgsmål om kausalitet, vil en undersøgelses interne validitet typisk blive vurderet på baggrund af undersøgelsens evne til at leve op til følgende fire krav (Monrad, 2018):

- 1) Der er en teoretisk forklaring på sammenhængen mellem den undersøgte årsag,  $X$ , og den undersøgte virkning,  $Y$
- 2) Den undersøgte årsag,  $X$ , indtræffer tidsmæssigt før den undersøgte virkning,  $Y$
- 3) Den undersøgte årsag,  $X$ , og den undersøgte virkning,  $Y$ , samvarierer empirisk
- 4) Alternative forklaringer,  $Z$ , på, hvorfor sammenhængen mellem den undersøgte årsag,  $X$ , og den undersøgte virkning,  $Y$ , eksisterer, kan udelukkes

Da den sammenhæng, jeg ønsker at undersøge i dette speciale, overordnet kan beskrives som en kausalsammenhæng mellem en årsag – ændringer i den renhedsjusterede pris – og en virkning – ændringer i forbruget af kokain –, vil gyldigheden af mine konklusioner således afhænge af specialets evne til at efterleve ovenstående krav. Mens de to første af disse krav er forsøgt opfyldt gennem valget af hhv. den inddragede teori og et TSCS-design (se kapitel 3 og afsnit 4.1), vil jeg forsøge at håndtere de resterende to krav gennem genstandsfeltet for dette kapitel – nemlig mit valg af metode og analysestrategi.

### 5.1. Ordinary least squares (OLS) regression

Valget af metode og analysestrategi forudsætter således, at den valgte strategi gør det muligt både at undersøge den empiriske sammenhæng mellem  $X$  og  $Y$  og at udelukke eksistensen af alternative forklaringer,  $Z$ , der potentielt kan udstille sammenhængen mellem  $X$  og  $Y$  som spuriøs. Én mulig måde at opfylde disse krav på er vha. ordinary least squares (OLS) regressionsanalyse, idet denne analysestrategi gør det muligt at undersøge sammenhængen mellem  $X$  og  $Y$ , samtidig med at der *kontrolleres* for en eller flere  $Z$  (Hansen et al., 2012). Dette gøres vha. af følgende formel for OLS regression:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 Z + \varepsilon \quad (2)$$

hvor  $Y$  er den afhængige variabel – dvs. virkningen eller det, vi ønsker at forklare variationen i –,  $X$  er den uafhængige variabel – dvs. årsagen eller det, vi ønsker at forklare variationen i  $Y$  med –, og  $Z$  er en kontrolvariabel – dvs. en alternativ forklaring, vi ønsker at udelukke. Formlen for sammenhængen mellem  $Y$ ,  $X$  og  $Z$  indeholder desuden også konstantleddet  $\beta_0$ , der angiver regressionslinjens skæring med  $Y$ -aksen, hældningskoefficienterne  $\beta_1$  og  $\beta_2$ , der angiver, hvor meget  $Y$  stiger, når hhv.  $X$  eller  $Z$  stiger med én enhed, og fejlleddet  $\varepsilon$ , der indfanger al den variation i  $Y$ , der ikke kan forklares af  $X$  og  $Z$  (Hansen et al., 2012). Samlet set gør OLS regression det muligt at undersøge, hvor meget  $Y$  ændrer sig, når  $X$

stiger med én, og  $Z$  holdes konstant. Set i relation til specialets problemformulering betyder det altså, at OLS regression kan bruges til at estimere, hvilke ændringer i forbruget af kokain,  $Y$ , en ændring i den gennemsnitlige, årlige renhedsjusterede kokainpris,  $X$ , medførte i Europa i perioden 2007-2020.

Selvom OLS altså overordnet synes at egne sig til besvarelsen af specialets problemformulering, forudsætter OLS' anvendelighed imidlertid, at specielt to metodiske udfordringer løses.

Den første af disse udfordringer relaterer sig til det faktum, at OLS' evne til at estimere sammenhængen mellem  $Y$  og  $Z$  mens  $Z$  holdes konstant forudsætter, at de fænomener,  $Z$ , der potentielt kan forklare både ændringer i  $X$  og  $Y$ , identificeres og måles. Set i relation til dette speciale synes denne proces specielt at være udfordret af, at jeg benytter mig af data fra både et stort geografiske område og en lang årrække. I forlængelse heraf er det plausibelt, at en potentiel samvariation i årsagen – dvs. kokainprisen – og virkningen – dvs. kokainforbruget – er influeret af en lang række faktorer, der relaterer sig dels til hvilket land og dels til hvilket år, sammenhængen måles i. Selvom nogle af disse faktorer er kendte og i nogen grad målbare – som f.eks. et givent lands geografisk placering ift. importstedet (Caulkins, 1995), landets dataindsamlingsstrategi eller eksistensen af internationale, økonomiske kriser – er det sandsynligt, at sammenhængen også vil være påvirket af en lang række faktorer, der enten er ukendte eller umålbare og derfor umulige at kontrollere for gennem inddragelsen af kontrolvariable. Disse udfordringer vil jeg forsøge at løse i nedenstående afsnit 5.2.1 vha. af inddragelsen af såkaldte *fixed effects*.

For det andet er OLS' anvendelighed for nærværende speciale udfordret af, at brugen af OLS forudsætter, at de inddragede data er komplette. Dette indebærer i nærværende tilfælde, at data er tilgængelige for alle lande i alle år, hvilket de sjældent er. Denne udfordring vil jeg håndtere i afsnit 5.2.2.

## 5.2. Håndtering af metodiske udfordringer

### 5.2.1. Håndtering af lande- og år-effekter: *Fixed effects*

I ovenstående beskrev jeg, hvordan brugen af OLS dels er udfordret af, at den forudsætter, at de alternative forklaringer,  $Z$ , der potentielt kan forklare både ændringer i prisen på og forbruget af kokain, identificeres og måles (Huntington-Klein, 2021), og dels af at en sådan identificering og måling er besværliggjort af, at de inddragede data stammer fra både et stort geografiske område og en lang årrække.

Fordelen ved sidstnævnte af udfordringerne er imidlertid, at den bygger på en antagelse om, at en stor del af den uobserverede, undefinerede og/eller umålbare variation, der potentielt kan forklare sammenhængen mellem pris og forbrug, netop er relateret til de to overordnede kategorier land og årstal. I sådanne tilfælde, hvor uobserverede faktorer kan grupperes i aggregerede og målbare kategorier som land og årstal, er en mulig tilgang til at udelukke alternative forklaringer at inddrage såkaldte *fixed effects*. Disse *fixed effects* benyttes typisk i form af enten *one-way fixed effects*, der kontrollerer for én overordnet kategori som f.eks. individ eller land, eller *two-way fixed effects*, der kontrollerer for to overordnede kategorier som f.eks. land og tid. Idéen bag begge disse typer af *fixed effects* er, at så længe den variation, vi ønsker at kontrollere for, er *konstant* inden for den eller de større kategorier, kan vi kontrollere for variationen ved at kontrollere for den eller de større kategorier (Huntington-Klein, 2021). Set i relation til dette speciale betyder inddragelsen af *fixed effects*, at al den variation i prisen på og forbruget af kokain, der eksisterer mellem enten forskellige lande eller forskellige år, kan fjernes,

således at det kun er den variation, der ikke kan forudsiges af, hvilket land data stammer fra, og hvilket år data er indsamlet i, der er tilbage (Huntington-Klein, 2021). Så længe en givet år- eller lande-effekt er konstant, gør brugen af fixed effects det altså muligt at kontrollere for forskelle imellem lande – som f.eks. de forskelle i forskningsdesign og dataindsamlingsmetode, der er beskrevet i afsnit 4.2 og 4.3.1.2 – og forskelle mellem år – som f.eks. forskelle forårsaget af finanskrisen i 2007-2008 eller COVID-19 pandemien i 2020.

En vigtig pointe er dog i den forbindelse, at fixed effects metoden kun fjerner variation, der er konstant inden for de overordnede kategorier år og land. Fixed effect tager således ikke højde for variable, der varierer over tid internt i hvert af de undersøgte lande. Eksempler på sådanne variable, der varierer over tid, kunne være forskellige landes købekraft, kokain-tilgængelighed, retshåndhævelsesniveauet og alders- og kønsmæssige sammensætning, hvorfor disse variable er inddraget i analysen af sammenhængen mellem prisen på og forbruget af kokain (se afsnit 6.2 og 6.4 for en uddybende forklaring på inddragelsen af disse variable).

At jeg har valgt at gøre brug af fixed effect til at løse de udfordringer, der er forbundet med at undersøge kausale sammenhænge på tværs af landegrænser og tid, betyder imidlertid ikke, at fixed effect tilgangen er den eneste måde at kontrollere for spuriøsitet forårsaget af uobserverede variable. Således sammenlignes fixed effects modeller ofte med såkaldte random effects modeller<sup>18</sup> (Allison, 2009). At fixed effects er foretrukket fremfor sidstnævnte modeller, skyldes først og fremmest, at fixed effects metoden er udbredt i den hidtidige forskning i den empiriske sammenhæng mellem narkotikapriser og -forbrug (se f.eks. Dave, 2006 eller DeSimone & Farrelly, 2003), og det vurderes derfor, at brugen af fixed effects gør resultaterne af dette speciale mere sammenlignelige med den hidtidige forskning. Derudover er fixed effects metoden også valgt frem for alternativet, random effect metoden, fordi random effects metoden er mere tilbøjelig til at producere biased estimater (Allison, 2009), og fordi brugen af random effects som udgangspunkt kræver, at de overordnede kategorier, der kontrolleres for (dvs. lande- og årseffekterne), ikke er korreleret med hverken de uafhængige variable (dvs. kokainprisen) eller kontrolvariablene, hvilket i dette tilfælde betragtes som usandsynligt (Huntington-Klein, 2021).

### 5.3.2. Håndtering af missing data: Multiple imputation

Udover at brugen af OLS forudsætter, at det er muligt at identificere og måle alternative forklaringer på sammenhængen mellem  $X$  og  $Y$ , er en anden af de præmisser, der skal være opfyldt, før en given sammenhæng kan estimeres vha. OLS regression, at ingen af de variable, der inddrages i OLS-modellen, indeholder missing-værdier (Huntington-Klein, 2021). Givet denne præmis er en af de væsentligste udfordringer, der er forbundet med brugen af både EMCDDA- og ESPAD-dataene, at disse data ikke er tilgængelige for alle lande i alle år. Dette er specielt tilfældet for de prævalensdata, der er tilgængelige gennem EMCDDA og ESPAD, fordi disse data typisk stammer fra spørgeskemaundersøgelser, der kun gentages i udvalgte år. Således indrapporterede Kroatien f.eks. kun et validt estimat for sidst-års- og sidste-måned-prævalensen blandt 15-64-årige i 2012, 2015 og 2019, mens et estimat over livstids-prævalensen blandt 15-16-årige skoleelever kun var tilgængelig for Spanien i 2019. At andelen af manglende

---

<sup>18</sup> Sådanne modeller kaldes også multi-level modeller, hierarkisk regression og mixed modeller (Allison, 2009).

data er størst for de inddragede prævalensdata, betyder imidlertid ikke, at de resterende data er komplette. Således er den gennemsnitlige grampris på kokain f.eks. kun tilgængelig for Letland i 2008 og 2009, mens antallet af beslaglæggelser var ukendt i 2008, 2013 og 2015.

Givet denne mangel på data forudsætter brugen af både de inddragede data og OLS, at de udfordringer, der er forbundet med de manglende data, håndteres. Inden en sådan håndtering er mulig, er det imidlertid først nødvendigt at afgøre, hvorfor data mangler. Dette gøres oftest gennem en vurdering af, hvilken af de følgende grunde, der bedst beskriver årsagen til, at data mangler: 1) Missing completely at random (MCAR), 2) missing at random (MAR), og 3) missing not at random (MNAR) (van Buuren, 2018a). I afsnit 5.3.2.1 nedenfor vil jeg således vurdere, hvilken af disse årsager, der bedst beskriver de data, jeg vil benytte mig af i dette speciale, hvorefter jeg i underafsnit 5.3.2.2 vil beskrive, hvordan jeg håndterer eksistensen af de manglende data.

### 5.3.2.1. Årsagen til manglende data

Starter man vurderingen af årsagen til, at EMCDDA- og ESPAD-dataene ikke er tilgængelige i alle lande i alle år, med den første af ovenstående grunde til missing data – dvs. missing completely at random – bruges denne betegnelse om situationer, hvor dét, at data mangler, er fuldstændig urelateret til både de manglende datas faktiske værdi og til de andre data, der er inddraget i en given undersøgelse (Huntington-Klein, 2021). Omvendt indebærer dét, at data er MAR, at sandsynligheden for, at data mangler, er uafhængig af de værdier, data ville have antaget, hvis data ikke var missing, men afhængig af andre observerede faktorer (van Buuren, 2018b). Således kan et givent prævalensestimater siges at være MAR, hvis dét, at der i et givent land og år ikke er opgivet et prævalensestimater, udelukkende skyldes, at data ikke blev indsamlet i det givne land og år, og at dét, at estimatet mangler, derfor udelukkende afhænger af de observerbare faktorer, land og år. Hvis data derimod er MNAR, vil det betyde, at der er en sammenhæng mellem datas faktiske værdi og dét, at data mangler (Huntington-Klein, 2021). Dette ville f.eks. være tilfældet, hvis lande var mindre tilbøjelige til at foretage prævalensundersøgelser i år, hvor prævalensen af kokainforbruget var lavt.

Sammenlignes ovenstående årsager til manglende data, synes det at være plausibelt, at dét, at data ikke er tilgængelige for alle lande i alle år, udelukkende skyldes, at data ikke er indsamlet i alle lande og i alle år. Af den grund vil jeg håndtere de manglende data med udgangspunkt i en antagelse om, at dét, at data mangler, er relateret til de observerbare faktorer, land og år, men urelateret til de værdier, data ville have antaget, hvis data havde været indsamlet.

### 5.3.2.2. Multiple imputation med Amelia

I tilfælde som i mit, hvor data antages at være MAR, vil håndtering af de manglende data forudsætte, at de manglende data *imputeres* – dvs. erstattes – før de kan benyttes til at foretage regressionsanalyser (Huntington-Klein, 2021). Selvom dette kan gøres på forskellige måder, vil jeg i dette speciale benytte mig af såkaldt *multiple imputation* (herefter: MI), der i skrivende stund er en af de mest sofistikerede metoder til at imputere data (Huntington-Klein, 2021). Denne metode er valgt frem for alternativerne af flere grunde.

For det første har MI den fordel, at metoden udnytter alle de data, der inddrages i en given model, til at forudsige værdien af de manglende data<sup>19</sup> (Huntington-Klein, 2021). På den måde adskiller MI sig fra mindre sofistikerede metoder til imputation som f.eks. imputation af gennemsnittet eller medianen<sup>20</sup> (Huntington-Klein, 2021). Foruden denne fordel er MI også valgt, fordi metoden har vist sig at resultere i mindre biased estimater sammenlignet med et andet af alternativerne til at håndtere missing data: Nemlig såkaldt *listwise deletion*, der indebærer, at alle observationer med missing data udelades fra en given regressionsmodel<sup>21</sup> (Honaker et al., 2011; Huntington-Klein, 2021). Endelig er et tredje argument for brugen af MI, at denne tilgang involverer, at der for hver missing værdi imputeres et sample af  $m$  værdier, hvorefter hver af de imputerede værdier kombineres til et endeligt estimat. På den måde vægter MI enkelte imputerede værdier mindre, end det er tilfældet for metoder, der kun imputerer én værdi, som det f.eks. er tilfældet for imputation af gennemsnittet (Huntington-Klein, 2021).

For at gøre ovenstående imputation mulig, benyttede jeg mig af Amelia-pakken i statistikprogrammet R. Denne MI-pakke er valgt frem for alternative MI-pakker, fordi Amelia er udviklet med henblik på at håndtere tidsserie-, tværsnits- og TSCS-data (Honaker et al., 2011). Givet dette valg af MI-metode sker MI-processen noget forsimplet i fire steps<sup>22</sup> (Honaker et al., 2011). I det første af disse step konstrueres den imputationsmodel, data skal imputeres igennem. Da Amelia antager, at de inddragede data er multivariat normalfordelte, indebærer dette i mit tilfælde bl.a., at data, der ikke er normalfordelte, blev transformeret (Honaker et al., 2011). I tråd med Honaker et al. (2011) transformerede jeg derfor proportionsdata<sup>23</sup> logistisk, mens højreskæve data<sup>24</sup> blev log-transformeret. Derudover blev prisen på kokain kvadratrodsformeret for – i tråd med Baccini & Carreras (2014) – at undgå, at negative værdier blev imputeret. Foruden sådanne transformationer indebærer konstrueringen af en MI-model også, at det afgøres, hvor mange værdier,  $m$ , der imputeres for hver missing værdi. Hvor stort dette antal bør være, har givet anledning til debat i den hidtidige forskning. Således beskriver Gruenewald & Pridemore (2011) f.eks., hvordan det ikke er unormal praksis i den hidtidige forskning, at  $m$  sættes til mindre end 10, mens Graham et al., 2007 anbefaler at  $m$  sættes til højere værdier som f.eks. 20, 40 eller 100. Givet sidstnævnte anbefaling og den store andel af manglende data i mit datasæt (se tabel 1 i afsnit 7.1 for en oversigt over andelen af missing data) blev  $m$  i nærværende tilfælde sat til 100. Endelig vil konstrueringen af en given MI-model som udgangspunkt også indebære, at de værdier, den givne model imputerer, inspiceres for at sikre, at de data, der imputeres, er plausible. Er dette ikke tilfældet, er en løsning at ændre den givne MI-model for derefter at teste denne models evne til at imputere plausible værdier. En sådan trial-and-error tilgang til konstruktionen af en given Amelia-MI-model blev også

---

<sup>19</sup> Dette faktum udnyttede jeg i dette speciale ved at inkludere data fra før studieperiodens start i 2007. Således blev data fra perioden 1995–2007 også inkluderet i den imputationsmodel, jeg benytter mig af i dette speciale, for at højne det antal observationer, de imputerede data blev estimeret på baggrund af.

<sup>20</sup> Denne imputations metode indebærer, at alle missing observationer i en given variabel erstattes af hhv. gennemsnittet eller medianen af de observerede værdier i variabelen.

<sup>21</sup> De fleste statistikprogrammer, herunder R og Stata, har listwise deletion som standardindstilling. Foretages regressioner af datasæt med missing data i disse programmer, vil alle observationer med missing data således blive frasorteret, medmindre andet er specificeret (van Buuren, 2018a).

<sup>22</sup> Se Honaker et al. (2011) for en mere teknisk og mindre forsimplet forklaring på, hvordan Amelia-algoritmen virker.

<sup>23</sup> Eksempler på proportionsdata er andelen af 15–64-årige, der svarer ja til at have indtaget kokain inden for enten den sidste måned eller det sidste år, og andelen af kokain solgt på detailniveau, der er udgjort af ren kokain

<sup>24</sup> 'Højreskæv' er en betegnelse, der bruges om data, der indeholder et stort antal observationer, der antager en værdi relativt tæt på 0, og et lille antal observationer, der antager høje værdier. F.eks. var det gennemsnitlige antal af beslaglæggelser 3594,3 per land per år i studieperioden (se tabel 1 i afsnit 7.1), mens det højeste antal beslaglæggelser, der blev foretaget i et land i studieperioden var 49.156 – et tal, der er næsten 14 gange så stort som gennemsnittet.

benyttet i dette speciale, hvilket indebærer, at de imputerede data blev inspiceret vha. af de diagnostiske værktøjer, der er tilgængelige gennem Amelia-pakken (se Honaker et al., 2011, s. 25-29 for en introduktion til disse værktøjer).

Efter at MI-modellen er konstrueret, imputeres  $m$  datasæt i det andet step i MI-processen. Dette step efterfølges af step tre, der indebærer, at hvert af de imputerede datasæt analyseres separat (Honaker et al, 2011; Gruenewald & Pridemore). Således blev en OLS regression i mit tilfælde foretaget for hver af de 100 imputerede datasæt. Efter en sådan analyse af hvert af de  $m$  imputerede datasæt, afsluttes MI-processen ved, at resultaterne af hver af regressionsanalyser kombineres til et samlet sæt af resultater (Honaker et al, 2011; Gruenewald & Pridemore). Dette samlede sæt af resultater kan ses i tabel 2 i afsnit 7.2, hvor resultaterne af specialets OLS regressioner er præsenteret.

## 6. Præsentation, operationalisering og behandling af variable

I afsnit 5.3.2 beskrev jeg, hvordan det faktum, at data ikke er tilgængelige for alle lande i alle år, bliver håndteret vha. multiple imputation. Før en sådan imputation kan foretages, er det imidlertid først nødvendigt at udvælge, operationalisere og behandle de variable, som er inddraget i både ovenstående imputationsmodel og i analysen af sammenhængen mellem prisen på og forbruget af kokain.

Som beskrevet i afsnit 5.1 kan disse variable overordnet inddeles i tre kategorier: Nemlig hhv. uafhængige, afhængige og kontrolvariable. I dette speciale udgøres disse tre typer af variable af hhv. en variabel over prisen på kokain, tre variable over forbruget af kokain og fire kontrolvariable. Udvælgelsen, operationaliseringen og behandlingen af disse tre grupper af variable er beskrevet i afsnit 6.2-6.4 nedenfor. Derudover indeholder dette kapitel også en gennemgang af den indledende behandling af de inddragede data i afsnit 6.1, en beskrivelse af den afsluttende databehandling i afsnit 6.5 og en diskussion af overensstemmelsen mellem de inddragede variable og den valgte analysestrategi i afsnit 6.6.

### 6.1. Indledende databehandling

Foruden de variabel-specifikke beslutninger, der er beskrevet i afsnit 6.2-6.4 nedenfor, indebar udvælgelsen og behandlingen af de inddragede data også, at tre overordnede beslutninger blev truffet: Nemlig beslutningen om hvilken form for kokain, sammenhængen mellem pris og forbrug skulle undersøges for, og beslutningen om dels hvilke lande og dels hvilke år, der skulle inddrages i analysen af en sådan sammenhæng.

Som beskrevet i afsnit 4.2.1 er den første af disse beslutninger nødvendig, fordi der i nogle af de data, der er tilgængelige gennem EMCDDA, skelnes mellem hhv. kokain i pulverform og kokain i krystalform, mens der i andre af EMCDDA-dataene ikke differentieres mellem forskellige kokainformer. For så vidt muligt at sikre overensstemmelsen mellem de forskellige EMCDDA-data blev denne udfordring derfor håndteret ved udelukkende at inkludere data for pulverkokain, i tilfælde hvor data kun var tilgængelige for enten pulverkokain eller crackkokain og altså ikke for kokain som overordnet begreb. Dette valg skyldes, at brugen af kokain i pulverform er mere udbredt end brugen af crack (UNODC, 2022), og det er derfor sandsynligt, at den del af EMCDDA's data, der ikke skelner mellem kokain i forskellige former, i højere grad afspejler kokainpulver-relaterede tendenser end crack-relaterede tendenser.

Foruden potentielle uoverensstemmelser i, hvilken form for kokain de data, der er tilgængelige gennem EMCDDA, fokuserer på, tydeliggjorde en indledende inspektion af data også, at der i de EMCDDA-data, der er tilgængelige for Storbritannien, er uoverensstemmelser i, hvilket geografisk område dataene er repræsentative for. Således varierede fra fænomen til fænomen, hvorvidt de britiske data var repræsentative for hele Storbritannien (som for pris, kriminalitets- og beslaglæggelsesvariablene) eller repræsentative for England og Wales (som for renheds- og prævalensvariablene). Givet den geografiske uoverensstemmelse blev det indledningsvist besluttet at frasortere alle data fra Storbritannien.

Endelig indebar den indledende databehandling også, at det blev besluttet, hvilke år sammenhængen mellem prisen på og forbruget af kokain skulle undersøges i. Som beskrevet i præsentationen af specialets problemformulering (se afsnit 2.5) faldt dette valg på perioden 2007-2020, dels fordi



denne periode omfattede det observerede fald i den renhedsjusterede kokainpris, og dels fordi data var tilgængelige i denne periode. I forlængelse af sidstnævnte argument viste en inspektion af data, at det tidligste år, hvor data over samtlige af de inddragede variable var tilgængelige, var i år 2007, mens det seneste år, data var tilgængelig for, var år 2020. Af den grund blev det besluttet at frasortere alle data fra før 2007 og alle data fra efter 2020 fra analysen af de inddragede data<sup>25</sup>.

Efter at have truffet disse overordnede beslutninger vil jeg nu rette mit fokus mod hver af de inddragede variable.

## 6.2. Den uafhængige variabel, $X$

Som beskrevet i ovenstående udgøres den første af disse variable – den uafhængige variabel,  $X$  - af den renhedsjusterede pris på kokain i pulverform. I matematisk forstand er denne variabel operationaliseret på følgende måde:

$$X_{it} = (GnsP_{it} / GnsR_{it}) / (PLI_{it} / 100) \quad (3)$$

hvor

- $X_{it}$  = den renheds- og inflationsjusterede europris på pulverkokain solgt på detail-niveau i et givent EMCDDA-medlemsland,  $l$ , i et givent år,  $t$
- $GnsP_{it}$  = den gennemsnitlige inflationsjusterede europris på kokain solgt på detail-niveau i EMCDDA-medlemsland,  $l$ , i et givent år,  $t$
- $GnsR_{it}$  = den gennemsnitlige andel af den kokain, der sælges på detailniveau, der udgøres af ren kokain i det givne EMCDDA-land,  $l$ , i år  $t$
- $PLI_{it}$  = prisniveausindekset i et givent EMCDDA-land,  $l$  i år  $t$  relativt til det gennemsnitlige prisniveau i EU i år 2020

Som det fremgår af formel 3, er den renhedsjusterede pris udregnet på baggrund af EMCDDA-medlemslandenes estimer over den *gennemsnitlige* detailpris og -renhed. Disse estimer er valgt frem for de medianen-estimer, der også offentliggøres af EMCDDA, fordi brugen af aggregerede gennemsnit er udbredt i den hidtidige forskning i sammenhængen mellem prisen på og forbruget af narkotika (Caulkins, 1994).

Foruden at justere prisen på kokain for renhed fremgår det også af formel 3, at prisen, lig i tidligere studier (se f.eks. Bretteville-Jensen, 2006, Dave, 2006), er justeret for købekraft for at gøre data fra forskellige lande og forskellige år mere sammenlignelige. Denne justering er sket ved at dividere samtlige renhedsjusterede pris-observationer med Eurostats prisniveauindeks for det givne land og år relativt til det gennemsnitlige prisniveau i EU i år 2020<sup>26</sup>.

<sup>25</sup> Bemærk dog, at data fra før 2007 blev inkluderet i imputationen af data (se fodnote 19 i afsnit 5.3.2.2). Behandlingen af disse data er dog, givet valget af studieperiode, ikke beskrevet i den resterende del af dette kapitel, om end behandlingen af data fra før 2007 foregik på samme måde, som behandlingen af data fra 2007-2020.

<sup>26</sup> Eurostats prisniveauindeks (PLI) gør det muligt at undersøge, hvor mange euros det koster at købe en række sammenlignelige varer og serviceydelser i et land relativt til et andet land eller en anden gruppe lande. Således er det Eurostat PLI, jeg har benyttet til at justere kokainprisen, udregnet relativt til det gennemsnitlige prisniveau i euros i EU i år 2020, med PLI = 100 for EU i år 2020. PLI-værdier på over 100 indikerer således, at prisniveauet i et givent land og år er højere, end det gennemsnitligt var i EU i år 2020, mens en PLI-værdi på mindre end 100 indikerer et lavere prisniveau relativt til EU-gennemsnittet i år 2020.

Endelig er det også værd at bemærke, at jeg i ovenstående har operationaliseret de kokainpriser, jeg vil undersøge i dette speciale, som detail-kokainpriser. At jeg har valgt at fokusere på kokainpriser på dette markedsniveau – frem for engros-kokainpriser – skyldes, at jeg i dette speciale er interesseret i at undersøge, hvilken indflydelse den pris, forbrugere betaler – dvs. detailprisen – har på forbrug.

### 6.2.1. Rensning af den uafhængige variabel

Som beskrevet i afsnit 5.2.1 gør brugen af fixed effect det muligt at kontrollere for uobserverede forskelle mellem lande, såfremt disse forskelle er konstante over tid. For så vidt muligt at sikre at dette var tilfældet for specialets uafhængige variabel, blev EMCDDA's data over prisen på og renheden af pulverkokain rensset fra observationer, der var indsamlet eller beregnet på en anden måde, end størstedelen af det samlede antal observationer for et givent land ( $n=4$ ). Da jeg i dette speciale koncentrerer mig om kokain solgt på detail-niveau, blev observationer, der stammede fra kokain solgt på andre markedsniveauer, ligeledes frasorteret ( $n=13$ ). Endelig indebar rensningen af den renheds- og købekraftsjusterede kokain pris også, at prisestimer, der var opgivet i andet end prisen per gram ( $n=1$ ), og prisestimer, der var usædvanlig høje ( $> 1000$  €) eller lave ( $< 1$  €) ( $n=1$ ) blev frasorteret.

## 6.3. De afhængige variable, $Y$

Som beskrevet er det overordnede formål med dette speciale at undersøge sammenhængen mellem den nu-definerede uafhængige variabel,  $X$  – den renhedsjusterede kokainpris – og virkningen,  $Y$  - kokainforbruget. Før en sådan undersøgelse kan foretages, er det dog nødvendigt at definere, hvad der menes med ”kokainforbruget”. I forlængelse heraf vil jeg i dette speciale operationalisere ”kokainforbrug” gennem følgende tre, afhængige variable:

- 1) Sidste-års-prævalensen af kokainforbrug blandt 15-64-årige
- 2) Sidste-månedes-prævalensen af kokainforbrug blandt 15-64-årige
- 3) Livstids-prævalensen blandt 15-16-årige skoleelever

I de nedenstående underafsnit 6.3.1-6.3.3 vil jeg beskrive indholdet og behandlingen af de data, som disse afhængige variable dækker over. Inden da vil jeg dog først pointere, at det faktum, at jeg i dette speciale vil benytte mig af tre afhængige variable, betyder, at jeg i kapitel 7 vil analysere sammenhængen mellem prisen på og forbruget af kokain gennem tre OLS regressioner – nemlig en for hver af de inddragede variable.

### 6.3.1. Prævalensen af kokainforbrug blandt 15-64-årige, $Y_1$ og $Y_2$

De to første af ovenstående operationaliseringer kan beskrives som andelen af 15-64-årige personer i et givent EMCDDA-medlemsland og år, der i en national spørgeskemaundersøgelse har svaret ja til at have taget kokain inden for hhv. det sidste år og den sidste måned. Som denne definition bevidner, udgøres både  $Y_1$  og  $Y_2$  af prævalensdata fra EMCDDA. Foruden sidste-års- og sidste-månedes-prævalensdataene omfattede EMCDDA's prævalensdata også data over et tredje prævalensmål – nemlig livstids-prævalensen af kokainforbrug blandt 15-64-årige beboere i EU, Norge og Tyrkiet. At dette prævalensmål ikke

indgår som en afhængig variabel i specialet skyldes, at EMCDDA's livstids-prævalensdata – sammenlignet med EMCDDA's data over hhv. sidste-års- og sidste-måned-prævalensen – i langt mindre grad kan måle ændringer i forbrugeres forbrugsmønstre, fordi livstids-prævalensen omfatter personer, der kan svare ja til at have taget kokain mindst en gang i sit liv, uagtet om disse personer stadig forbruger kokain. Omvendt er det med både sidste-års- og sidste-måned-prævalensen i langt højere grad muligt at opfange ændringer over tid i andelen af personer, der enten tager kokain lejlighedsvist (sidste-års-prævalensen) eller ofte (sidste-måned-prævalensen). Da jeg netop er interesseret i at undersøge, hvorvidt der er en sammenhæng mellem den renhedsjusterede kokainpris og *ændringer* i forbruget af kokain, er EMCDDA's data over sidste-års- og sidste-måned-prævalens derfor tilvalgt, mens EMCDDA's livstids-prævalensdata er fravalgt.

### **6.3.1.1. Rensning og behandling af de afhængige variable, $Y_1$ og $Y_2$**

Ligesom det er tilfældet for de data, den uafhængige variabel er udregnet på baggrund af, blev data over sidste-års- og sidste-måned-prævalensen af kokainforbrug også rensset med henblik på at sikre, at faktorer, der potentielt kan have påvirket værdien af data, så vidt muligt var konstante internt i de enkelte EMCDDA lande. I praksis indebærer denne rensning, at observationer, der stammede fra studier, der ikke var gentaget i et givent land, blev frasorteret (n=5 for både sidste-års- og sidste-måned-prævalensen).

Ovenstående rensning var primært forbeholdt observationer, der stammede fra lande, der benyttede den samme metode i næsten alle år, hvor narkotikaobservatører fra landet havde indrapporteret estimater over hhv. sidste-års- og sidste-måned-prævalensen. For Tjekkiet gjaldt det imidlertid, at de tilgængelige prævalens-data var indsamlet gennem to forskellige spørgeskemaundersøgelser sideløbende. For at undgå at reducere antallet af observationer betydeligt ved at frasortere data fra et af disse to studier blev det derfor besluttet at opdele Tjekkiet i hhv. Tjekkiet-A (n=10 for både sidste-års- og sidste-måned-prævalensen) og Tjekkiet-B (n=4 for både sidste-års- og sidste-måned-prævalensen).

Da den diagnostik af data, der er beskrevet i afsnit 6.6 i dette kapitel (se nedenfor), medførte, at jeg i min analyse af de inddragede data log-transformerede alle andre variable end land og år, var brugen af prævalensestimaterne desuden udfordret af det faktum, at i alt 1 af sidste-års-prævalensestimaterne og 11 af sidste-måned-prævalensestimaterne var afrapporteret som værende nul. Da forekomsten af disse nulværdier med al sandsynlighed skyldes, at EMCDDA ikke afrapporterer prævalensestimater på under 0,1% - og altså *ikke* at prævalensen var nul i det givne land og år – blev denne udfordring håndteret ved at erstatte nulværdierne med det halve af registreringsgrænsen – dvs. 0,05% (0,1%/2).

### **6.3.2. Prævalensen af kokainforbrug blandt 15-16-årige skoleelever, $Y_3$**

Den tredje og sidste operationalisering af kokainforbrug, jeg vil gøre brug af i dette speciale – og dermed den tredje afhængige variabel,  $Y_3$  – tager sit udgangspunkt i data fra ESPAD. Således måles udviklingen i europæeres kokainforbrug i  $Y_3$  gennem den procentmæssige andel af 15-16-årige skoleelever, der i en ESPAD-undersøgelse har svaret ja til at have indtaget kokain mindst én gang i deres liv.

Foruden estimaterne over livstids-prævalensen af kokainforbrug udgiver ESPAD som beskrevet i afsnit 4.2.2 også data over sidste-års-prævalensen af kokainforbrug. Selvom sidste-års-prævalensen har den fordel, at dette mål (jf. argumentation i afsnit 6.3.1) i højere grad opfanger ændringer i forbruget af kokain, er data over sidste-års-prævalensen alligevel fravalgt, fordi disse data kun er tilgængelige for

2015 og 2019 ulig ESPAD's livstids-prævalenkestimer, der er tilgængelige for hvert fjerde år i perioden 1995-2019. Givet det faktum at kokainforbrug blandt personer under 15 er et sjældent fænomen (UNODC, 2018), vurderes det desuden, at det er sandsynligt, at en forholdsvis stor del af de respondenter, der rapporterer nogensinde at have taget kokain, også har taget kokain inden for det sidste år.

### 6.3.2.1. Rensning og behandling af den afhængige variable, $Y_3$

Udover at frasortere ESPAD's estimer fra sidste-års-prævalensen indebar behandling af ESPAD-dataene også, at alle ESPAD-data fra Tyskland blev frasorteret. Denne frasortering skyldtes, at data fra Tyskland kun var indsamlet i imellem en til syv ud af de i alt 16 tyske delstater, hvorfor de tyske data med al sandsynlighed ikke var repræsentative for hele Tyskland. Tilsvarende blev data fra Belgien også frasorteret, fordi disse data var opdelt i data fra hhv. Flandern-regionen og data fra Vallonien-regionen, mens der ikke var nogen data tilgængelige for den tredje og sidste region i Belgien, Bruxelles.

## 6.4 Kontrolvariable, $Z$

Foruden den uafhængige variabel og de afhængige variable, jeg har beskrevet i ovenstående, vil jeg i min analyse af sammenhængen mellem den renhedsjusterede kokainpris og forbruget af kokain også inddrage en række kontrolvariable,  $Z$ . Fælles for disse variable er, at de er inddraget, fordi den inddragede teori og/eller den tidligere forskning i den empiriske sammenhæng mellem prisen på og forbruget af kokain peger på, at disse variable kan have en indflydelse på sammenhængen mellem specialets uafhængige variabel og afhængige variable.

Foruden de variable, der er beskrevet i nedenstående underafsnit, er sammenhængen mellem prisen på og forbruget af kokain desuden kontrolleret for land og år. Argumentationen for en sådan kontrol er beskrevet i afsnit 5.2.1.

### 6.4.1. Antallet af beslaglæggelser per 100.000 indbyggere, $Z_1$

Den første af de kontrolvariable, jeg vil benytte i dette speciale, dækker over EMCDDA's data over antallet af beslaglæggelser af pulverkokain per 100.000 indbyggere i et givent land og år<sup>27</sup>. Denne variabel er i tråd med Brunt et al. (2010) valgt inddraget, dels fordi et stort antal beslaglæggelser tilnærmelsesvis kan betragtes som en proxy for en høj tilgængelighed og et højt udbud af kokain, og dels fordi jeg på baggrund af de to teoretiske perspektiver, jeg har inddraget i dette speciale, forventer, at netop tilgængeligheden og udbuddet af kokain vil påvirke *både* prisen på og forbruget af kokain.

Kigger man på de to teoretiske perspektiver enkeltvis, kan denne forventning begrundes med, at den inddragede, mikroøkonomiske teori foreskriver, at ændringer i udbuddet af en vare alt andet lige vil medføre ændringer i prisen på varen. Vender man i stedet fokuset mod Clarke og Cornishs rational choice perspektiv, beskrev jeg i afsnit 3.2, hvordan dét, at en kriminel vælger at begå en bestemt form for kriminalitet, vil være et resultat af, at den kriminelle vurderer, at der er flere fordele end ulemper forbundet med at begå den givne form for kriminalitet. En anden vigtig pointe i Clarke og Cornishs

---

<sup>27</sup> EMCDDA udgiver desuden også data over *mængden* af pulverkokain, der hvert år beslaglægges. Disse data er dog fravalgt til fordel for data over *antallet* af beslaglæggelser, fordi data over mængden af kokain, der beslaglægges, er overfølsom overfor eksistensen af enkelte, store beslaglæggelser (EMCDDA, 2022, s.d.-c).

(1985) rational choice perspektiv er imidlertid, at beslutningen om at begå kriminalitet også vil afhænge af, hvorvidt den kriminelle støder på det, de to forfattere kalder "an easy opportunity for the offense" (s. 168). I forlængelse heraf er det muligt, at ændringer i tilgængeligheden af kokain vil resultere i tilsvarende ændringer i antallet af lette muligheder for at forbruge kokain, den enkelte potentielle kokainforbruger vil støde på i sin dagligdag, og dermed også ændringer i sandsynligheden for, at kokainforbrugeren vil forbruge kokain.

#### **6.4.2. Antallet af anmeldelser af narkotikalovgivningen**

Den anden variabel, jeg ønsker at kontrollere sammenhængen mellem prisen på og forbruget af kokain for, dækker over EMCDDA's data over det totale antal anmeldelser af pulverkokain-relaterede lovovertrædelser per 100.000 indbyggere. Denne variabel er inddraget i et forsøg på at kontrollere for en af de faktorer, der ifølge Clarke og Cornishs rational choice perspektiv potentielt kan have en indvirkning på det samlede antal omkostninger, der er forbundet med at forbruge kokain, og dermed også på, hvor attraktivt forbruget af kokain fremstår for en den enkelte potentielle kokainforbruger. I forlængelse heraf betragtes antallet af anmeldelser af pulverkokain-relaterede lovovertrædelser som en proxy for sandsynligheden for, at en given person, der enten forbruger eller distribuerer kokain i pulverform, bliver opdaget i at overtræde narkotikalovgivningen. I en ideel verden ville denne sandsynlighed blive beregnet ved at dividere det totale antal anmeldelser af pulverkokain-relaterede lovovertrædelser med det totale antal kokain-forbrugere og -distributører i et givent land og år (se Dave, 2006 s. 4-5 for en lignende argumentation), men da jeg ikke er i besiddelse af data over det totale antal kokain-distributører, er antallet af anmeldelser af pulverkokain-relaterede narkotikaforbrydelser i stedet divideret med befolkningstallet målt i hundredtusinder.

Udover at det er muligt, at ændringer i sandsynligheden for at blive opdaget i at forbruge eller distribuere kokain potentielt kan have en indflydelse på, hvorvidt en given person vælger at forbruge kokain, er det med udgangspunkt i bl.a. Caulkins & Reuters (1998) beskrivelse af kokain-prissætningsprocessen også muligt at argumentere for, at ændringer i retshåndhævelsesniveauet – målt i antallet kokain-relaterede forbrydelser, der anmeldes – vil have en indflydelse på prisen på kokain. Således anslår de to forfattere, at næsten  $\frac{1}{4}$  af detailprisen på kokain udgøres af compensation for risikoen for at blive idømt en fængselsstraf for en narkotika-relateret forbrydelse.

Samlet set er variabelen for antallet af anmeldelser af kokain-relaterede lovovertrædelser per 100.000 indbyggere altså valgt inddraget, fordi den inddragede forskningslitteratur og teori peger på, at variabelen kan have en indflydelse på både den uafhængige variable og de afhængige variable.

#### **6.4.3. Sociodemografiske kontrolvariable**

Foruden antallet af beslaglæggelser og anmeldelser per 100.000 indbyggere vil jeg også kontrollere sammenhængen mellem prisen på og forbruget af kokain for en række variable, der beskriver den sociodemografiske sammensætning af hvert af de lande, der undersøges. Modsat variablene over antallet af beslaglæggelser og anmeldelser – der benyttes i analysen af kokainprisens indflydelse på alle tre afhængige variable – varierer inddragelsen af de sociodemografiske kontrolvariable, jeg benytter mig i dette speciale, dog afhængigt af, hvilken afhængig variabel der undersøges.

#### 6.4.3.1. Sociodemografiske kontrolvariable i analysen af $Y_1$ og $Y_2$

Kigger man først på de to første af disse afhængige variable – dvs. sidste-års- og sidste-måned-prævalensen blandt 15-64-årige – udgøres de inddragede sociodemografiske kontrolvariable af andelen af hhv. mænd og unge (defineret som 15-24-årige) i den 15-64-årige befolkning i et givent land og år. Da de inddragede data over sidste-års- og sidste-måned-prævalensen kun er repræsentative for den 15-64-årige befolkning i et givent land og år, er de sociodemografiske kontrolvariable, der er inddraget i analysen af de to første afhængige variable, udregnet ved at dividere hhv. antallet af 15-64-årige mænd og antallet af 15-24-årige med antallet af 15-64-årige i et givent land og år.

Disse to variable – dvs. variablen for hhv. andelen af mænd og andelen af unge i en given 15-64-årig befolkning – er valgt inddraget, fordi den hidtidige forskning konsekvent peger på, at kokainforbrug er mere udbredt blandt både unge mennesker (se f.eks. UNODC, 2018) og mænd (se f.eks. EMCDDA, 2005) sammenlignet med resten af befolkningen. Således forventes det, at både sidste-års- og sidste-måned-prævalensen i en 15-64-årig befolkning alt andet lige vil være højere, jo højere andelen af mænd og unge er i den givne befolkning i et givent år.

#### 6.4.3.3. Sociodemografiske kontrolvariable i analysen af $Y_3$

Modsat min analyse af  $Y_1$  og  $Y_2$  vil jeg i min analyse af ESPAD-dataene undlade at kontrollere sammenhængen mellem forbrug og pris for den sociodemografiske sammensætning af populationen af 15-16-årige skoleelever.

Kigger man først på fravalget af kontrol for den aldersmæssige sammensætning af populationen af 15-16-årige skoleelever, skyldes dette fravalg, at populationen i forvejen er afgrænset aldersmæssigt. Således fyldte alle respondenter i ESPAD-undersøgelserne 16 år det år, de deltog i ESPAD-undersøgelsen. Omvendt skyldes fravalget af kontrollen for den kønsmæssige sammensætning af populationen af 15-16-årige skoleelever ikke et manglende behov for kontrol, men i stedet at det ikke har været muligt at identificere data over den kønsmæssige sammensætning af 15-16-årige skoleelever i hvert af de undersøgte lande. En alternativ tilgang kunne derfor have været at kontrollere sammenhængen mellem kokainprisen og livstids-prævalensen blandt 15-16-årige skoleelever for den kønsmæssige sammensætning af den samlede population af 15-16-årige personer i et givent land og ESPAD-år, idet sådanne data er tilgængelige gennem Eurostat. Da det ikke er alle 15-16-årige i alle lande, der er indskrevet på en af de typer af uddannelsesinstitutioner, ESPAD-dataene er repræsentative for (EMCDDA & ESPAD, 2021), er det dog uvist, hvorvidt den kønsmæssige sammensætning af 15-16-årige skoleelever ligner den kønsmæssige sammensætning af den totale population af 15-16-årige<sup>28</sup>. Givet denne mangel på kontrol for den kønsmæssige sammensætning af populationen af 15-16-årige skoleelever er det derfor muligt, at en potentiel sammenhæng mellem forbruget af og prisen på kokain i virkeligheden skyldes ændringer i den kønsmæssige sammensætning af populationen af 15-16-årige elever og ikke samvariationer i den renheds- og købekraftsjusterede pris og andelen af 15-16-årige skoleelever, der svarer ja til at have taget kokain. I tilfælde af at den kønsmæssige sammensætning af populationen af 15-16-årige skoleelever er

---

<sup>28</sup> Endnu et alternativ kunne være at kontrollere for den kønsmæssige sammensætning af den stikprøve, som prævalensestimaterne fra hvert land og ESPAD-år er baseret på. Da ESPAD's prævalensestimater er vægtet for bl.a. køn med henblik på at gøre data repræsentative for den totale population af 15-16-årige skoleelever, synes en sådan tilgang dog heller ikke at være brugbar.

forholdsvis konstant internt i de undersøgte lande i studieperioden<sup>29</sup>, vil det dog være muligt at kontrollere for eventuelle samvariationer mellem den kønsmæssige sammensætning og livstids-prævalensen gennem inddragelsen af fixed effects.

## 6.5. Afsluttende databehandling

Efter behandlingen af samtlige af de inddragede variable var data tilgængelige for i alt 29 lande – eller 30 lande, hvis Tjekkiet-B også tælles med. For dels at sikre, at den konstruerede MI-model havde mindst én observation per land per variabel at imputere ud fra, og dels at sikre, at analysen af hver af specialets tre afhængige variable indeholdt data fra det samme antal lande, blev det afslutningsvis besluttet at frasortere alle data fra lande, der manglede 100% data i en eller flere af de inddragede variable. Denne afsluttende frasortering betød, at data fra 14 lande blev frasorteret, således at den endelige studiepopulation bestod af følgende 15 lande: Bulgarien, Cypern, Grækenland, Italien, Kroatien, Letland, Litauen, Polen, Portugal, Slovakiet, Slovenien, Spanien, Tjekkiet(-A), Ungarn og Østrig (plus Tjekkiet-B). For simpelhedens skyld vil det sidstnævnte ”land” – dvs. Tjekkiet-B – blive beskrevet som ”+1” i den resterende del af specialet. Således vil specialets studiepopulation blive beskrevet som ”de 15 (+1) undersøgte lande”.

## 6.6. Overensstemmelse mellem data og analysestrategi

I afsnit 5.2 beskrev jeg, at min brug af OLS forudsætter dels, at de fænomener,  $Z$ , der potentielt kan forklare både ændringer i  $X$  og  $Y$ , identificeres og måles, og dels, at de udfordringer, der er forbundet med missing data, håndteres. Det betyder imidlertid ikke, at det er de eneste forudsætninger, der skal være mødt, før OLS regression retmæssigt kan bruges til at estimere sammenhængen mellem specialets afhængige variable og uafhængig variabel. Således beskriver Gelman og Hill (2007), hvordan anvendeligheden af OLS regression generelt forudsætter, at følgende antagelser er overholdt<sup>30</sup>:

- 1) Validitet
- 2) Additivitet og linearitet
- 3) Uafhængige fejlede
- 4) Ens varians i fejleddet
- 5) Normalfordelte fejlede

I praksis efterleves disse antagelser aldrig til perfektion (Agresti, 2018), og for at mit argument om, at OLS egner sig til at besvare min problemformulering, er holdbart, kræves det derfor blot, at ovenstående antagelser ikke overtrædes groft. For at retfærdiggøre brugen af OLS regression vil jeg derfor i nedenstående underafsnit beskrive, hvornår antagelse nr. 1, 2, 3 og 4 kan siges at være overholdt, og hvorfor jeg vurderer, at det er tilfældet i nærværende speciale. At jeg ikke vil koncentrere mig om antagelse nr.

---

<sup>29</sup> Eller i tilfælde hvor ændringer i den kønsmæssige sammensætning af ESPAD-populationen er forholdsvis konstant internt i ESPAD-årene.

<sup>30</sup> Bemærk dog, at det varierer fra lærebog til lærebog, hvilke antagelser, der siges at skulle være mødt, før OLS retmæssigt kan anvendes.

5 skyldes dels, at Gelman og Hill (2007) beskriver, hvordan denne antagelse er ”barely important at all” (s. 46), og dels, at de to forfattere ikke anbefaler, at det undersøges, hvorvidt en given model efterlever antagelsen om normalfordelte fejlede.

### 6.1.1. Validitet

Den første og vigtigste antagelse, der skal være opfyldt, før OLS ifølge Gelman og Hill (2007) egner sig til at estimere en given sammenhæng, er, at både de data, en analyse er baseret på, og den model, data analyseres igennem, er valide. I praksis indebærer overholdelsen af denne antagelse dels, at de inddragede data måler det, de siges at måles, dels at alle relevante uafhængige og kontrolvariable er inddraget, og dels at de resultater, en given model producerer, er generaliserbare. Disse krav synes jf. beskrivelsen af datas validitet og generaliserbarhed i afsnit 4.3.1, inddragelsen af fixed effects i afsnit 5.2.1 og beskrivelsen af udvælgelsen, operationaliseringen og behandling af de inddragede variable i afsnit 6.2-6.4 tilnærmelsesvist at være mødt, om end det jf. afsnit 4.3.1 er muligt at identificere en række validitetsmæssige begrænsninger i de inddragede data, som en fortolkning af dette speciales resultater bør tage højde for. En vigtig pointe er i den forbindelse, at Gelman og Hill (2007) beskriver, hvordan antagelsen om validitet i højere grad kan betragtes som et ideal, besvarelsen af en given problemformulering bør bestræbe sig på at efterleve, end en antagelse der kan efterleves til perfektion i praksis.

### 6.6.1. Additivitet og linearitet

Foruden antagelsen om validitet forudsætter brugen af OLS også, at den sammenhæng, der ønskes undersøgt, kan beskrives vha. af følgende matematiske formel for lineær OLS regression:  $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k$ . Således forudsætter brugen af OLS regression, at  $Y$  er en lineær funktion af summen af  $\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k$ , hvilket indebærer, at værdien af  $Y$  er lineært forbundet med produktet af  $\beta_k$  og  $X_k$  (Weisburd et al., 2022).

En måde at efterprøve, om denne antagelse om linearitet holder stik, er ved at plote et såkaldt *residual vs. fitted plot* for den model eller de modeller, antagelsen ønskes undersøgt for (Weisburd et al., 2022). I et sådant plot vil en given models *residualer* være plottet på  $Y$ -aksen, mens den givne models *fitted-værdier* vil være plottet på  $X$ -aksen (Weisburd et al., 2022). Begrebet residual betegner i den forbindelse afstanden mellem regressionslinjen og hver af de observerede  $Y$ -værdier, mens en fitted-værdi er den  $Y$ -værdi, den givne OLS model estimerer, at en observation med et givent niveau af  $\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k$  vil antage (Weisburd et al., 2022). Foruden residualerne og de fittede værdier, vil et residual vs. fitted plot desuden ofte indeholde en såkaldt LOWESS kurve (den røde kurve i figur 3-8 nedenfor), der illustrerer sammenhængen mellem residualerne og de fittede værdier. Er antagelsen om linearitet mødt, vil sidstnævnte LOWESS kurve tilnærmelsesvis være horisontal omkring residual = 0 (den sorte, horisontale linje i figur 3-8 nedenfor). Omvendt vil LOWESS-kurven i et residual vs. fitted value plot for en model, der overtræder antagelsen om linearitet, afvige markant fra den horisontale linje i residual = 0.

Som beskrevet i afsnit 5.3.2.2 medvirker det faktum, at jeg foretager mine analyser på baggrund af imputerede data, at der for hver af de inddragede afhængige variable blev foretaget i alt 100 separate

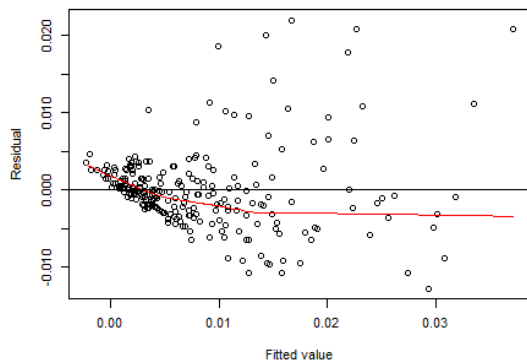


regressionsanalyser (en for hver af de  $m$  imputerede datasæt), hvorefter resultaterne af disse regressi-  
oner blev kombineret til et samlet sæt af regressionsresultater for hver af de afhængige variable. Da  
sidstnævnte kombination af regressionsresultaterne som udgangspunkt ikke indebærer en kombination  
af en given models residualer eller fitted-værdier, og da der ikke synes at være enighed i den eksiste-  
rende forskning om, hvordan OLS antagelserne vurderes, når imputerede data benyttes, blev det derfor  
besluttet at afprøve antagelsen om linearitet ved at plote residual vs. fitted plots for regressionsanaly-  
sen af fem tilfældigt udvalgte imputerede datasæt. Denne procedure blev gentaget for hver af de tre  
afhængige variable.

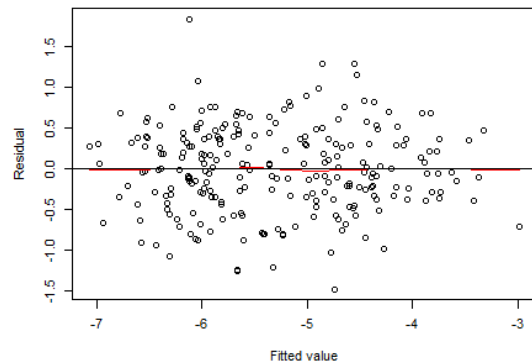
Samlet set viste en visuel inspektion af disse (5 x 3) residual vs. fitted plots, at antagelsen om  
linearitet var overtrådt i analysen af sammenhængen mellem prisen på kokain og samtlige af de tre  
afhængige variable. Således afveg den røde LOWESS kurve fra den horisontale linje i residual = 0 i alle  
fem residual vs. fitted plots for alle tre modeller (se figur 3, 5 og 7 nedenfor for et eksempel). At sam-  
menhængen mellem den renhedsjusterede pris og forbruget af kokain altså umiddelbart ikke kan be-  
skrives som lineær, betyder imidlertid ikke, at brugen af OLS er udelukket. Er de inddragede variable  
positive og kontinuerte – som i mit tilfælde – er en mulig tilgang til fraværet af linearitet således, at log-  
transformere en eller flere af de inddragede variable (Agresti, 2018; Gelman & Hill, 2007). Da Gelman  
og Hill (2007) desuden anbefaler, at alle kontinuerte variable log-transformeres, blev det derfor beslut-  
tet at log-transformere samtlige af de inddragede variable med undtagelse af variablene for land og år.  
Denne beslutning understøttes yderligere af, at log-transformationer er udbredte i den eksisterende  
forskning i sammenhængen mellem prisen på og forbruget af narkotika (se f.eks. Bretteville-Jensen,  
1999 og Dave, 2006). Endelig har en log-transformation af både de inddragede afhængige variable og  
den uafhængige variabel også den fordel, at en sådan transformation gør det muligt at undersøge, hvor  
stor en procentmæssig ændring i forbruget af kokain en 1% ændring i prisen på kokain medfører, og  
dermed også (jf afsnit 2.2), hvorvidt efterspørgslen på kokain er priselastisk.

Plottes residual vs. fitted plottet for en regressionsanalyse af de log-transformerede data, ses  
det desuden, at endnu en fordel ved at log-transformere de inddragede data er, at en sådan tilgang  
medfører, at antagelsen om linearitet kan siges at være overholdt. For at illustrere dette er residual vs.  
fitted plottet for analysen af sammenhængen mellem pris og forbrug for én af de fem tilfældigt udvalgte  
imputationer – imputation nr. 58 – afbilledet i figur 3-8 nedenfor hhv. før (figur 3, 5 og 7) og efter (figur  
4, 6 og 8), at de inddragede variable blev log-transformeret. Inspiceres disse plots, ses det i figur 4, 6 og  
8, hvordan en log-transformering af de inddragede variable medfører, at den røde LOWESS kurven  
tilnærmelsesvis er horisontal i residual = 0.

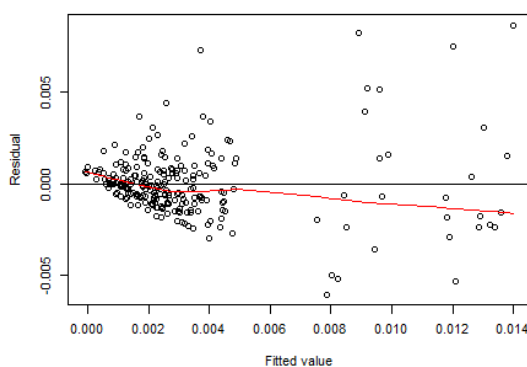
**Figur 3-8. Residual vs. fitted plots for analysen af sammenhængen mellem pris og kokainforbrug for imputation nr. 58 før og efter log-transformation af den afhængige variabel**



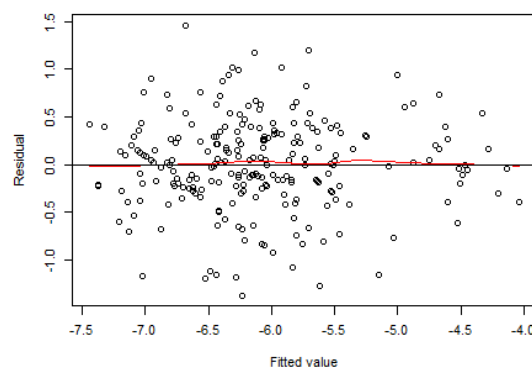
**Figur 3. Sidste-års-prævalensen blandt 15-64-årige før log-transformation**



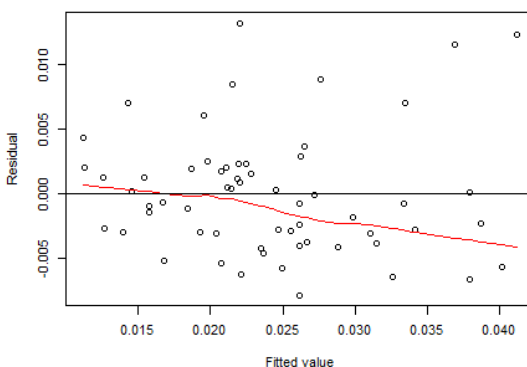
**Figur 4. Sidste-års-prævalensen blandt 15-64-årige efter log-transformation**



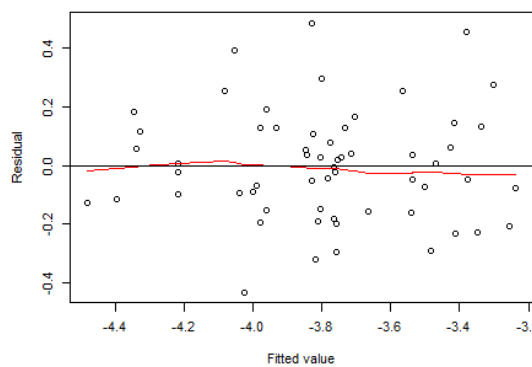
**Figur 5. Sidste-månedes-prævalensen blandt 15-64-årige før log-transformation**



**Figur 6. Sidste-månedes-prævalensen blandt 15-64-årige efter log-transformation**



**Figur 7. Livstids-prævalensen blandt 15-16-årige skoleelever før log-transformation**



**Figur 8. Livstids-prævalensen blandt 15-16-årige skoleelever efter log-transformation**

### 6.6.3. Uafhængige fejled

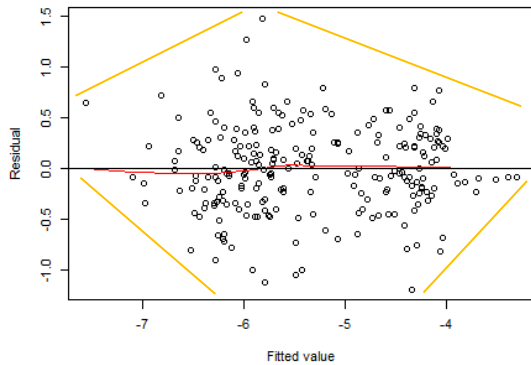
Foruden antagelserne om validitet og linearitet beskriver Gelman og Hill også (2007), at brugen af OLS forudsætter, at en given models fejled er uafhængige. Dette er tilfældet, når værdien af både den afhængige og den uafhængige variabel (og værdien af kontrolvariablene) for en observation er uafhængige af værdien af disse variable for andre observationer i datasættet (Weisburd et al., 2022). Overtrædelser af denne antagelse kan ske af flere grunde, men når TSCS-data (som i mit tilfælde) benyttes, er to af de

mest udbredte årsager til, at fejleddet i en given model er afhængigt, 1) at fejleddet i én periode afhænger af fejleddet fra tidligere perioder (Huntington-Klein, 2021; Weisburd et al., 2022), og 2) at fejleddet i én enhed afhænger af fejleddet af andre enheder i den samme periode (Eriksen & Etzerodt, 2019). En sådan korrelation i fejleddet kan imidlertid ifølge Eriksen og Etzerodt (2019) håndteres ved at 'clustre' en given regressions standardfejl (se afsnit 7.2.1 for en introduktion til standardfejl) på enhedsniveau. Da en sådan clustering er standardindstillingen for fixed effect regressioner i R – der er det statistiske program, analysen af data er foretaget i – synes det at være plausibelt at konkludere, at antagelsen om uafhængige fejledder er mødt.

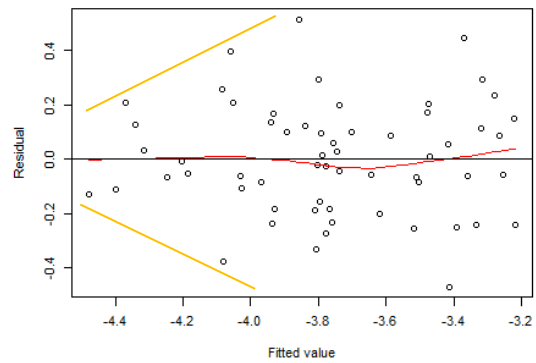
### 6.6.3. Ens spredning i fejleddet

Den fjerde antagelse, der ifølge Gelman og Hill (2007) skal være mødt, før lineær regression er anvendelig, siges at være overtrådt, hvis fejleddet har en uens varians afhængig af, hvilken værdi de uafhængige variable,  $X$  og  $Z$ , antager (Wooldridge, 2012). Er dette tilfældet, siges fejleddet at være heteroskedastisk, hvilket medfører, at standardfejlene estimeres forkert (Egerodt, 2016; Huntington-Klein, 2021). Én måde at teste, om dette er tilfældet i de tre regressionsanalyser, jeg benytter mig af i dette speciale, er ved at inspicere fordelingen af residualerne i de samme 5 x 3 residual vs. fitted plots over de log-transformerede data, jeg plottede i afsnit 6.6.1. En sådan inspicering indikerer, at spredning af fejleddene i analysen af samtlige af de afhængige variable synes at være uens. Som et eksempel herpå er residual vs. fitted plottene for analysen af hver af de afhængige variable for imputation nr. 5 afbilledet i figur 9-11 nedenfor. Betragter man disse plot enkeltvist, ses det i residual vs. fitted-plottet for analysen af sammenhængen mellem pris og sidste-månedes-prævalensen blandt 15-64-årige, at variansen af residualerne er lavere for højere fitted-værdier, mens det omvendte er tilfældet for regressionsanalysen af livstids-prævalensen blandt 15-16-årige, hvor højere fitted-værdier er forbundet med lavere residualspredning. Endelig synes spredning af residualerne i analysen af sidste-års-prævalensen blandt 15-64-årige at indikere, at både højere og lavere fitted-værdier er forbundet med lavere residualspredning, mens de centrale fitted-værdier er forbundet med højere residualspredning. Disse tendenser er markeret med orange streger i nedenstående figurer og går igen i størstedelen af residual vs. fitted plottene for hver af de fem tilfældigt udvalgte imputationer.

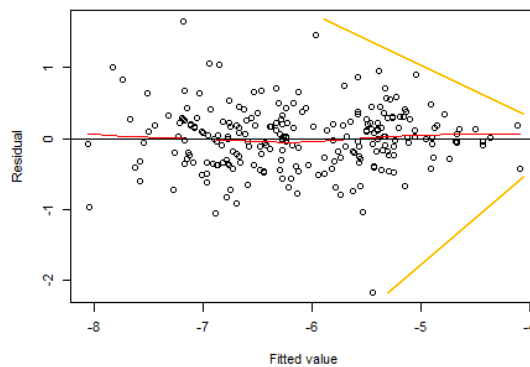
**Figur 9-11. Residual vs. fitted plots for analysen af sammenhængen mellem pris og kokainforbrug for imputation nr. 5**



**Figur 9. Sidste-års-prævalensen blandt 15-64-årige**



**Figur 11. Livstids-prævalensen blandt 15-16-årige skoleelever**



**Figur 10. Sidste-månedes-prævalensen blandt 15-64-årige**

Givet denne uens varians synes antagelsen om ens spredning i fejleddet at være overtrådt. På samme måde som det var tilfældet for fraværet af linearitet, betyder en overtrædelse af antagelsen om ens varians imidlertid ikke, at det ikke er muligt at benytte sig af lineære regressioner. Således er det muligt at korrigere for eksistensen af uens varians ved at bruge robuste standardfejl i stedet for konventionelle standardfejl (Egerod, 2016). Givet denne mulighed vil jeg i min analyse af hver af de afhængige variable benytte mig af robuste standardfejl.

## 7. Analyse

### 7.1. Deskriptiv statistik

I det foregående kapitel præsenterede jeg de variable, jeg vil gøre brug af i dette speciale. Inden disse variable kan benyttes til at estimere sammenhængen mellem den renheds- og købekraftsjusterede kokainpris og europæeres forbrug af kokain, synes det dog først at være nødvendigt at præsentere indholdet af disse variable. En sådan præsentation kan ses i tabel 1, hvor antallet af observationer, gennemsnittet ( $\bar{x}$ ), standardafvigelsen (SD), minimums- og maksimumsværdien og andelen af missing data (NA %) for hver af de variable, jeg vil benytte mig af i mine regressionsanalyser, er afrapporteret. Foruden disse variable indeholder tabel 1 af hensyn til specialets gennemsigtighed også den deskriptive statistik for de variable, som de analyserede variable er udregnet på baggrund af. Da jeg ikke direkte benytter mig af disse variable i min analyse, vil jeg dog ikke kommentere yderligere på disse variables indhold.

Det er desuden værd at bemærke, at tabel 1 er opdelt i de to overordnede kolonner 'EMCDDA afhængige variable' og 'ESPAD afhængig variabel'. Denne opdeling skyldes, at jeg i min analyse af de livstids-prævalensestimater, der er tilgængelige gennem ESPAD, udelukkende vil gøre brug af data fra de fire år i studieperioden, hvor ESPAD-undersøgelsen blev gennemført. Mens jeg vil benytte mig af data fra hele studieperioden (dvs. fra 2007-2020) i mine analyser af de to afhængige variable, jeg har erhvervet gennem EMCDDA – dvs. variablene over hhv. sidste-års- og sidste-måned-prævalensen blandt 15-64-årige –, vil jeg i min analyse af ESPAD-dataene udelukkende gøre brug af data fra 2007, 2011, 2015 og 2019. Som et resultat heraf vil mine analyser af de afhængige EMCDDA-variable derfor være baseret på et større antal observationer ( $n=224$ ) end min analyse af den afhængige ESPAD-variabel ( $n=64$ ). Af den grund vil jeg i nedenstående betegne de data, der benyttes i analysen af de afhængige EMCDDA-variable, som den totale studiepopulation, mens jeg vil betegne de data, der benyttes i analysen af den afhængige ESPAD-variabel, som 'ESPAD-subsettet'.

Endelig bør det pointeres, at nedenstående deskriptive statistik kun beskriver de observerede – og altså ikke de imputerede – data. Det er dog værd at bemærke, at der ikke synes at være konsensus i den eksisterende kriminologiske forskning om, hvorvidt deskriptiv statistik afrapporteres før eller efter imputation<sup>31</sup>.

---

<sup>31</sup> Som eksempler på kriminologiske studier, der afrapporterer deskriptiv statistik før imputering, kan Gruenewald & Pridemore (2011) og McDougall et al. (2016) nævnes, mens eksempler på kriminologiske studier, der afrapporterer deskriptiv statistik efter imputering, inkluderer Turanovic (2018) og Reid (2016).

**Tabel 1. Deskriptiv statistik før imputation**

Variable	EMCDDA afhængige variable				ESPAD afhængig variabel			
	n	$\bar{x}$ (SD)	min - max	NA %	n	$\bar{x}$ (SD)	min - max	NA %
<b>Uafhængig variabel</b>								
Gennemsnitlig renheds- og købekraftsjusteret kokainpris	133	234,34 (107,29)	74,59-639,66	40,63%	38	232,77 (104,86)	109,08-639,66	40,63%
<b>Afhængig variabel</b>								
Sidste-års-prævalensen blandt 15-64-årige i procent	61	0,76 (0,78)	0,10-3,10	72,77%	-	-	-	-
Sidste-månedes-prævalensen blandt 15-64-årige i procent	60	0,34 (0,35)	0,05-1,30	73,21%	-	-	-	-
Livstids-prævalensen blandt 15-16-årige i procent	-	-	-	-	60	2,34 (0,92)	1,00-5,36	6,25%
<b>Kontrolvariable</b>								
Kokainbeslaglæggelser per 100.000 indbyggere	208	11,56 (22,17)	0,01-106,31	7,14%	60	12,02 (23,00)	0,03-102,37	6,25%
Anmeldelser af pulverkokain-relateret kriminalitet per 100.000 indbyggere	197	15,47 (25,59)	0,13-112,79	12,05%	54	15,73 (26,63)	0,15-110,48	15,63%
Andelen af mænd i den 15-64-årige befolkning	224	49,83 (0,88)	48,15-52,11	0%	-	-	-	-
Andelen af 15-24-årige i den 15-64-årige befolkning	224	17,18 (2,21)	13,83-23,33	0%	-	-	-	-
<b>Variable brugt til at udregne andre variable</b>								
Gennemsnitlig grampris på kokain i euros	138	68,20 (13,91)	32,53-107,00	38,39%	38	71,12 (13,19)	44,65-99,00	40,63%
Gennemsnitlig renhed af kokain i procent	195	44,51 (12,94)	21,90-81,36	12,95%	58	45,58 (13,06)	21,90-81,36	9,38%
Prisniveausindeks, EU27, 2020 = 100	224	77,02 (18,86)	43,10-118,70	0%	64	76,78 (19,06)	43,10-118,30	0%
Antallet af kokainbeslaglæggelser	208	3594,30 (10.603,94)	2-49.156	7,14%	60	3666,25 (10955,71)	12-48.048	6,25%
Antallet af anmeldelser af pulverkokain-relateret kriminalitet	197	4884,37 (11944,28)	7-52.153	12,05%	54	5099,54 (12509,79)	8-49.603	15,63%
Befolkningstal, total	224	14.366.824,23 (17.010.575,08)	757.916-60.795.612	0%	64	14.340.060,00 (17.049.056,72)	757.916-60.795.612	0%
Befolkningstal, 15-64-årige	224	9.617.965,68 (11.275.625,87)	521.298-39.319.593	0%	-	-	-	-
Antallet af mænd i den 15-64-årige befolkning	224	4.806.995,17 (5.639.877,00)	255.917-19.566.348	0%	-	-	-	-
Antallet af 15-24-årige	224	1.576.184,35 (1.788.288,96)	112.151-6.074.165	0%	-	-	-	-
<b>Antal observationer (n)</b>	224				64			

Som det fremgår af tabel 1, udgøres den totale aggregerede studiepopulation af i alt 224 observationer (der jf. afsnit 6.5 er fordelt på 14 år og 15 [+1] lande), mens det tilsvarende tal for ESPAD-subsettet er 64 (fordelt på fire år og 15 [+1] lande). Sammenlignes de gennemsnitlige værdier af hver af de tre variable, der går igen i analysen af både den totale studiepopulation og ESPAD-subsettet, ses det, at forskellen mellem de to studiepopulationer er forholdsvis lille. Af den grund vil jeg i nedenstående afholde mig fra at sammenligne de to studiepopulationer yderligere for i stedet at koncentrere mig om at sammenligne de data, de to studiepopulationer er udgjort af, med hhv. hidtidige forskning og gennemsnittet for alle EMCDDA-medlemslandene.

Starter man en sådan sammenligning med at kigge på den renheds- og købekraftsjusterede pris, ses det i tabel 1, at et estimat over både den gennemsnitlige grampris og den gennemsnitlige renhed af pulverkokain var tilgængelig i 133 tilfælde for den totale studiepopulation og i 38 tilfælde for ESPAD-

subsettet, således at den gennemsnitlige renhedsjusterede grampris på kokain kunne udregnes. Denne renheds- og købekraftsjusterede grampris antog en gennemsnitlig værdi på 234,34€ i den totale studiepopulation og 232,77€ i ESPAD-subsettet. Disse gennemsnit er markant højere end i den hidtidige forskning (se f.eks. Dave, 2006, DeSimone & Farrelly, 2003 eller Saffer & Chaloupka, 1999). Dette kan dog med stor sandsynlighed forklares af det faktum, at den hidtidige forskning typisk er foretaget i USA, af den hidtidige forsknings alder, og af at den renhedsjusterede pris i nærværende tilfælde – ulig i den tidligere forskning – er influeret af store variationer i købekraften på tværs af geografiske enheder, hvilket afspejler sig i den store afstand mellem variabelens minimums- og maksimumsværdi (74,59€-639,66€ for den totale studiepopulation og 109,08€-639,66€ for ESPAD-subsettet).

Vendes blikket i stedet mod de af specialets afhængige variable, der er erhvervet gennem EMCDDA, ses det, at det samlede datasæt før imputation bestod af i alt 61 estimater over sidste-års-prævalensen af kokainforbrug og 60 estimater over sidste-måned-prævalensen af kokainforbrug, begge blandt den 15-64-årige befolkning. Disse estimater havde en gennemsnitsværdi på hhv. 0,76% og 0,34% - værdier, der i begge tilfælde er lavere end de prævalensestimater, der er afrapporteret i tidligere studier (se f.eks. Saffer & Chaloupka, 1999, der estimerer sidste-års- og sidste-måned-prævalensen blandt den generelle befolkning til at være hhv. 2% og 0,85%). Denne forskel skyldes dog formentlig dels, at den hidtidige forskning har undersøgt prævalensen i andre tidsperioder, og dels at den hidtidige forskning er foretaget i USA, hvor prævalensen af kokainforbrug generelt estimeres til at være højere end i Europa (UNODC, 2022).

For den sidste afhængige variabel – og den eneste afhængige variabel, der benyttes i ESPAD-subsettet – ses det i tabel 1, at den gennemsnitlige andel af 15-16-årige skoleelever, der har svaret ja til at have taget kokain mindst én gang, var 2,34% i de år, hvor ESPAD-data var indsamlet. Dette gennemsnitlige prævalensestimat er sammenlignet med den amerikanske pendant til ESPAD – Monitoring the Future – forholdsvis lavt. Således blev den gennemsnitlige livstids-prævalens af kokainforbrug blandt elever i 10. klasse i Monitoring the Future studiet estimeret til at være 3,45% i 2007, 2011, 2015 og 2019 (egne beregninger af tal fra Miech et al., 2023).

Kigger man i stedet på specialets kontrolvariable, ses det i tabel 1, at det gennemsnitlige antal af beslaglæggelser per 100.000 indbyggere var hhv. 11,56 i den samlede aggregerede studiepopulation og 12,02 i ESPAD-subsettet, mens det gennemsnitlige antal anmeldelser af pulverkokain-relateret kriminalitet var hhv. 15,47 og 15,73. Da det ikke har været muligt at identificere tidligere studier, der benytter disse eller tilsvarende variable, vil jeg i stedet sammenligne det gennemsnitlige antal beslaglæggelser og anmeldelser i studiepopulationen, med det gennemsnitlige antal beslaglæggelser og anmeldelser blandt de 29 lande mit datasæt bestod af, før jeg frasorterede data fra de i alt 14 lande, der havde 100% missing data i en eller flere variable (se afsnit 6.5) (men efter frasorteringen af data fra Storbritannien og frasorteringen af invalide data). Sammenligner man således gennemsnitsværdierne for hhv. den total studiepopulation og ESPAD-subsettet med gennemsnittet for de 29 EMCDDA-medlemslande (eks. Storbritannien), der indgik i det oprindelige datasæt, synes antallet af beslaglæggelser og antallet af anmeldelser af kokain-relateret kriminalitet i både studiepopulationen og ESPAD-subsettet at være forholdsvis lavt. Således var det gennemsnitlige antal beslaglæggelser per 100.000 indbyggere i det oprindelige datasæt 14,81 i perioden 2007-2020 og 15,02 i ESPAD-dataindsamlingsårene (egne beregninger af tal fra EMCDDA, 2022c og Eurostat, 2023a), mens de tilsvarende tal for det gennemsnitlige

antal pulverkokain-relaterede anmeldelser var hhv. 19,26 og 19,39 i de 29 EMCDDA-medlemslande efter frasorteringen af invalide data (egne beregninger af tal fra EMCDD, 2022a og Eurostat, 2023a).

Omvendt er den gennemsnitlige andel af mænd og unge i de 15 (+1) studerede europæiske lande kun marginalt forskellige fra den gennemsnitlige andel af mænd og unge i det oprindelige datasæt. Således ses det i tabel 1, at den gennemsnitlige andel af mænd i den 15-64-årige befolkning i de 15 (+1) undersøgte lande var 49,8% til sammenligning med 50,1% i de 29 EMCDDA-medlemslandene i det oprindelige datasæt (egne beregninger af tal fra Eurostat, 2023a, 2023b, 2023). Tilsvarende var den gennemsnitlige andel af 15-24-årige i studiepopulationen 17,2% i den 15-64-årige befolkning til sammenligning med 17,9% i de 29 EMCDDA-medlemslande (egne beregninger af tal fra Eurostat, 2023b, 2023d, 2023e).

Samlet set viser en deskriptiv analyse af både den totale studiepopulation og ESPAD-subsettet, at den gennemsnitlige renheds- og købekraftsjusterede grampris på kokain var høj i de 15 (+1) undersøgte lande sammenlignet med den hidtidige forskning, mens både sidste-års- og sidste-måned-prævalensen blandt 15-64-årige og livstids-prævalensen blandt 15-16-årige skoleelever omvendt var lav. Ovenstående deskriptive analyse viser desuden, at antallet af både beslaglæggelser og antallet anmeldelser af pulverkokain-relateret kriminalitet var lavere i både den totale studiepopulation og ESPAD-subsettet sammenlignet med gennemsnittet i de 29 EMCDDA-medlemslande, der indgik i datasættet før frasortering af data fra lande med 100% missing data i en eller flere variable. Omvendt synes de undersøgte 15 (+1) lande ikke at adskille sig bemærkelsesværdigt fra gennemsnittet for de 29 EMCDDA-medlemslandene mht. andelen af både mænd og unge.

## 7.2. Fixed effect OLS regressioner

### 7.2.1. Introduktion til aflæsning af tabeller

Resultaterne af analysen af sammenhængen mellem den renheds- og købekraftsjusterede pris på europæisk detail-kokain og europæeres forbrug heraf er præsenteret i nedenstående tabel 2. Inden disse resultater gennemgås, vil jeg dog først beskrive, hvordan tabel 2 – og dermed resultaterne af analysen – aflæses. Denne aflæsning tager først og fremmest udgangspunkt i en aflæsning af de regressionskoefficienter,  $\beta$ , der er præsenteret i tabellen. Helt overordnet kan disse koefficienter beskrives som et mål for, hvilke ændringer i de afhængige variable,  $Y_{i-3}$ , der er forbundet med ændringer i en given  $X$  eller  $Z$  variabel. I matematisk forstand kan denne sammenhæng  $Y$ ,  $X$  og  $Z$  beskrives vha. følgende overordnede formel for de tre fixed effect lineære OLS regressioner, der er præsenteret i tabel 2:

$$\ln(Y_{i...3})_{it} = \beta_i + \beta_t + \beta_1 \ln(X)_{it} + \beta_2 \ln(Z_1)_{it} + \dots \beta_k \ln(Z_k)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

hvor

$i$	=	et givent land
$t$	=	et givent år
$\beta_i$	=	konstantleddet for hvert land $i$
$\beta_t$	=	konstantleddet for hvert år $t$



$\ln(Y_{1..3})_{it}$	=	hver af de tre log-transformerede operationaliseringer af kokainforbrug i land $i$ og år $t$
$\ln(X)_{it}$	=	den log-transformerede renheds- og købekraftsjusterede kokainpris i land $i$ og år $t$
$\ln(Z_1)_{it}$	=	de log-transformerede kontrolvariable i land $i$ og år $t$
... $\ln(Z_k)_{it}$		
$\varepsilon_{it}$	=	fejleddet i land $i$ og år $t$

For simpelhedens skyld vil jeg, hvor det giver mening, beskrive alle variable på højre side af lighedstegnet som "forklarende variable".

Som beskrevet i afsnit 6.6.1 er samtlige af de inddragede variable log-transformeret. Givet denne transformation kan sammenhængen mellem de forklarende variable og forbruget af kokain beskrives således, at en ændring i 1% på de log-transformerede forklarende variable, vil være forbundet med en ændring på  $\beta\%$  i forbruget af kokain, når der kontrolleres for de øvrige, inddragede variable. I et hypotetisk scenarie, hvor koefficienten for prisen på kokain er -0,5, vil en 10% ændring i prisen på kokain altså alt andet lige være forbundet med et fald på 5% i forbruget af kokain.

I tabel 2 indeholder foruden koefficienterne også et estimat for standardfejlen for hver af de forklarende variable. Disse standardfejl, der er afrapporteret i parentes til højre for koefficienterne, er udtryk for hver af de estimerede koefficienters standardafvigelse. Standardfejlene bruges i den forbindelse som et udtryk for, hvor stor en usikkerhed der er forbundet med koefficienterne, således at større standardfejl indikerer større usikkerhed.

Foruden koefficienter og standardfejl indeholder tabel 2 desuden forklaringsgraden, adjusted- $R^2$ <sup>32</sup>. Dette mål opgøres på en skala fra 0 til 1 og beskriver, hvor stor en procentdel af variationen i hver af de fire afhængige variable, der kan forklares af de forklarende variable, der er inddraget i hver af de tre regressionsmodeller. Jo tættere på 1 adjusted- $R^2$  er, desto større en del af variationen i  $Y$  er altså forklaret af den givne model.

Endelig vil tabeller, der afrapporterer resultaterne af en regressionsanalyse, typisk indeholde en række asterisker. Disse asterisker bruges til at indikere sandsynligheden for tilfældigt at indsamle en stikprøve, der indikerer, at der er en sammenhæng mellem en given forklarende variabel og  $Y$ , hvis der i virkeligheden ikke er en sammenhæng mellem den forklarende variabel og  $Y$  i den population, stikprøven er indsamlet fra. Er sandsynligheden for en sådan tilfældighed acceptabelt lille, beskrives sammenhængen mellem den givne forklarende variabel og  $Y$  som *statistisk signifikant*. Dette markeres med hhv. "\*\*", "\*\*\*" og "\*\*\*\*" afhængigt af, om sandsynligheden for, at et givent koefficient- eller standardfejls-estimat er tilfældig, er under 5%, under 1% eller under 0,1%.

---

<sup>32</sup> At  $R^2$  er 'adjusted' indebærer, at målet er justeret for antallet af variable, der er inddraget i den givne model.

**Tabel 2. Fixed effect OLS regressioner**

	Sidste-års-prævalensen, 15-64-årige	Sidste-måned-prævalensen, 15-64-årige	Livstids-prævalensen, 15-16- årige skoleelever
	$\beta$ (robuste SE)	$\beta$ (robuste SE)	$\beta$ (robuste SE)
Log pris	-0,51 (0,57)	-0,32 (0,66)	0,08 (0,17)
Log anmeldelser	0,15 (0,44)	-0,31 (0,48)	-0,02 (0,13)
Log beslaglæggelser	-0,14 (0,25)	0,34 (0,32)	0,11 (0,09)
Log mænd, 15-64-årige	20,96 (25,33)	2,49 (26,37)	
Log unge, 15-64-årige	1,35 (1,46)	-0,77 (1,47)	
Log mænd, total population			
Adjusted R <sup>2</sup>	0,73	0,70	0,60
Antal observationer	224	224	64

### 7.2.2. Analyse af kontrolvariable

Indledes analysen af de resultater, der er afrapporteret i tabel 2, med en analyse af de inddragede kontrolvariable, ses det, at der alt andet lige *ikke* er signifikant sammenhæng mellem antallet af anmeldelser af pulverkokain-relaterede lovovertrædelser og forbruget af kokain. Ser man bort fra denne insignifikans, er det imidlertid interessant, at de resultater, der er afrapporteret i tabel 2, indikerer, at det varierer på tværs af de afhængige variable, hvilken indflydelse antallet af anmeldelser har på prævalensen af kokainforbrug. Således indikerer analysen af sidste-års-prævalensen blandt 15-64-årige, at andelen af en given befolkning, der har indtaget kokain inden for det sidste år, alt andet lige er positivt forbundet med antallet af kokain-relaterede anmeldelser per 100.000 indbyggere ( $\beta = 0,15$ ,  $p > 0,05$ ), mens der omvendt synes at være en negativ sammenhæng mellem antallet af anmeldelser og sidste-måned-prævalensen blandt 15-64-årige ( $\beta = -0,31$ ,  $p > 0,05$ ). Betragter man koefficienten for antallet af anmeldelser per 100.000 indbyggere i analysen af den sidste af de afhængige variable – nemlig livstids-prævalensen blandt 15-16-årige – synes størrelsen på denne koefficient ( $\beta = -0,02$ ,  $p > 0,05$ ) at indikere, at antallet af anmeldelser kun i meget begrænset omfang påvirker prævalensen blandt 15-16-årige skoleelever. Med det sagt er det givet den manglende signifikans ikke muligt at udelukke, at ovenstående resultater skyldes tilfældigheder.

Tilsvarende ses det i tabel 2, at koefficienterne for antallet af beslaglæggelser per 100.000 indbyggere er insignifikante i alle tre analyser, selvom det er interessant disse koefficienter indikere, at et større antal beslaglæggelser er forbundet med en større udbredelse af kokainforbrug, når dette kokainforbrug måles i både sidste-måned-prævalensen blandt 15-64-årige ( $\beta = 0,34$ ,  $p > 0,05$ ) og livstids-prævalensen blandt 15-16-årige ( $\beta = 0,11$ ,  $p > 0,05$ ). Omvendt synes der at være en negativ sammenhæng mellem sidste-års-prævalensen og antallet af beslaglæggelser ( $\beta = 0,15$ ,  $p > 0,05$ ), selvom det ikke kan udelukkes, at en sådan sammenhæng skyldes tilfældigheder givet manglen på signifikans.

Kigger man i stedet på de sociodemografiske kontrolvariable, ses det, at der heller ikke – alt andet lige – er en signifikant sammenhæng mellem en given befolknings kønsmæssige sammensætning og kokainforbrug, idet koefficienter for andelen af mænd er insignifikant i begge regressioner, der kontrollerer for køn. Tilsvarende indikerer tabel 2 også, at sammenhængen mellem kokainforbruget og den anden af de sociodemografiske variable – nemlig andelen af 15-24-årige – er insignifikant. Det er des-

uden værd at bemærke, at mens sammenhængen mellem andelen af mænd og andelen af kokainforbrugere er estimeres til at være positiv i begge regressioner, der kontrollerer for køn, varierer det på tværs af de to regressioner, der kontrollerer for alder, hvorvidt andelen af unge synes at være negativt eller positivt forbundet med det aggregerede kokainforbrug. Således estimeres både sidste-års- og sidste-måned-prævalensen til at være højere, når andelen af mænd i en given befolkning er højere ( $\beta = 20,96$ ,  $p > 0,05$  for sidste-års-prævalensen og  $\beta = 2,49$ ,  $p > 0,05$  for sidste-måned-prævalensen), mens andelen af 15-24-årige estimeres til at være positivt forbundet med kokainforbrug i analysen af sidste-års-prævalensen ( $\beta = 1,35$ ,  $p > 0,05$ ), men negativt forbundet med forbruget af kokain i analysen af sidste-måned-prævalensen ( $\beta = -0,77$ ,  $p > 0,05$ ). Givet den manglende statistiske signifikans kan det dog ikke udelukkes, at disse mønstre i virkeligheden skyldes tilfældigheder.

Samlet set indikerer de regressionsresultater, der er præsenteret i tabel 2, at der *ikke* er en signifikant sammenhæng mellem forbruget af kokain i de 15 (+1) undersøgte lande og hhv. antallet af anmeldelser af pulverkokain-relateret kriminalitet, antallet af beslaglæggelser af kokain, andelen af mænd eller andelen af 15-24-årige.

### 7.2.3. Analyse af den uafhængige variable

Vender man i stedet blikket mod speciallets uafhængige variable – dvs. den renheds- købekraftsjusterede pris – ses det, at både koefficienterne for sidste-års- og sidste-måned-prævalensen blandt 15-64-årige indikere, at den renheds- og købekraftsjusterede pris på kokain er negativt forbundet med forbruget af kokain ( $\beta = -0,51$ ,  $p > 0,05$  for sidste-års-prævalensen og  $\beta = -0,32$ ,  $p > 0,05$  for sidste-måned-prævalensen). Dermed peger koefficienterne for sammenhængen mellem pris og forbrug blandt 15-64-årige på, at højere renheds- og købekraftsjusterede kokainpriser er forbundet med et lavere aggregeret forbrug, mens lavere priser omvendt er forbundet med en større udbredelse af kokainforbrug. Tabel 2 illustrerer imidlertid også, at ingen af disse koefficienter er signifikante, og det kan derfor ikke udelukkes, at de resultater, der er afrapporteret i tabel 2, skyldes tilfældigheder, og ikke, at der faktisk er en negativ sammenhæng mellem prisen på og forbruget af kokain blandt 15-64-årige i de 15 (+1) undersøgte europæiske lande. Denne mangel på signifikans går igen i analysen af andelen af 15-16-årige skoleelever, der har indtaget kokain i deres livstid, og selvom det er bemærkelsesværdigt, at sammenhængen mellem kokainforbruget blandt skoleelever og prisen på kokain estimeres til at være positiv ( $\beta = 0,08$ ) – ulig sammenhængen mellem pris og de resterende operationaliseringer af kokainforbrug – betyder fraværet af signifikans, at det ikke er muligt at forkaste nulhypotesen om, at sammenhængen mellem livstids-prævalensen blandt 15-16-årige skoleelever og prisen på kokain er ikke-eksisterende.

Samlet set indikerer analysen af sammenhængen mellem prisen på og forbruget af kokain altså, at der ikke er en signifikant sammenhæng mellem den renheds- og købekraftsjusterede pris og forbruget heraf i de 15 (+1) undersøgte lande.

## 8. Diskussion

### 8.1. Fortolkning af analyse

Som beskrevet i afsnit 7.2, indikerer resultaterne af min analyse af sammenhængen mellem prisen på og forbruget af kokain, at forbruget af kokain i de 15 (+1) undersøgte, europæiske lande *ikke* er sensitivt over for pris – et fund, der går igen i samtlige af mine analyser. Således finder jeg ingen beviser for, at det observerede fald i den renhedsjusterede pris på kokain har haft en indvirkning på hverken sidste-års- eller sidste-måned-prævalensen blandt 15-64-årige eller livstids-prævalensen blandt 15-16-årige skoleelever. I nedenstående vil jeg fortolke disse resultater i relation til dels den hidtidige empiriske forskning i sammenhængen mellem narkotikaforbrug og -pris og dels de inddragede teoretiske perspektiver.

#### 8.1.1. Prævalensen af kokain forbrug blandt 15-64-årige

Kigger man først på resultaterne af min analyse af sammenhængen mellem pris og de to afhængige variable, der måler prævalensen i den 15-64-årige befolkning, synes dét, at jeg ikke finder en signifikant sammenhæng mellem pris og hhv. sidste-års- og sidste-måned-prævalensen blandt 15-64-årige at være overraskende set i lyset af både den hidtidige forskning og den inddragede teori. Således finder den hidtidige forskning, at prisen på kokain er signifikant og negativt forbundet med både sidste-måned- og sidste-års-prævalensen af kokainforbrug, når denne sammenhæng undersøges i den generelle befolkning (Saffer & Chaloupka, 1999; DeSimone & Farrelly, 2003; Schifano & Corkery, 2008). Også i lyset af den inddragede teori synes specialets resultater at være overraskende, fordi både den inddragede mikroøkonomiske og kriminologiske teori peger på, at et fald i prisen på kokain vil øge den enkelte forbrugers incitamentet for at forbruge kokain og derigennem også prævalensen af kokainforbrug.

Ser man nærmere på sidstnævnte argumentation, beskrev jeg i afsnit 3.3, hvordan det med udgangspunkt i Clarke og Cornish rational choice perspektiv er muligt at forklare sammenhængen mellem pris og antallet af personer, der forbruger kokain, med, at ændringer i prisen på kokain vil kunne medføre, at personer, der har accepteret narkotikas nytteoptimerende egenskaber, vil have et større incitament til at vælge kokain frem for andre midler, der potentielt kan gøre det muligt at opnå det samme mål, som et forbrug af kokain ville kunne. Denne forklaring synes at være i overensstemmelse med det faktum, at den eksisterende forskning i sammenhængen mellem narkotikapriser og -forbrug peger på, at ændringer i prisen på ét narkotikum relativt til et andet narkotikum kan medføre, at forbrugere substituerer det dyreste af de to narkotika med det billigste (se f.eks. Jofre-Bonet & Petry, 2008). Givet denne argumentation kan en mulig forklaring på, at jeg ikke finder en signifikant sammenhæng mellem prisen på kokain og andelen af den 15-64-årige befolkning, der har indtaget kokain inden for hhv. det sidste år og den sidste måned, være, at den renheds- og købekraftsjusterede pris på kokain kun er faldet relativt til sig selv, men ikke relativt til prisen på andre narkotika. Set i lyset af en sådan forklaring er det interessant, at EMCDDA's seneste *Europæisk narkotikarapport* indikerer, at også den renhedsjusterede pris på både amfetamin og heroin er faldet i perioden 2010-2020 (EMCDDA, 2022).

En anden potentiel forklaring på, at jeg ulig den hidtidige forskning ikke finder en signifikant sammenhæng mellem forbrug og pris, er desuden, at langt størstedelen af den hidtidige forskning i sammenhængen mellem prævalensen af narkotikaforbrug og pris er fortaget i USA (Payne et al., 2020).

Set i forlængelse heraf er en mulig fortolkning af specialets resultater derfor, at dét, at jeg – ulig den hidtidige forskning – ikke finder en sammenhæng mellem prævalensen blandt 15-64-årige og pris, skyldes, at eksistensen af en sådan sammenhæng vil afhænge af, hvilket land og hvilken kontekst sammenhængen undersøges i. Sagt med andre ord, kan specialets resultater betragtes som en indikation af, at sammenhængen mellem pris og prævalens blandt 15-64-årige er betinget af faktorer relateret til geografi og kultur, som f.eks. forskelle i den kulturelle accept af kokainforbrug, forskelle i tilgængeligheden af kokain eller forskelle i, hvor store de negative konsekvenser af kokainforbrug vurderes at være.

### **8.1.2. Livstids-prævalensen blandt 15-16-årige skoleelever**

I ovenstående beskrev jeg, hvordan dét, at jeg ikke finder beviser for, at pris har en signifikant indvirkning på hhv. sidste-års- og sidste-måned-prævalensen blandt 15-64-årige, er overraskende, den eksisterende forskning taget i betragtning. Omvendt synes det faktum, at jeg ikke finder en signifikant sammenhæng mellem livstids-prævalensen blandt 15-16-årige og prisen på kokain, imidlertid at være i overensstemmelse med den hidtidige forskning. Det bør dog bemærkes, at det hverken var muligt at identificere tidligere studier, der undersøgte sammenhængen specifikt blandt 15-16-årige skoleelever, eller tidligere studier, der undersøgte sammenhængen mellem pris og livstids-prævalensen blandt unge. Disse begrænsninger til trods er det bemærkelsesværdigt, at overvægten af den hidtidige forskning i sammenhængen mellem pris og forbrug blandt unge finder, at unges forbrug af kokain er uafhængigt af prisen på kokain – både når denne sammenhæng måles i sidste-års- (Grossman, 2005) og sidste-måned-prævalensen (Chaloupka et al., 1998<sup>33</sup>; DiNardo, 1993) blandt high-school seniors, og når sammenhængen måles i sidste-års-prævalensen blandt 12-17-årige (DeSimone & Farrelly, 2003)<sup>34</sup>.

Sammenlignes disse resultater med Clarke og Cornish rational choice perspektiv synes en mulig forklaring på, at hverken jeg eller den hidtidige forskning finder en sammenhæng mellem pris og prævalensen af kokain forbrug blandt unge, at være, at unge vurderer de omkostninger og risici, der er forbundet med at forbruge kokain, anderledes, end den generelle befolkning gør det. I forlængelse heraf er det muligt, at faktorer som frygten for misbilligelse fra forældre, uddannelsesmæssige konsekvenser og – i tilfælde af at den unge er hjemmeboende – risikoen for at blive opdaget har så stor en afskrækkende effekt på unge, at selv ikke store pris-forårsagede stigninger i incitamentet for at forbruge kokain vil kunne medføre, at en beslutning om at indtage kokain betragtes som rationel. Derudover synes en plausibel forklaring på den manglende sammenhæng mellem pris og prævalensen blandt unge også være, at 15-16-årige vil være mindre tilbøjelige til at befinde sig steder, hvor kokainforbrug typisk vil foregå – herunder specielt på natklubber (EMCDDA, 2022). Denne forklaring understøttes af det faktum, at kriminelles valg om at begå kriminalitet – eller i dette tilfælde narkotikakøberes beslutning om at købe og indtage kokain – jf. rational choice perspektivet vil være influeret af tilgængeligheden af lette muligheder for at begå den givne kriminelle handling (Clarke & Cornish, 1985).

---

<sup>33</sup> Bemærk dog, at Chaloupka et al. (1998) kun finder en insignifikant sammenhæng mellem pris og sidste-måned-forbrug i en af de to tværsnitsundersøgelser, de to forfattere benytter til at estimere pris' indflydelse på high-school seniors' sidste-måned-forbrug

<sup>34</sup> Det er imidlertid også muligt at identificere studier, der finder en signifikant sammenhæng mellem pris og prævalensen af kokainforbrug blandt unge (se f.eks. Chaloupka et al., 1998 og Grossman & Chaloupka, 1998).

## 8.2. Metodiske refleksioner

I ovenstående afsnit 8.1.1 beskrev jeg, hvordan en mulig forklaring på dét, at jeg ulig den hidtidige forskning ikke finder en signifikant sammenhæng mellem pris og hhv. sidste-års- og sidste-måned-prævalensen af kokainforbrug blandt 15-64-årige, kan være, at størstedelen af den hidtidige forskning er foretaget i USA. I forlængelse heraf er det muligt, at dét, at jeg ikke finder beviser for, at det observerede fald i den renheds- og købekraftsjusterede pris på kokain havde en indvirkning på europæeres forbrug af kokain, kan skyldes, at sammenhængen mellem pris og forbrug kan forklares af faktorer relateret til geografi og kultur.

En alternativ tilgang til at forklare det faktum, at jeg i specialet ikke finder beviser for, at de resultater, den hidtidige forskning har fundet i USA, er replicerbare i de 15 (+1) undersøgte europæiske lande, er imidlertid at kigge på det datagrundlag, som hhv. den hidtidige forskning og dette speciale er baseret på. En sådan tilgang til at forklare specialets resultater er præsenteret i nedenstående afsnit 8.2.1, mens jeg i afsnit 8.2.2 vil reflektere over, hvilke implikationer mit valg af metode har haft for mine resultater.

### 8.2.1. Datakvalitet

Som beskrevet i afsnit 4.3 og 5.2 er nogle af de største begrænsninger, som specielt de inddragede EMCDDA-data sætter for besvarelsen af specialets problemformulering, at disse data dels er indsamlet på forskellige måder og fra forskellige kilder i forskellige lande, og dels at data sjældent er tilgængelige for alle lande i alle år. Ses disse begrænsninger i relation til de tilsvarende amerikanske data, synes en iøjnefaldende forskel at være, at de amerikanske data dels er indsamlet systematisk, dels er indsamlet årligt (eller i STRIDE-dataenes tilfælde, kontinuerligt), og dels er indsamlet på samme måde og fra samme kilder på tværs af amerikanske stater og år. Således benytter samtlige af de identificerede amerikanske studier, der undersøger sammenhængen mellem prævalensen af kokainforbrug og prisen på kokain, pris- og renhedsdata fra System to Retrieve Information from Drug Evidence (herefter: STRIDE) og prævalensdata fra enten Monitoring the Future (herefter: MTF) eller National Household Survey on Drug Abuse (herefter: NHSDA), der begge er nationale, årlige spørgeskemaundersøgelser. Kigger man specifikt på de STRIDE-pris- og renhedsdata, den amerikanske forskning benytter, udgøres disse data – modsat EMCDDA's data – ikke af aggregerede gennemsnit, men i stedet af informationer indsamlet af agenter fra the US Drug Enforcement Administration og narkobetjente i forbindelse med undercover køb af narkotika (Saffer & Chaloupka, 1999; Caulkins, 2007). Disse informationer tæller – foruden informationer om renheden og prisen på et givent kokainkøb – også information om kokainkøbets vægt. Således har STRIDE-dataene ikke alene den fordel, at de tillader, at den renhedsjusterede pris på kokain udregnes på transaktionsniveau (i stedet for på et aggregeret niveau), men også at denne renhedsjusterede pris korrigeres for et af narkotikaprisers største kendetegn: Nemlig eksistensen af mængderabat (se afsnit 2.1.2) (Caulkins & Reuter, 1998).

Samlet set synes der altså at være væsentlige kvalitetsmæssige forskelle mellem de data, den amerikanske forskning er baseret på, og de EMCDDA data, jeg har benyttet mig af i dette speciale. Selvom dét, at STRIDE-, MTF- og NHSDA-dataene har visse fordele, ikke betyder, at disse data er immune overfor nogle af de samme validitetsmæssige udfordringer, som de data, jeg benytter mig af i dette

speciale (herunder begrænsninger relateret til repræsentativiteten af pris- og renhedsdata<sup>35</sup> og validiteten af spørgeskemadata), synes en rimelig konklusion ikke desto mindre at være, at det amerikanske datagrundlag i langt højere grad muliggør en (præcis) undersøgelse af sammenhængen mellem pris og forbrug. Omvendt kan manglen på præcision i de data, jeg har benyttet mig af i dette speciale (se afsnit 4.3), potentielt forklare, hvorfor jeg modsat den hidtidige amerikanske forskning ikke finder nogen signifikant sammenhæng mellem prævalensen af kokainforbrug blandt 15-64-årige og pris.

### 8.2.2. Metodiske implikation

Udover at sammenligne specialets datagrundlag med den hidtidige forsknings datagrundlag, synes en relevant metodisk refleksion også at være, hvilke implikationer mine metodevalg har for specialets resultater.

Som beskrevet i ovenstående og i afsnit 5.3.2, var en af de største udfordringer ved brugen af EMCDDA-dataene, at disse data – ulig de amerikanske data, jeg har beskrevet i ovenstående – indeholdt et stort antal missing data. Denne udfordring valgte jeg som bekendt at løse gennem multiple imputation, fordi regressioner foretaget på baggrund af denne metode resulterer i mindre biased resultater sammenlignet med andre metoder til at håndtere missing data (Honaker et al., 2011). Er andelen af missing data – som i mit tilfælde – stort, vil en sådan tilgang til at mindske bias imidlertid som udgangspunkt ske på bekostning af større standardfejl og p-værdier og dermed også mindre præcision (R. A. Hughes et al., 2019; Huntington-Klein, 2021). Således medfører eksistensen og omfanget af missingness i de data, jeg har benyttet mig af i dette speciale, at specialets resultater er behæftet med usikkerhed – en usikkerhed, der potentielt kan forklare det faktum, at jeg ikke finder en signifikant sammenhæng mellem forbrug og pris, selvom de koefficienter, der estimeres i både analysen af sidste-års- og sidste-månedes-prævalensen blandt 15-64-årige, indikerer, at forbruget af kokain er negativt forbundet med pris. En sådan fortolkning synes desuden at være understøttet af det faktum, at *ingen* af de estimerede koefficienter – herunder hverken koefficienterne for den uafhængige variabel og de inddragede kontrolvariable – var signifikante.

Foruden brugen af multiple imputation indebar min håndtering af de metodiske udfordringer, der er forbundet med brugen af data, som bekendt også, at jeg benyttede mig af fixed effects, fordi brugen af fixed effects gjorde det muligt at kontrollere for uobserverede lande- og tidseffekter, der potentielt kunne forklare sammenhængen mellem pris og forbrug. Ligesom det er tilfældet for multiple imputation, er en af implikationerne ved denne metode imidlertid, at brugen af fixed effect resulterer i højere standardfejl og derfor også højere p-værdier (Allison, 2009). Af den grund beskrives resultater estimeret vha. fixed effects modeller ofte som konservative, fordi disse resultater typisk vil underestimere den faktiske sammenhæng mellem et givent sæt  $X$  og  $Y$  variable (Collischon & Eberl, 2020). Selvom valget af fixed effect – ulig valget af multiple imputation – ikke (udelukkende) var et resultat af mangler i de inddragede data, er det således værd at bemærke, at inddragelsen af fixed effects betyder, at den faktiske sammenhæng mellem forbruget af og prisen på kokain i de 15 (+1) undersøgte lande, højst sandsynligt er underestimeret i dette speciale.

---

<sup>35</sup> Se Caulkins (2007) for en beskrivelse af STIDE dataenes styrker og svagheder.

### 8.3. Videre forskning

I ovenstående har jeg beskrevet en række mulige forklaringer på, hvorfor mine analyser indikerer, at det observerede fald i den renheds- og købekraftsjusterede pris på kokain ikke har haft en indflydelse på kokainforbruget i de 15 (+1) undersøgte lande. Selvom videre forskning med fordel kan undersøge samtlige af disse mulige forklaringer, synes følgende forklaringer at være specielt interessante: 1) Sammenhængen mellem prisen på og forbruget af kokain afhænger af prisen på og forbruget af andre narkotika, 2) Sammenhængen mellem pris og forbrug afhænger af, hvilke(t) land(e) sammenhængen undersøges i, 3) De tilgængelige data tillader ikke en præcis undersøgelse af sammenhængen mellem pris og forbrug, og 4) De anvendte metoder producerer konservative resultater, og det er derfor muligt, at sammenhængen mellem forbrug og pris er underestimeret i dette speciale. I nedenstående vil jeg derfor kort beskrive, hvordan videre forskning kunne undersøge, hvorvidt disse forklaringer på specialets resultater er plausible.

Starter man med at kigge på den første af disse mulige forklaringer, kunne plausibiliteten af denne forklaring testes gennem en undersøgelse af dels, hvorvidt den renhedsjusterede pris på amfetamin og heroin er faldet lige så meget som den renhedsjusterede pris på kokain, og dels i hvor høj grad ændringer i prisen på ét narkotikum påvirker forbruget af et andet – et spørgsmål der også har tiltrukket sig opmærksomhed i den hidtidige forskning (se f.eks. Saffer & Chaloupka, 1999 eller Jofre-Bonet & Petry, 2008).

Vender man i stedet blikket mod den anden af de mulige forklaringer, kan videre forskning med fordel undersøge, hvorvidt den observerede sammenhæng – eller rette sagt manglen på samme – også kan identificeres i andre europæiske lande end de 15 (+1) lande, jeg har undersøgt i dette speciale, eller hvorvidt specialets resultater er replicerbare internt i de 15 (+1) undersøgt lande.

Ses potentialet for videre forskning i stedet i lyset af den tredje forklaring på specialets resultater, synes et af de største fund i dette speciale at være, at der er væsentlige begrænsninger forbundet med de kokain-relaterede data, der er tilgængelige igennem EMCDDA. Givet disse begrænsninger synes det at være relevant at undersøge, dels hvordan kvaliteten af de inddragede EMCDDA kan højnes, og dels hvorvidt en undersøgelse af sådanne forbedrede data giver anledning til andre resultater, end dem, dettes speciales analyse resulterer i.

En sådan forbedring af EMCDDA's data synes desuden at gøre det muligt at teste, i hvor høj grad dét, at jeg ikke finder beviser for, at der er en signifikant sammenhæng mellem prisen på og forbruget af kokain, skyldes den usikkerhed, der er forbundet med dels, at data er missing for mange lande i mange år, og dels at jeg som en konsekvens heraf benytter mig af multiple imputation. I forlængelse heraf kunne fremtidig forskning også med fordel undersøge, hvorvidt specialets resultater er replikerbare, hvis alternative metoder til at håndtere dels missing data og dels lande- og tids-effekter benyttes, herunder navnlig random effects modeller.



## 9. Konklusion

At dømme efter tal fra det Europæiske Overvågningscenter for Narkotika og Narkotikamisbrug (EMCDDA), er der i det sidste årti sket en substantiel stigning i renheden af europæisk kokain, mens prisen på den kokain, der sælges i Europa, har forholdt sig forholdsvist stabilt. Ses disse udviklinger samlet, er der sket et betragteligt fald i den pris, kokainforbrugere betaler per gram rent kokain. Motiveret af disse udviklinger i hhv. prisen på og renheden af europæisk kokain, har jeg i dette speciale undersøgt følgende problemformulering:

*Hvilken indvirkning har ændringerne i den renhedsjusterede pris på kokain i Europa haft på europæeres kokainforbrug i perioden 2007 til 2020?*

I min besvarelse af denne problemformulering har jeg ladet mig inspirere af den del af den kriminologiske litteratur, der med udgangspunkt i økonomisk teori om incitament, afskrækkelse og rationalitet undersøger, hvordan samfundsøkonomiske ændringer påvirker kriminel adfærd.

For at gøre det muligt dels at bidrage til besvarelsen af dette overordnede spørgsmål og dels at besvare specialets problemformulering, har jeg benyttet mig af nationale pris-, renheds- og prævalensdata fra EMCDDA samt nationale prævalensdata fra European School Survey on Alcohol and Other Drugs. Kombineret med multiple imputation gjorde disse data det muligt at estimere sammenhængen mellem prisen på og forbruget af kokain i i alt 15 europæiske lande i den fjortenårige periode 2007-2020.

Denne estimering tog sit udgangspunkt i tre lineære regressionsmodeller med fixed lande- og års-effekter. Disse modeller viste overordnet, at de observerede ændringer i den renhedsjusterede pris på kokain i Europa *ikke* har haft en signifikant indflydelse på det aggregerede kokainforbrug i de 15 undersøgte europæiske lande – et fund, der synes at være robust uafhængigt af, hvorvidt forbruget af kokain måles i sidste-års- og sidste-måned-prævalensen blandt 15-64-årige eller i livstids-prævalensen blandt 15-16-årige skoleelever.

Således indikerer specialets resultater, at forbruget af kokain i de 15 undersøgte lande ikke har været sensitivt over for de nylige udviklinger i den renhedsjusterede pris – et fund, der ved første øjekast synes at have positive implikationer for den europæiske folkesundhed. Disse positive implikationer synes imidlertid at være overskygget af det faktum, at specialets undersøgelse af sammenhængen mellem prisen på og forbruget af kokain i Europa var udfordret af begrænsninger i de inddragede data – begrænsninger, der både kom til udtryk igennem manglende data og en mangel på systematisering af indsamlingen af disse data.

Set i lyset af disse mangler synes et af specialets største fund at være, at der er væsentlige datamæssige begrænsninger forbundet med at studere sammenhængen mellem narkotikapriser og -forbrug i Europa – mangler, der potentielt kan have en indvirkning på forskningens evne til at undersøge en af de

mest centrale mekanismer for tiltag, der søger at begrænse udbuddet af narkotika: Nemlig prisstigningers indflydelse på det aggregerede narkotikaforbrug.

## Referencer

- [Unavngiven illustration af udbuds-/efterspørgselsdiagrammet]. (s.d.). Rentabilitet.dk. [https://rentabilitet.dk/opgaver/wp-content/uploads/2017/01/img\\_5882921ea59c7.png](https://rentabilitet.dk/opgaver/wp-content/uploads/2017/01/img_5882921ea59c7.png)
- Allison, P. D. (2009). *Fixed Effects Regression Models*. SAGE Publications, Inc.
- Andersen, L. B. (2012). Forskningskriterier. I L. B. Andersen, K. M. Hansen, & R. Klemmensen (red.), *Metoder i statskundskab* (2. udg.) (s. 97-116). Hans Reitzels Forlag.
- Andersen, L. B., Binderkrantz, A. S., & Hansen, K. M. (2012). Forskningsdesign. I L. B. Andersen, K. M. Hansen, & R. Klemmensen (red.), *Metoder i statskundskab* (2. udg.) (s. 66-96). Hans Reitzels Forlag.
- Baccini, M. & Carreras, G. (2014). Analyzing the effect of selected control policy measures and socio-demographic factors on alcoholic beverage consumption in Europe within the Amphora Project: Statistical Methods. *Substance Use & Misuse*, 49(12), 1546–1554. <https://doi.org/10.3109/10826084.2014.913388>
- Barratt, M. J., Ferris, J. A., Zahnow, R., Palamar, J. J., Maier, L. J., & Winstock, A. R. (2017). Moving on from representativeness: Testing the utility of the Global Drug Survey. *Substance Abuse: Research and Treatment*, 11, 117822181771639. <https://doi.org/10.1177/1178221817716391>
- Bretteville-Jensen, A. L. (1999). Gender, heroin consumption and economic behaviour. *Health Economics*, 8(5), 379–389. [https://doi.org/10.1002/\(sici\)1099-1050\(199908\)8:5<379::aid-hec458>3.0.co;2-j](https://doi.org/10.1002/(sici)1099-1050(199908)8:5<379::aid-hec458>3.0.co;2-j)
- Bretteville-Jensen, A. L. (2006). Drug demand – initiation, continuation and quitting. *De Economist*, 154(4), 491–516. <https://doi.org/10.1007/s10645-006-9027-9>
- Bretteville-Jensen, A. L., Storti, C. C., Kattau, T., Mikulic, S., Trigueiros, F., Papamalis, F., Piscociu, L., & Tsarev, S. (2017). *Public expenditure on supply reduction policies*. Council of Europe. [https://www.emcdda.europa.eu/system/files/publications/4631/Public\\_expenditure\\_Pompidou\\_Group EMCDDA.pdf](https://www.emcdda.europa.eu/system/files/publications/4631/Public_expenditure_Pompidou_Group EMCDDA.pdf)
- Brunt, T. M., van Laar, M., Niesink, R. J. M., & van den Brink, W. (2010). The relationship of quality and price of the psychostimulants cocaine and amphetamine with health care outcomes. *Drug and Alcohol Dependence*, 111(1-2), 21–29. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2010.02.023>
- Caulkins, J. P. & Padman, R. (1993). Quantity discounts and quality premia for illicit drugs. *Journal of the American Statistical Association*, 88(423), 748–757. <https://doi.org/10.1080/01621459.1993.10476335>
- Caulkins, J. P. & Reuter, P. (1998). What price data tell us about drug markets. *Journal of Drug Issues*, 28(3), 593–612. <https://doi.org/10.1177/002204269802800302>
- Caulkins, J. P. (1994). *Developing price series for cocaine* (report nr. MR-317-DPRC). RAND Corporation. [https://www.rand.org/pubs/monograph\\_reports/MR317.html](https://www.rand.org/pubs/monograph_reports/MR317.html)
- Caulkins, J. P. (1995). Domestic geographic variation in illicit drug prices. *Journal of Urban Economics*, 37(1), 38–56. <https://doi.org/10.1006/juec.1995.1003>
- Caulkins, J. P. (2001). Drug prices and emergency department mentions for cocaine and heroin. *American Journal of Public Health*, 91(9), 1446–1448. <https://doi.org/10.2105/ajph.91.9.1446>

- Caulkins, J. P. (2007). Price and purity analysis for illicit drug: Data and Conceptual Issues. *Drug and Alcohol Dependence*, 90(Suppl. 1), S61–S68. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2006.08.014>
- Chaloupka, F. J., Grossman, M., & Tauras, J. A. (1998). *The Demand for Cocaine and Marijuana by Youth* (NBER Working Paper nr. 6411). <https://www.nber.org/papers/w6411>
- Chamlers, J., Bradford, D., & Jones, C. G. A. (2009). How do methamphetamine users respond to changes in methamphetamine price. *Crime and Justice Bulletin*, 134, 1–16. <https://www.bocsar.nsw.gov.au/Publications/CJB/cjb134.pdf>
- Clarke, R. V. & Cornish, D. B. (1985). Offenders' Decisions: A Framework for Research and Policy. *Crime and Justice*, 6, 147–185. <https://doi.org/10.1086/449106>
- Cornish, D. & Clarke, R. (2014). Introduction. I *The Reasoning Criminal: Rational Choice Perspectives on Offending* (s. 1-15). Transaction Publishers. (Originalt værk publiceret i 1986).
- Cullen, F. T., Agnew, R., & Wilcox, P. (2018). Reviving Classical Theory: Deterrence and Rational Choice Theories. I *Criminological Theory: Past to Present* (6. udg.) (s. 353-366). Oxford University Press.
- Dave, D. (2004a, august). *Illicit Drug Use Among Arrestees and Drug Prices* (NBER Working Paper nr. 10648). <http://www.nber.org/papers/w10648>
- Dave, D. (2004b, juni). *The Effects of Cocaine and Heroin Prices on Drug-Related Emergency Department Visits* (NBER Working Paper nr. 10619). <http://www.nber.org/papers/w10619>
- Dave, D. (2006). The effects of cocaine and heroin price on drug-related emergency department visits. *Journal of Health Economics*, 25(2), 311–333. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2005.08.003>
- de Vaus, D. (2001). *Research Design in Social Research*. SAGE Publications
- DeSimone, J. & Farrelly, M. C. (2003). Price and enforcement effects on cocaine and marijuana demand. *Economic Inquiry*, 41(1), 98–115. <https://doi.org/10.1093/ei/41.1.98>
- DiNardo, J. (1993). Law enforcement, the price of cocaine and cocaine use. *Mathematical and Computer Modelling*, 17(2), 53–64. [https://doi.org/10.1016/0895-7177\(93\)90239-u](https://doi.org/10.1016/0895-7177(93)90239-u)
- Eriksen, J. & Etzerodt, S. F. (2019). Time-series cross-section analyser i komparativ politisk økonomi. *Metode & Forskningsdesign*, 3, 24–55. <https://journals.aau.dk/index.php/mf/article/view/3400>
- European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction & European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs. (2021). *ESPAD 2019 Methodology: Methodology of the 2019 European School Survey Project on Alcohol and other Drugs*. [http://www.espad.org/sites/espad.org/files/TDO221506ENN\\_002.pdf](http://www.espad.org/sites/espad.org/files/TDO221506ENN_002.pdf)
- European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction & Europol. (2022). *EU Drug Market: Cocaine – In-depth analysis*. [https://www.emcdda.europa.eu/publications/eu-drug-markets/cocaine\\_en](https://www.emcdda.europa.eu/publications/eu-drug-markets/cocaine_en)
- European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction. (2005). *Differences in patterns of drug use between women and men*. [https://www.emcdda.europa.eu/system/files/media/publications/documents/387/TDS\\_gender\\_64783.pdf](https://www.emcdda.europa.eu/system/files/media/publications/documents/387/TDS_gender_64783.pdf)

- European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction. (2011). *Annual Report 2011: The State of the Drugs Problem in Europe*. <https://op.europa.eu/en/publication-detail/-/publication/32d51c34-903a-42df-a954-215f1f9926fo/language-en>
- European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction. (2016). *European Drug Report 2016: Trends and Developments*. <https://www.emcdda.europa.eu/system/files/publications/2637/TDAT16001ENN.pdf>
- European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction. (2021, s.d.). *Statistical Bulletin 2021 – methods and definitions for prevalence of drug use statistics*. <https://www.emcdda.europa.eu/data/stats2021/methods/gps>
- European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction. (2022, s.d.-a). *Statistical Bulletin 2022 – methods and definitions for drug law offences*. <https://www.emcdda.europa.eu/data/stats2022/methods/dlo>
- European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction. (2022, s.d.-b). *Statistical Bulletin 2022 – methods and definitions for price, purity and potency*. <https://www.emcdda.europa.eu/data/stats2022/methods/ppp>
- European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction. (2022, s.d.-c). *Statistical Bulletin 2022 – methods and definitions for seizure of drugs*. [https://www.emcdda.europa.eu/data/stats2022/methods/szr\\_en](https://www.emcdda.europa.eu/data/stats2022/methods/szr_en)
- European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction. (2022a). *Drug law offences > Offences by drug > Cocaine (powder) > Total* (DLO-03-7). [Datasæt]. [www.emcdda.europa.eu/data/stats2022#displayTable:DLO-03-7](http://www.emcdda.europa.eu/data/stats2022#displayTable:DLO-03-7)
- European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction. (2022b). *European Drug Report 2022: Trends and Developments*. <https://www.emcdda.europa.eu/system/files/publications/14644/TDAT22001ENN.pdf>
- European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction. (2022c). *Seizures of drugs > Number of seizures > Stimulants > Cocaine* (SZR-1-3-1). [Datasæt]. [www.emcdda.europa.eu/data/stats2022#displayTable:SZR-1-3-1](http://www.emcdda.europa.eu/data/stats2022#displayTable:SZR-1-3-1)
- European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction. (s.d.-a). *Founding and early history of the EMCDDA*. [https://www.emcdda.europa.eu/about/history\\_en](https://www.emcdda.europa.eu/about/history_en)
- European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction. (s.d.-b). *Reitox network of national focal points*. [https://www.emcdda.europa.eu/about/partners/reitox\\_en](https://www.emcdda.europa.eu/about/partners/reitox_en)
- European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs. (s.d.). *Purpose & Methodology*. <http://www.espad.org/purpose-methodology>
- Eurostat. (2023a). *Population on 1 January by broad age group and sex* (Age class: Total, Sex: Total, Time: 1995-2022). [Datasæt]. [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/DEMO\\_PJANBROAD\\_custom\\_6363376/default/table?lang=en](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/DEMO_PJANBROAD_custom_6363376/default/table?lang=en)
- Eurostat. (2023b). *Population on January by broad age group and sex* (Age class: From 15 to 64 years, Sex: Total, Time: 2007-2020). [Datasæt]. [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/DEMO\\_PJANBROAD\\_custom\\_6363384/default/table?lang=en](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/DEMO_PJANBROAD_custom_6363384/default/table?lang=en)

- Eurostat. (2023c). *Population on January by broad age group and sex* (Age class: From 15 to 64 years, Sex: Males, Time: 2007-2020). [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/DEMO\\_PJANBROAD\\_custom\\_6363398/default/table?lang=en](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/DEMO_PJANBROAD_custom_6363398/default/table?lang=en)
- Eurostat. (2023d). *Population on 1 January by age group and sex* (Age class: From 15 to 19 years, Sex: Total, Time: 2007-2020). [Datasæt]. [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/DEMO\\_PJANGROUP\\_custom\\_6363336/default/table?lang=en](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/DEMO_PJANGROUP_custom_6363336/default/table?lang=en)
- Eurostat. (2023e). *Population on 1 January by age group and sex* (Age class: From 20 to 24 years, Sex: Total, Time: 2007-2020). [Datasæt]. [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/DEMO\\_PJANGROUP\\_custom\\_6363404/default/table?lang=en](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/DEMO_PJANGROUP_custom_6363404/default/table?lang=en)
- Frølich, H., Hassing, J., Hay, P.V.E., Mortensen, R., Poulsen, & M., Størup, G. (2023). Prisdannelse. I J. Hassing (red.), *Økonomisk grundforløb* (s. 222-242). System. <https://og.sys-time.dk/?id=222>.
- Gelman, A. & Hill, J. (2007). Linear regression: the basics. I *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models* (s. 31-52). Cambridge University Press
- Graham, J. W., Olchowski, A. E., & Gilreath, T. D. (2007). How many imputations are really needed? some practical clarifications of multiple imputation theory. *Prevention Science*, 8(3), 206–213. <https://doi.org/10.1007/s11121-007-0070-9>
- Grossman, M. & Chaloupka, F. J. (1998). The demand for cocaine by young adults: A rational addiction approach. *Journal of Health Economics*, 17(4), 427–474. [https://doi.org/10.1016/S0167-6296\(97\)000-46-5](https://doi.org/10.1016/S0167-6296(97)000-46-5)
- Grossman, M. (2005). Individual Behaviours and Substance Use: The Role of Price. I B. Lindberg & M. Grossman (red.), *Substance Use: Individual, Behaviour, Social Interactions, Markets and Politics* (vol. 16) (s. 15-39). Emerald Group Publishing Limited
- Gruenewald, J. & Pridemore, W. A. (2011). A comparison of ideologically-motivated homicides from the new extremist crime database and homicides from the supplementary homicide reports using multiple imputation by chained equations to handle missing values. *Journal of Quantitative Criminology*, 28(1), 141–162. <https://doi.org/10.1007/s10940-011-9155-5>
- Hansen, K. M., Lolle, H., & Klemmensen, R. (2012). Lineær regression (OLS). I L. B. Andersen, K. M. Hansen, & R. Klemmensen (red.), *Metoder i statskundskab* (2. udg.) (s. 384-400). Hans Reitzels Forlag
- Honaker, J., King, G., & Blackwell, M. (2011). Amelia II: A Program for Missing Data. *Journal of Statistical Software*, 45(7), 1-47. <https://doi.org/10.18637/jss.v045.i07>
- Hughes, C., Hulme, S., & Ritter, A. (2020). *The relationship between drug price and purity and population level harm* (Trends & Issues in Crime and Criminal Justice, nr. 598). Australian Institute of Criminology. <https://doi.org/10.52922/ti04510>
- Hughes, R. A., Heron, J., Sterne, J. A., & Tilling, K. (2019). Accounting for missing data in statistical analyses: Multiple imputation is not always the answer. *International Journal of Epidemiology*, 48(4), 1294–1304. <https://doi.org/10.1093/ije/dyz032>
- Huntington-Klein, N. (2021). *The Effect: An Introduction to Research Design and Causality*. CRC Press. <https://theeffectbook.net/>

- Hyatt, R. R. & Rhodes, W. (1995). The price and purity of cocaine: The relationship to emergency room visits and death, and to drug use among arrestees. *Statistics in Medicine*, 14(5-7), 655–668. <https://doi.org/10.1002/sim.4780140522>
- Jensen, T. K. & Sørensen, C. S. (2010). *Stigning i prisen på guld i de seneste år*. Danmarks Nationalbank. [https://www.nationalbanken.dk/da/publikationer/Documents/2010/03/stigning\\_guld\\_kv01\\_2010.pdf](https://www.nationalbanken.dk/da/publikationer/Documents/2010/03/stigning_guld_kv01_2010.pdf)
- Jofre-Bonet, M. & Petry, N. M. (2008). Trading apples for oranges? Results of an experiment on the effects of heroin and cocaine price changes on addicts' polydrug use. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 66(2), 281–311. <https://doi.org/10.1016/j.jebo/2006.05.002>
- McDougall, E. E., Langille, D. B., Steenbeek, A. A., Asbridge, M., & Andreou, P. (2016). The relationship between non-consensual sex and risk of depression in female undergraduates at universities in Maritime Canada. *Journal of Interpersonal Violence*, 34(21–22), 4597–4619. <https://doi.org/10.1177/0886260516675468>
- Miech, R. A., Johnston, L. D., Patrick, M. E., O'Malley, P. M., Bachman, J. G., & Schulenberg, J. E. (2023). Monitoring the Future National Survey Results on Drug Use, 1975–2022: Secondary School Students. <https://monitoringthefuture.org/data/Prevalence2021/Cocaine.htm>
- Monrad, M. (2018). Analyse af tal. I M. Monrad & S. P. Olsen (red.), *Forskningsmetoder i socialt arbejde* (s. 203-230). Hans Reitzels Forlag
- Møller, K. (2013). Rational choice. I M. H. Jacobsen & A.-S. Sørensen (red.), *Kriminologi – en introduktion* (s. 193-212). Hans Reitzel Forlag.
- Olsen, H. (2006). *Guide til gode spørgeskemaer*. Socialforskningsinstituttet. [https://pure.vive.dk/ws/files/258013/0611\\_Guide\\_til\\_gode\\_Spoergeskemaer.pdf](https://pure.vive.dk/ws/files/258013/0611_Guide_til_gode_Spoergeskemaer.pdf)
- Payne, J., Manning, M., Fleming, C., & Pham, H.-T. (2020). *The relationship between drug price and purity and population level harm* (Trends & Issues in Crime and Criminal Justice, nr. 606). Australian Institute of Criminology. <https://doi.org/10.52922/tio4800>
- Pedersen, M. L. (2018). Selvrapportering – en introduktion til undersøgelsesmetoden<sup>1</sup>. I M. H. Jacobsen (red.), *Metoder i kriminologi* (s. 85-111). Hans Reitzels Forlag
- R Core Team (2021). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org/>
- Rasmussen, D. W., Benson, B. L., & Mocan, H. N. (1998). The economics of substance abuse in context: Can economics be part of an integrated theory of drug use? *Journal of Drug Issues*, 28(3), 575–592. <https://doi.org/10.1177/002204269802800301>
- Reid, S. E. (2016). The curious case of loners: Social isolation and juvenile incarceration. *Legal and Criminological Psychology*, 22(1), 180–195. <https://doi.org/10.1111/lcrp.12093>
- Reuter, P. (2009). Systematic violence in drug markets. *Crime, Law and Social Change*, 52(3), 275–284. <https://doi.org/10.1007/s10611-009-9197-x>
- Saffer, H. & Chaloupka, F. (1999). The demand for illicit drugs. *Economic Inquiry*, 37(3), 401–411. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1999.tb01439.x>
- Saffer, H., & Dave, D. (2005). Mental illness and the demand for alcohol, cocaine, and Cigarettes. *Economic Inquiry*, 43(2), 229–246. <https://doi.org/10.1093/ei/cbio16>



- Schifano, F. & Corkery, J. (2008). Cocaine/crack cocaine consumption, treatment demand, seizures, related offences, prices, average purity levels and deaths in the UK (1990–2004). *Journal of Psychopharmacology*, 22(1), 71–79. <https://doi.org/10.1177/0269881107079170>
- Turanovic, J. J. (2018). Heterogeneous effects of adolescent violent victimization on problematic outcomes in early adulthood\*. *Criminology*, 57(1), 105–135. <https://doi.org/10.1111/1745-9125.12198>
- United Nations Office on Drugs and Crime. (2012). *Cocaine and heroin prices in Europe and the United States, 1990-2010* [Statistical Annex]. [https://www.unodc.org/unodc/secured/wdr/Cocaine\\_Heroin\\_Prices.pdf](https://www.unodc.org/unodc/secured/wdr/Cocaine_Heroin_Prices.pdf)
- United Nations Office on Drugs and Crime. (2018). *World Drug Report 2018: Drugs and Age*. [https://www.unodc.org/wdr2018/prelaunch/WDR18\\_Booklet\\_4\\_YOUTH.pdf](https://www.unodc.org/wdr2018/prelaunch/WDR18_Booklet_4_YOUTH.pdf)
- United Nations Office on Drugs and Crime. (2022). *World Drug Report 2022: Drug market trends of Cocaine, Amphetamine-type stimulants and New Psychoactive Substances*. [https://www.unodc.org/unodc/en/data-and-analysis/wdr-2022\\_booklet-4.html](https://www.unodc.org/unodc/en/data-and-analysis/wdr-2022_booklet-4.html)
- van Buuren, S. (2018a). Introduction. I *Flexible Imputation of Missing Data* (2. udg.). Chapman & Hall/CRC. <https://stefvanbuuren.name/fimd/ch-introduction.html>
- van Buuren, S. (2018b). Multiple imputation. I *Flexible Imputation of Missing Data* (2. udg.). Chapman & Hall/CRC. <https://stefvanbuuren.name/fimd/ch-mi.html>
- Weisburd, D., Wilson, D. B., Wooditch, A., & Britt, C. (2022). Multiple Regression. I *Advanced Statistics in Criminology and Criminal Justice* (5. udg.) (s. 15-72). Springer
- Zhao, J., Stockwell, T., & MacDonald, S. (2009). Non-response bias in alcohol and drug population surveys. *Drug and Alcohol Review*, 28(6), 648–657. <https://doi.org.zorac.aub.aau.dk/10.1111/j.1465-3362.2009.00077.x>