



EN RAPPORT FRA

VIDENSRÅD FOR FOREBYGGELSE
KRISTIANIAGADE 12
2100 KØBENHAVN Ø

VFF@DADL.DK
WWW.VIDENSRAAD.DK

FORHØJET TOBAKSAFGIFT PÅVIRKNING AF TOBAKS- FORBRUG, GRÆNSEHANDEL SAMT STATENS AFGIFTSPROVENU

AF

MICKAEL BECH
NIKOLAJ MALCHOW-MØLLER

GINTAUTAS BLOZE
AMRA RIZVANOVIC

FORHØJET TOBAKSAFGIFT PÅ VIRKNING AF TOBAKSFORBRUG, GRÆNSEHANDEL SAMT STATENS AFGIFTSPROVENU

Udarbejdet af Forskningsassistent Gintautas Bloze
 Studentermødestjerner Amra Rizvanovic
 Professor Nikolaj Malchow-Møller
 Professor Mickael Bech

COHERE – Centre of Health Economics Research
Institut for Virksomhedsledelse og Økonomi
Syddansk Universitet

Rapporten kan frit downloades på
www.vidensraad.dk

ISBN 978-87-997519-2-1

1. udgave, 1. oplag
Publikationsår 2012

Rapporten refereres: Bloze G, Rizvanovic A, Malchow-Møller
N, Bech M. Forhøjet tobaksafgift. På-
virkning af tobaksforbrug, grænsehandel
samt statens afgiftsprovener. København:
Vidensråd for Forebyggelse. 2015:2-74



INDHOLDSFORTEGNELSE

Forord.....	1
Resumé med hovedkonklusioner	2
2. Udviklingen i tobaksafgifter og tobakssalg i Danmark.....	9
3. Resultater fra litteraturen	12
3.1 Indenlandske studier/rapporter	12
3.2 Egenpriselasticitet fra udenlandske studier	13
3.3 Studier af grænsehandel og smugling	14
3.4 Delkonklusion	16
4. Konsekvenser af ændringer i tobaksafgiften	17
4.1 Modelantagelser	17
4.2 Resultater	22
4.3 Aldersspecifikke beregninger	27
4.4 Delkonklusion.....	28
BILAG	34
Bilag 1. Identifikation af empiriske studier	34

Forord

Rygning er uden sammenligning den risikofaktor, der koster flest danskere livet. Omkring 14.000 danskere dør hvert år af rygning, og det er en af de hyppigste årsager til hjertekarsygdom, kræft og lungesygdomme.

Siden 70'erne har myndighederne arbejdet på at forebygge de skadelige effekter af rygning gennem kampagner, oplysning og tilbud om hjælp til rygestop. I de senere år har man i stigende grad også brugt strukturelle håndtag i kampen mod rygning. Et par eksempler er rygeloven, der blev indført i 2007, og forhøjelse af tobaksafgifterne. Der er god evidens for, at afgiftsforhøjelser er et af de mest effektive instrumenter til at få rygerne til at holde op og ikke mindst at forhindre folk i at starte med at ryge.

Den 1. april 2012 blev tobaksafgiften sat op igen. Det betyder, at en pakke med 20 stk. cigaretter er steget med 3 kroner i gennemsnit. Det er noget mindre end de 10 kroner, som Forebyggelseskommissionen har anbefalet. Regeringens argumenter imod en mere markant afgiftsstigning er, at grænsehandlen vil vokse, og statens indtægt fra afgifter på tobak og moms vil blive mindre. Det har rejst debat om, hvad man egentligt ved om effekterne af afgiftsstigninger på tobak. Derfor besluttede Vidensråd for Forebyggelse i november 2011 at iværksætte en sundhedsøkonomisk analyse af, hvad der sker med grænsehandlen og statens provenu, når afgifterne på tobak sættes op. Resultaterne fremgår af denne rapport.

Rapporten er lavet af COHERE (Centre of Health Economics Research, Institut for Virksomhedsledelse og Økonomi), Syddansk Universitet for Vidensråd for Forebyggelse.

Vidensråd for Forebyggelse håber, at rapportens beregninger og konklusioner kan være med til at skabe mere klarhed i debatten om afgift som et instrument til at forbedre folkesundheden.

Morten Grønbæk
Formand for Vidensråd for Forebyggelse

Resumé med hovedkonklusioner

Den seneste debat om fastsættelse af tobaksafgifter og specielt afgiftsniveauets betydning for grænsehandlen har rejst en række spørgsmål omkring, hvad der p.t. vides om effekterne af afgiftsændringer på tobak. Formålet med denne rapport er at bidrage med et overblik over den relevante viden fra litteraturen. Rapporten vil specifikt afdække følgende tre spørgsmål:

1. Hvor meget påvirkes den indenlandske efterspørgsel efter tobaksvarer af afgiftsstigninger på tobak?
2. Hvor meget påvirkes grænsehandlen med tobaksvarer af afgiftsstigninger på tobak?
3. Hvilken effekt vil en afgiftsstigning på tobak have på statens provenu?

Svarene på de to første spørgsmål er baseret på et studie af den eksisterende litteratur på området. Litteraturstudiet identificerer og gennemgår eksisterende empiriske analyser omkring betydningen af pris og afgifter for den indenlandske efterspørgsel efter tobak og grænsehandlen med tobak. Dermed er man også i stand til at udlede effekten på det samlede forbrug af tobak. Svaret på det tredje spørgsmål vil naturligvis afhænge af svarene på de to første spørgsmål samt den konkrete indretning af afgiftssystemet. Til at besvare dette spørgsmål anvendes en simulationsmodel, der tager udgangspunkt i den model, som Skatteministeriet (2009) og Forebyggelseskommissionen (2009) har brugt i deres beregninger af statens provenu ved ændringer i tobaksafgiften. Modellen specificeres med udgangspunkt i de antagelser, som Skatteministeriet (2009) og Forebyggelseskommissionen (2009) tidligere har anvendt, men derudover anvendes en række alternative antagelser om forbruget og grænsehandlen baseret på de relevante erfaringer fra litteraturen indhentet i forbindelse med de to første spørgsmål. Modellen tjener desuden som en illustration af svarene på de to første spørgsmål i forbindelse med en række konkrete afgiftsstigninger i en dansk kontekst.

1. Hvor meget påvirkes den indenlandske efterspørgsel efter tobaksvarer af afgiftsstigninger på tobak?

De eksisterende empiriske studier af tobaksforbrugets prisfølsomhed viser som forventet, at en stigning i prisen på tobak reducerer den indenlandske efterspørgsel efter tobak. Med andre ord, i forbindelse med en afgiftsstigning i Danmark vil de danske forbrugere købe mindre tobak i Danmark. Der er imidlertid stor variation i de effekter, der dokumenteres i litteraturen. Blandt de 39 identificerede studier, som udelukkende ser på effekterne af prisændringer på den indenlandske efterspørgsel, finder man således, at tobaksforbruget falder med mellem 0,13% og 0,82%, når prisen stiger med 1%.

Disse udsving i estimaterne kan delvis tilskrives forskelle i typen af de anvendte data, forskellige oprindelseslande for data samt forskelle i de anvendte metoder. Således tenderer fx studier baseret på aggregerede data typisk til at finde

større effekter end studier baseret på individdata. Dette kan skyldes, at studierne baseret på individdata ikke i tilstrækkelig grad tager højde for, at en prisstigning påvirker ikke blot forbruget blandt rygere, men også prævalensen af rygere. Der er enkelte studier i litteraturen, som adskiller effekten af prisstigninger på sandsynligheden for at starte eller at være ryger fra effekten på det samlede forbrug. Disse studier finder, at prævalensen falder med mellem 0,06% og 0,6%, når prisen stiger med 1%.

2. Hvor meget påvirkes grænsehandlen med tobaksvarer af afgiftsstigninger på tobak?

Selvom det kan være nærliggende at fortolke de ovenstående effekter på den indenlandske efterspørgsel som effekter på forbruget, så har specielt nyere studier i litteraturen påpeget betydningen af at inddrage grænsehandel med og smugling af cigaretter, når man skal vurdere den samlede effekt på forbruget af fx en afgiftsstigning. Når prisen på tobak i Danmark bliver højere end i andre lande, så kan det betale sig for forbrugerne at henlægge dele af deres indkøb til disse lande. Denne såkaldte grænsehandel, som dækker over både afgiftsbelagt handel i andre lande og taxfree køb på rejser, betyder, at effekten af en afgiftsstigning på forbruget af tobak ikke behøver at være den samme som effekten på den indenlandske efterspørgsel efter tobak.

Litteraturen vedrørende grænsehandel er meget heterogen, og langt de fleste studier stammer fra USA. Det er derfor vanskeligt at drage stærke konklusioner fra litteraturen, som direkte kan oversættes til en dansk sammenhæng. Der er dog enkelte generelle konklusioner. De studier, som tager højde for grænsehandel i deres analyser, finder således, at forbruget af tobak i befolkningen reduceres mindre end salget af tobak i hjemlandet, når prisen stiger. Det skyldes, at prisstigninger i ét land, og dermed større prisforskelle mellem to nærtliggende geografiske områder, også medfører større grænsehandel. Konkret finder litteraturen, at når prisforskellen stiger med 1%, så stiger omfanget af grænsehandlen med mellem 0,09% og 0,55%. Den negative effekt på den indenlandske efterspørgsel bør korrigeres for dette, når man ønsker at finde effekten på forbruget af en afgiftsstigning. Blandt de 11 studier, der tager højde for grænsehandel, finder man, at forbruget falder med mellem 0,03% og 0,85%, når prisen stiger med 1%. På trods af den metodisk mere korrekte tilgang, er estimaterne altså ikke markant anderledes end i den del af litteraturen, der ikke tager højde for grænsehandel.

Enkelte studier har analyseret betydningen af afstanden til grænsen for omfanget af grænsehandlen, og her påvises der som forventet en negativ sammenhæng mellem afstand og grænsehandel. Det er imidlertid vanskeligt at omsætte disse estimater til en dansk kontekst.

Endelig viser den meget sparsomme litteratur omkring omfanget af tobakssmugling, at de fundne effekter på forbruget bliver endnu mindre, når der også tages højde for smugling. Denne litteratur viser dog også, at der er betydelig variation i omfanget af smugling på tværs af forskellige lande, og at disse forskelle ikke udelukkende kan forklares ved det enkelte lands priser på tobak. Det tyder på, at omfanget af smuglingen også er afhængig af f.eks. de pågældende landes indsatser mod smugling.

Sammenfattende viser litteraturstudierne, at retningen af effekterne på den indenlandske efterspørgsel, grænsehandlen og forbruget er som forventet: Afgiftsstigninger sænker den indenlandske efterspørgsel og forbruget, mens de øger grænsehandlen. Imidlertid er der stor usikkerhed omkring de præcise størrelser af disse effekter.

3. Hvilken effekt vil en afgiftsstigning på tobak have på statens provenu?

Simulationsmodellen i rapportens afsluttende del, som anvendes til at analysere konsekvenserne af afgiftsstigninger for statens provenu, tager udgangspunkt i den model, som Skatteministeriet anvendte i forbindelse med beregninger for Forebyggelseskommissionen i 2009. Den af Skatteministeriet anvendte prislelsomhed for forbruget ligger imidlertid i den lave ende i forhold til værdierne fra de gennemgåede studier. Skatteministeriet antager at forbruget falder med 0,115%, når prisen på tobak stiger med 1%. Denne prislelsomhed kaldes her en "lav" prislelsomhed. Der anvendes i rapporten også to alternative værdier for prislelsomhed af forbruget: En "middel" værdi, der svarer til gennemsnittet af værdierne fra de gennemgåede studier samt en "høj" værdi, der svarer til et meget "optimistisk" scenarie, hvor forbruget af cigaretter er forholdsvis prislelsomt. Desuden analyseres konsekvenserne under fire forskellige scenarier for grænsehandlens prislelsomhed.

De fire scenarier for grænsehandlen adskiller sig ved deres antagelser for tre parametre. Den første parameter er hvor følsom grænsehandlen i forhold til en afgiftsstigning, den anden parameter er antagelser om ved hvilken afgiftsstigning grænsehandlen sætter ind, og den sidste parameter er antagelser om køb af taxfree cigaretter. Formålet med at variere disse parametre er at analysere, hvor følsomme resultaterne er for ændringer i disse parametre.

Modelberegningerne viser, at der ved den prislelsomhed på -0,115, som Skatteministeriet har benyttet, vil være en positiv effekt på statens afgiftsprovenu ved alle de analyserede afgiftsstigninger under alle fire scenarier for grænsehandel. Det betyder, at staten vil få penge i kassen. Først ved afgiftsstigninger på 30% eller derover i det mest pessimistiske scenarie for grænsehandlen vil provenuet være negativt. Ved en "middel" værdi af forbrugets prislelsomhed er effekterne betydeligt mere blandede og afhængig af antagelserne på de tre nævnte parametre. To af scenarierne for grænsehandlen giver anledning til negative provenueffekter for staten, mens de to andre scenarier stadig giver positive men mere beskedne provenuevinster til staten. Endelig vil provenueffekterne generelt være negative ved den høje prislelsomhed.

Sammenfattende kan det derfor konkluderes, at der hersker betydelig usikkerhed omkring effekterne på statens provenu af en afgiftsstigning. Effekterne er således stærkt afhængige af antagelserne om forbrugets og grænsehandlens prislelsomhed. Ved lave følsomheder vil staten få et højere afgiftsprovenu, og omvendt ved høje følsomheder.

Rapporten viser også, at selvom gruppen af 16-24-årige kun udgør omkring 16% af det samlede antal rygere, så vil de tegne sig for ca. en tredjedel af faldet i cigaretforbruget ved en afgiftsstigning. Denne tendens til, at de unges forbrug

falder relativt meget i forhold til de ældres, betyder for det første, at der er "ekstra" sundhedsmæssige gevinster at hente ved en afgiftsforhøjelse, idet de unge vil reducere deres forbrug kraftigere end den ældre del af rygerne. På lang sigt vil dette dog også gå ud over statens provenu fra tobaksafgifter, fordi andelen af rygere vil blive reduceret yderligere med tiden.

Afslutningsvist skal det bemærkes, at afgifter på tobak kan betragtes som en regressiv skat, da det er velkendt, at prævalensen af rygere er højere blandt lavindkomstgrupper end blandt højindkomstgrupper. En stigning i afgifterne vil derfor ramme de laveste indkomstgrupper relativt hårdere. Et argument imod dette er, at de lave indkomstgrupper også får det største relative incitament til at stoppe deres rygning, når prisen stiger. Det er dog stadig debatteret i litteraturen, hvorvidt lavindkomstgrupperne rent faktisk også stopper med at ryge i højere grad end højindkomstgrupperne. Dette aspekt er ikke systematisk afdækket i dette litteraturstudie, men det må vurderes, at det bør indgå i en samlet vurdering af konsekvenserne af afgiftsændringer.

1. Indledning

Det er veldokumenteret, at rygning er en af de alvorligste risikofaktorer for sundheden. Ifølge Forebyggelseskommissionen kan ca. en fjerdedel af alle årlige dødsfald henføres direkte til rygning. En forhøjelse af tobaksafgiften anses ofte for at være et af de mest effektive instrumenter til at reducere tobaksforbruget, til helt at forhindre rygestart blandt specielt unge samt til at motivere rygestop blandt nuværende rygere. Endelig er tobaksafgifter er også en vigtig indtægtskilde for staten.

Forebyggelseskommissionen anbefalede i 2009 en forhøjelse af tobaksafgiften med 100%, hvorved man mente, at antallet af rygere ville kunne reduceres med 8%, samtidig med at man ville opnå et positivt afgiftsproveneru (Forebyggelseskommissionen, 2009). Danske regeringer har flere gange benyttet sig af afgiftsforhøjelser, og senest har S-SF-R-regeringen i finansloven for 2012 vedtaget en forøgelse af tobaksafgiften, som træder i kraft den 1. april 2012. Tobaksafgifterne omfatter cigaretter, cigarer, finskåren og grovskåren tobak, snus, cerutter, cigarillos, skrå og cigarettepapir. Afgiftsstigningen på cigaretter betyder, at en pakke med 20 stk. cigaretter vil stige med 3 kr. i gennemsnit. Den seneste diskussion om afgiftsstigninger og de forventede virkninger på tobaksforbruget, grænsehandlen og skatteprovenuet viser med stor tydelighed, at der er betydelige usikkerhed omkring de præcise forventninger til virkningerne.

Den mest velkendte og observerbare effekt af en afgiftsstigning er, at det indenlandske salg af tobak falder. Det reducerede indenlandske salg kan skyldes tre effekter. Dels kan det skyldes, at der bliver færre rygere, dvs. prævalensen falder, enten ved at nuværende rygere stopper med at ryge, eller ved at færre starter med at ryge. Specielt prisens afskrækkende virkning på opstart er meget relevant for yngre personer. Dels kan det reducerede salg skyldes, at rygerne forbruger en mindre mængde. Endelig kan et lands afgiftsændringer medføre ændringer i grænsehandlen samt potentielt smugling, hvilket betyder, at reduktionen i forbruget af tobak bliver mindre end reduktionen i det indenlandske salg af tobaksvarer. Hvis der ikke tages højde for den sidste effekt, så overvurderes effekten af afgiftsstigningen på det samlede forbrug. Langt de fleste videnskabelige studier af tobaksefterspørgselsens prisfølsomhed har ikke medtaget effekterne på grænsehandel og smugling, hvilket betyder, at tobaksforbrugets prisfølsomhed overvurderes, da en del af den indenlandske efterspørgsel erstattes af grænsehandel og smugling. Ændringer i grænsehandlen kan potentielt have stor betydning for det samlede forbrug, og de vil også være af central betydning for effekterne på statens afgiftsproveneru.

En væsentlig usikkerhed ved forudsigelser af effekterne af ændringer i tobaksafgifterne skyldes usikkerheden om påvirkningen af grænsehandlen. I Velfærdskommissionens beregninger fra 2009 er der taget højde for grænsehandlen, men der er ikke taget højde for, at høje tobaksafgifter vil kunne medføre en såkaldt "ketchup-effekt", som man har erfaret fra andre lande med store forhøjelser af afgiften på tobak. En "ketchup-effekt" betyder, at når afgifterne bliver tilpas høje, vil der pludselig ske en stor stigning i grænsehandlen samt blive skabt incitamenter til at handle illegalt, dvs.

købe smuglercigaretter. En sådan ketchup-effekt vil medføre, at skatteprovenuet bliver væsentligt lavere end forventet. Ketchup-effekten er set i bl.a. Storbritannien, Sverige og Norge, hvor henholdsvis lidt over 25%, 12% og 29% af cigaretforbruget nu stammer fra grænsehandel og smugling (Skatteministeriet, 2010). Det vides dog ikke, hvor høje tobaksafgifterne skal være, før en sådan ketchup-effekt indtræder.

Udover over de direkte effekter på forbruget af tobak, så kan der også forekomme andre effekter, såsom at rygerne ændrer deres forbrug i retning af andre tobaksformer og cigaretmærker. Rygerne kan f.eks. skifte til billigere eller hjemmerullede cigaretter. Disse effekter vil have betydning for de sundhedsmæssige effekter af afgiftsændringen, og det vil også påvirke statens afgiftsprovener, afhængigt af hvordan afgiften er sammensat. I Danmark er der sket en substitution over mod billigere mærker, men dette vil dog ikke have væsentlig betydning for afgiftsprovenuet.

Formålet med denne rapport er overordnet at bidrage til debatten om effekterne af ændringer i tobaksafgiften med viden fra den videnskabelige litteratur. Rapporten baserer sig på resultater fra tidligere empiriske studier om de økonomiske konsekvenser af tobaksafgifter. Der foretages således ingen selvstændige empiriske analyser. Rapporten afdækker følgende spørgsmål:

1. Hvor meget påvirkes den indenlandske efterspørgsel efter tobaksvarer af afgiftsstigninger på tobak?
2. Hvor meget påvirkes grænsehandlen med tobaksvarer af afgiftsstigninger på tobaksvarer?
3. Hvilken effekt vil en afgiftsstigning på tobaksvarer have på statens provener?

Rapporten indeholder et litteraturstudie samt en simulationsmodel, som vil bidrage med svar på disse spørgsmål. Litteraturstudiet identificerer og gennemgår de empiriske studier omkring betydningen af pris og afgifter for forbrug, efterspørgsel og grænsehandel med tobak.

Resultaterne fra studierne rapporteres som "elasticiteter", der er en økonomisk betegnelse for forbrugernes prisfølsomhed. "Egenpriselasticiteten" angiver således den procentvise ændring i tobaksefterspørgslen ved en ændring i prisen på én procent. En egenpriselasticitet på f.eks. $-0,3$ betyder, at tobaksforbruget falder med 0,3%, når prisen øges med 1%. Omfanget af grænsehandlen beskrives ved en såkaldt "krydspriselasticitet", når det er muligt ud fra studierne resultater. En krydspriselasticitet angiver den procentvise ændring i grænsehandlen ved en stigning i den indenlandske pris på tobak på én procent. Således betyder en krydspriselasticitet på $0,2$, at omfanget af grænsehandlen stiger med 0,2%, når den indenlandske pris på tobak stiger med 1%.

I enkelte tilfælde vil begrebet "prævalenselasticitet" også blive brugt som udtryk for, hvordan prisen på tobak påvirker antallet af rygere. Prævalenselasticiteten betegner således den procentvise ændring i antallet af rygere ved en stigning i prisen på tobak på én procent. I studier, som skelner mellem prævalens og forbrug for rygere, vil der også blive talt

om "den betingede priselasticitet", som udtrykker rygernes prisfølsomhed. Den betingede priselasticitet angiver således den procentvise ændring i forbruget blandt rygere ved en ændring i prisen på tobak på én procent.

I studier, som opdeler effekterne af prisændringer på hhv. prævalensen af rygere og forbruget blandt rygere, vil betegnelsen "den totale egenpriselasticitet" også forekomme. Den totale egenpriselasticitet er den samlede procentvise effekt på tobaksforbruget via en ændring i prævalensen af rygere og via et ændret forbrug blandt rygere ved en ændring i prisen på tobak på én procent.

Ud fra erfaringerne fra de empiriske studier fra litteraturen opbygges afslutningsvis en simulationsmodel, der belyser den forventede effekt af en afgiftsstigning på det samlede cigaretforbrug, den indenlandske efterspørgsel efter cigaretter, grænsehandlen med cigaretter og statens afgiftsprovener. Modellen formuleres med udgangspunkt i de antagelser og elasticiteter, som Skatteministeriet (2009) og Forebyggelseskommissionen (2009) har brugt i deres beregninger af statens provener ved ændringer i tobaksafgifterne, men der anvendes også alternative antagelser baseret på de relevante erfaringer fra litteraturen.

Det skal afslutningsvis nævnes, at fokus i denne rapport er på effekterne på forbrug, indenlandsk salg og afgiftsprovener af en forøgelse af tobaksafgiften og ikke på de sundhedsmæssige aspekter, som er belyst i Forebyggelseskommissionens rapport (2009). Derudover er der heller ikke fokus på de afledte økonomiske konsekvenser, som f.eks. de reducerede sundhedsudgifter, der er analyseret i eksempelvis DSI's rapporter (Nørregaard 2011; Kilsmark & Würigler 2008).

Det er velkendt, at afgiftsforhøjelser forårsager ulighed, idet det især er lavindkomstgrupper og mindre uddannede, der bliver hårdest ramt. Det skyldes, at prævalensen af rygere er højere blandt disse grupper. I denne forstand er afgiftsstigninger at betragte som en regressiv skat. En regressiv skat betegner en skat, som udgør en større andel af indkomst, jo mindre indkomst man har. Et modargument i litteraturen er, at de lavere indkomstgrupper også får det største relative incitament til at stoppe deres rygning. Det er dog stadig debatteret i litteraturen, hvorvidt de lavere indkomstgrupper rent faktisk også i højere grad stopper med at ryge i forhold til højindkomstgrupper. Dette aspekt er ikke systematisk afdækket i dette litteraturstudie. I forbindelse med simulationsmodellen vil der imidlertid blive lavet enkelte tentative forsøg på at fordele effekterne på forskellige aldersgrupper, da det er velkendt, at prisfølsomheden varierer på tværs af disse grupper.

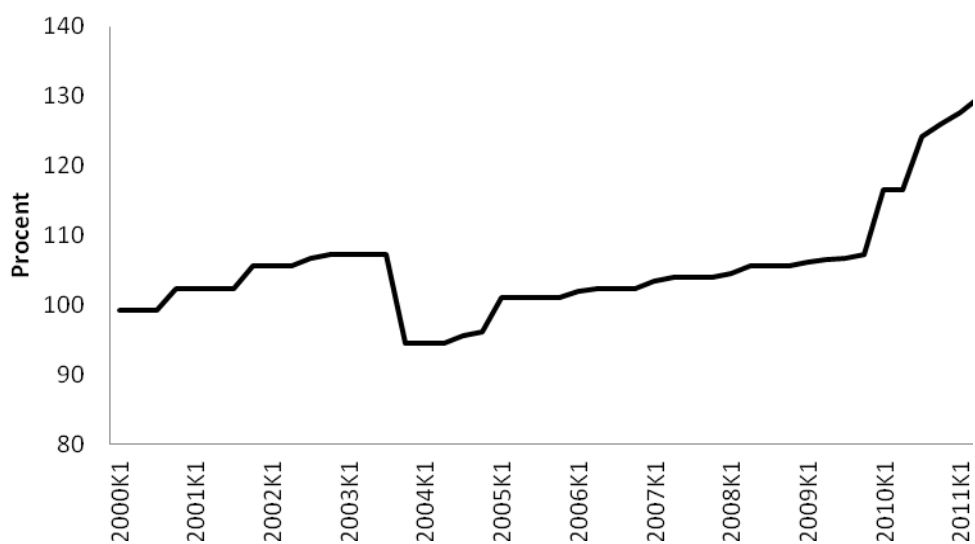
Resten af rapporten er opbygget som følger: Kapitel 2 skitserer udviklingen i tobaksafgifter og tobakssalg i Danmark i grove træk. I kapitel 3 præsenteres resultaterne fra de identificerede studier fra litteraturen. Kapitlet uddyber udvalgte studier, mens resten er præsenteret i oversigtsform i tabeller. Kapitel 4 præsenterer simulationsmodellen og resultater fra denne.

2. Udviklingen i tobaksafgifter og tobakssalg i Danmark

Afgiften på tobak er sammensat af værdiafgiften og stykaafgiften, hvortil der også skal lægges moms som på andre varer. Siden 2003 har afgiften været ændret flere gange:

- > April 1986 – september 2003: værdiafgiften 21,22%, stykaafgiften 60,68 øre pr. stk.
- > Oktober 2003 – december 2004: værdiafgiften 21,22%, stykaafgiften 48,29 øre pr. stk.
- > Januar 2005 – december 2009: værdiafgiften 13,61%, stykaafgiften 63,66 øre pr. stk.
- > Januar 2010 – juni 2010: værdiafgiften 20,08%, stykaafgiften 62,98 øre pr. stk.
- > Juli 2010 – marts 2012: værdiafgiften 21,65%, stykaafgiften 67,5 øre pr. stk.
- > April 2012 - : værdiafgiften 1%, stykaafgiften 116,65 øre pr. stk.

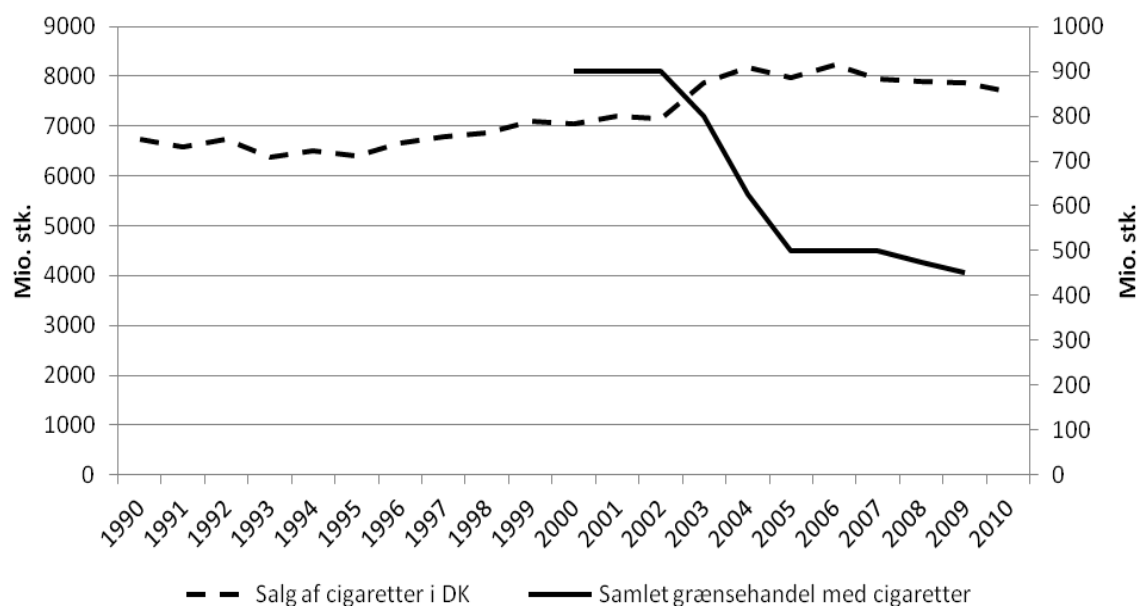
Hvis man omregner satserne til priser for en pakke Prince (20 stk.), så var den samlede tobaksafgift ekskl. moms på 19,24 kr. i 2003. Samme år blev afgifterne sat ned i forbindelse med afskaffelsen af 24-timers reglen, hvilket betød, at tobaksafgiften på en pakke Prince faldt til 16,04 kr. Sidenhen blev den gradvist forøget, og i starten af 2012 er den samlede tobaksafgift på 23,75 kr., givet at en pakke Prince (20 stk.) koster 42 kr. Figur 1 herunder viser prisindekset for cigaretter, som illustrerer op- og nedjusteringerne af afgifterne. Tabel 1 nedenfor viser prisudviklingen i forhold til Tyskland.

Figur 1: Forbrugerprisindeks for cigaretter (2000=100)

Kilde: Danmarks Statistik

Figur 2 viser udviklingen i det afgiftspligtige salg i Danmark samt omfanget af grænsehandel med tobak. Det afgiftspligtige salg havde et tydeligt ryk opad fra 2002 til 2004, som delvist kan tilskrives afgiftsnedsettelsen i oktober 2003. Det efterfølgende fald i salget skyldes delvist en forøgelse af afgifterne og delvist loven om rygeforbud på offentlige steder i 2007.

Figur 2: Salg af tobak per indbygger i Danmark og grænsehandel, 1990 - 2010



Kilde: Danmarks Statistik og Skatteministeriet

Grænsehandlen faldt fra 900 mio. stk. i 2003 til 450 mio. stk. i 2009. De 450 mio. stk. cigaretter i 2009 bestod primært af taxfree cigaretter og cigaretter fra Syd- og Østeuropa. Grænsehandlen med cigaretter fra Tyskland er faldet siden 2002, hvor prisforskellen er blevet reduceret (se tabel 1), og den antages at have været ubetydelig i 2005-2009, hvor prisen i Tyskland i gennemsnit har været højere end i Danmark.

Tabel 1. Prisudviklingen på en pakke Prince, 20 stk. (2010-priser)

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Danmark	40.83	39.11	34.20	33.82	32.54	31.89	31.53	33.46	39.00	37.96
Tyskland	28.85	30.16	32.35	34.11	34.38	34.92	33.97	37.72	36.81	37.31
Prisforskel	11.98	8.85	1.85	-0.29	-1.84	-3.03	-2.44	-4.26	2.19	0.65

Note: SKM's beregninger for 2002-2010, mens 2011 er egne beregninger, hvor pris for Tyskland baserer sig på <http://www.tabak-brucker.de/>.

Kilde: Skatteministeriets svar på spørgsmål nr. 701 af 15. september 2010 fra Skatteudvalget.

3. Resultater fra litteraturen

Der er foretaget en litteratursøgning til identifikation af empiriske studier af, hvordan prisen på tobak påvirker den indenlandske efterspørgsel og forbruget af tobak, grænsehandlen med tobak samt smugling af tobak.

Litteratursøgningen er beskrevet i bilag 1. Formålet med litteraturgennemgangen er dels at besvare spørgsmål 1 og 2 samt at give input til simulationsmodellen i næste kapitel, som anvendes til at besvare spørgsmål 3.

Kapitlet gennemgår først de få danske studier i afsnit 3.1. I afsnit 3.2 gennemgås studier af prisfølsomheden af det indenlandske salg af tobaksvarer med fokus på de estimerede egenpriselasticiteter. I afsnit 3.3 gennemgås studier omkring omfanget af grænsehandel og smugling, og det forklares, hvordan inddragelse af disse aspekter påvirker de estimerede effekter på forbruget. Endelig laves en opsamling og delkonklusion i afsnit 3.4.

3.1 Indenlandske studier/rapporter

Der er meget få studier af prissensitiviteten af tobaksefterspørgslen og -forbruget i Danmark. Det eneste kendte forsøg på at estimere egenpriselasticiteten af det afgiftspligtige cigaretsalg i Danmark er af Jes Søgaard (Søgaard 2006). I dette studie estimeres egenpriselasticiteten til at ligge mellem -0,26 og -0,56 på baggrund af analyser af aggregerede salgs- og prisdata fra 1947 til 2004. Ved en egenpriselasticitet på -0,26 vil en stigning i prisen på tobak på 1% reducere forbruget af tobak med 0,26%. Det skal bemærkes, at der i dette studie ikke eksplicit er taget højde for forbrug af illegale cigaretter og grænsehandel med cigaretter. Ved afgiftsforhøjelser i Danmark vil en andel af forbrugerne som tidligere nævnt skifte til cigaretter købt i udlandet – legalt eller illegalt. Dermed falder det samlede forbrug af cigaretter i Danmark mindre end salget af afgiftspligtige cigaretter i Danmark. Derudover skal det bemærkes, at Søgaards analyser er foretaget på aggregerede data, hvor der ikke er sondret mellem prævalenselasticiteter og betingede priselasticiteter. Erfaringsmæssigt er estimater af egenpriselasticiteter, der er baseret på aggregerede data større end estimater baseret på indviddata. Disse indvendinger kan, som også omtalt i

Søgaard (2006), betyde, at estimaterne kan tendere til at overvurdere effekterne.

I 2009 har Skatteministeriet i forbindelse med Forebyggelseskommissionens arbejde regnet på konsekvenserne af ændringer i tobaksafgiften. Disse beregninger tager højde for grænsehandel og udlændinges køb i Danmark, og på den baggrund blev cigaretforbrugets egenpriselasticitet vurderet til at være $-0,115$ – altså betydeligt mindre end i Søgaard (2006). Dette var bl.a. baseret på observationer fra tidligere afgiftsnedsettelse og afskaffelsen af 24-timers reglen i 2003.

På baggrund af antagelser om danskernes køb i udlandet og udlændinges køb i Danmark beregnede Skatteministeriet (2009), at en forøgelse af tobaksafgiften med 30% (svarende til at prisen på en pakke Prince forøges med ca. 6 kr.) ville medføre et reduceret forbrug på 200 mio. stk. cigaretter og give staten en nettoprovenugevinst på 899 mio. kr. I 2010 har Skatteministeriet genberegnet konsekvenserne ved en forøgelse af tobaksafgiften med lidt anderledes antagelser om grænsehandlen. Her beregner de nettoprovenugevinsten til at være 740 mio. kr. ved en afgiftsforøgelse på 6 kr. Antagelserne bag Skatteministeriets beregninger beskrives nærmere i kapitel 4.

3.2 Egenpriselasticitet fra udenlandske studier

Litteraturen konkluderer entydigt, at en forøgelse af prisen på tobak reducerer det samlede forbrug af tobak. I dette afsnit rapporteres udelukkende resultater fra studier, som kun har set på, hvordan pris-/afgiftsændringer påvirker det indenlandske salg af tobak. Disse studier og de rapporterede egenpriselasticiteter tager således ikke højde for grænsehandel og smugling. Derfor må det forventes, at en række af studierne overvurderer tobaksforbrugets prisfølsomhed.

Der er i alt identificeret 39 studier ved hjælp af søgeafgrænsningerne beskrevet i bilag 1, der udelukkende ser på den indenlandske efterspørgsel uden at tage højde for grænsehandel og smugling. De estimerede egenpriselasticiteter for cigaretter i disse studier spænder fra $-0,13$ til $-0,82$. Dog har Singleton (2008) estimeret egenpriselasticiteten til at være $-1,37$ i USA, hvilket er en del højere end de øvrige empiriske studier. Egenpriselasticiteterne fra de 39 studier fremgår af tabel 2.

Gallet & List (2003) har i et metastudie beregnet en median egenpriselasticitet på $-0,40$ for den kortsigtede effekt samt en egenpriselasticitet på $-0,44$ for den langsigtede effekt. En egenpriselasticitet på $-0,4$ betyder, at efterspørgslen efter tobak reduceres med 0,40%, når prisen stiger med 1%. Metastudiet analyser også, hvordan forskellige metoder, datatyper og befolkningssegmenter påvirker estimaterne af egenpriselasticiteterne. Et af de interessante resultater er, at studier med aggregerede data generelt rapporterer højere estimater for egenpriselasticiteten. Gallet & List (2003) finder således en median egenpriselasticitet på $-0,39$ for studier, der har anvendt individdata, og en median

egenpriselasticitet på $-0,60$ for studier, der har anvendt aggregerede data. Chaloupka & Warner's (1999) overblik over litteraturen bekræfter ovenstående intervaller for egenpriselasticiteten.

Nogle få studier sonder mellem prævalenselasticiteter og betingede egenpriselasticiteter, eksempelvis Chiou & Muehlegger (2008), Colman & Remler (2008) og Jiménez-Ruiz et al. (2008). Disse studier viser, at den betingede egenpriselasticitet, som angiver ændringen i forbruget blandt rygere, forventeligt er mindre end den totale egenpriselasticitet, som også inddrager effekten på prævalensen af rygere. Prævalenselasticiteterne i litteraturen ligger således i intervallet $-0,06$ til $-0,6$, og flere studier tyder på, at prævalenselasticiteten er størst blandt yngre personer. En prævalenselasticitet på $-0,6$ betyder, at antallet af rygere falder med $0,6\%$, når prisen på tobak stiger med 1% . Når prævalenselasticiteten er højest blandt unge, så betyder det, at prisændringer har størst indflydelse på yngres beslutning om at stoppe eller undlade at starte. Inddragelse af prævalenselasticiteten kan bidrage til at forklare forskellen på resultater baseret på henholdsvis aggregerede data og individdata, da studier, der bruger aggregerede data, typisk har fokus på den totale egenpriselasticitet uden at sondre eksplicit mellem prævalenselasticiteter og betingede egenpriselasticiteter.

Ud over de summariske priselasticiteter har nogle få studier også kigget på de segmentspecifikke egenpriselasticiteter, dvs. egenpriselasticiteter for afgrænsede grupper af personer. Ses der på de aldersspecifikke egenpriselasticiteter, viser studierne, at en forhøjelse af tobaksafgiften især har effekt på de unge rygere. Ahmad og Franz (2008) finder således en priselasticitet på $-0,36$ for aldersgruppen 18-23 år, mens den er en del lavere for f.eks. aldersgruppen 30-39 år ($-0,18$). Franz (2008) og Lee (2008) finder lignende effekter, dog med lavere estimater. De unge er således de mest prisfølsomme. Specielt for de aldersspecifikke egenpriselasticiteter er opdelingen i prævalenselasticiteten og den betingede egenpriselasticitet relevant, selvom det langt fra er alle studier, der inddrager dette aspekt.

3.3 Studier af grænsehandel og smugling

Alle de ovennævnte studier ser kun på, hvordan efterspørgslen efter cigaretter ændrer sig ved en prisændring/afgiftsændring. Som tidligere nævnt er det også vigtigt at se på øvrige adfærdsendringer, såsom grænsehandel, smugling, hamstring og substitution mellem tobakstyper.

Gruber et al. (2003) påpeger, at det er svært at opnå et troværdigt estimat på cigaretforbrugets egenpriselasticitet, når mange studier ikke tager hensyn til grænsehandel og smugling. Dette vil resultere i for høje værdier af egenpriselasticiteterne, og dermed vil man komme til at forudsige for store effekter på cigaretforbruget af en ændring i prisen.

I de 11 identificerede studier, der tager højde for grænsehandel, ligger estimaterne for egenpriselasticiteten mellem -

0,03 og -0,85. På trods af at disse studier tager hensyn til grænsehandel, er intervallet for estimaterne altså ikke markant anderledes end i studierne fra afsnit 3.2. En egenpriselasticitet på -0,85 betyder i dette tilfælde, at det indenlandske forbrug falder med 0,85%, når den indenlandske pris stiger med 1%.

En klar overvægt af studierne er foretaget i USA, hvor man har en betydelig interesse i at undersøge grænsehandel, fordi hver stat kan fastsætte deres egen tobaksafgift. Egenpriselasticiteter fra studierne, som inddrager grænsehandel, fremgår af tabel 3.

Chiou & Muehlegger (2010) er et af de få studier, der har set på adfærdsændringer. Med et rigt datasæt har de været i stand til at undersøge både de kortsigtede effekter i form af hamstring/oplagring og de mere langsigtede effekter i form af substitution over mod billigere cigaretter og grænsehandel. Generelt finder de i dette studie en egenpriselasticitet på mellem -0,35 og -0,40. De finder desuden, at efterspørgslen efter billige cigaretter er mindre elastisk end efterspørgslen efter dyre cigaretter, hvilket kan være en effekt af, at prissensitive forbrugere allerede er skiftet fra de dyre til de billige cigaretmærker.

Med hensyn til de kortsigtede effekter, så finder de en tydelig tendens til hamstring af de billige cigaretmærker en måned før afgiftsforøgelse og en måned efter. Denne tendens er fraværende for de dyre cigaretmærker. Hamstringen er desuden primært til stede ved længere afstande fra grænsen.

Chiou & Muehlegger (2010) finder også, at grænsehandlen især ændres blandt storrygere i tilfælde af prisændringer, idet disse har større incitament til at handle ved grænsen. Det er desuden især butikker i nærheden af grænsen, der oplever en reduktion af salget som følge af en afgiftsforøgelse. For butikker placeret 27,5 miles fra grænsen, vil en afgiftsstigning på 10 cent reducere salget af kartoner af cigaretter med 7%. For butikker placeret 5 miles fra grænsen, vil den samme afgiftsstigning reducere salget med 32%.

I et andet studie af samme forfattere (Chiou & Muehlegger 2008) finder de, at en forbruger er villig til at køre 2,7 miles for at spare 1 dollar på en pakke cigaretter. Den marginale rejseomkostning for den gennemsnitlige forbruger estimeres til at være ca. 37 cent per mile. Egenpriselasticiteten på mellem -0,40 og -0,50 er desuden lidt højere end i Chiou & Muehlegger (2010). Studiet viser også, at stigningen i skatteprovenuet overestimeres, hvis der ikke tages højde for grænsehandel. Således viser de, at skatteprovenuet for Maryland vil stige med henholdsvis 28% og 30% ved en stigning i afgiften på 36%, afhængigt af om man justerer eller ikke justerer for grænsehandel. For District of Columbia er forskellen endnu mere tydelig; skatteprovenuet vil kun stige med 20% (i stedet for 30%) ved en stigning i afgiften på 36%, hvis man tager højde for grænsehandel.

DeCicca et al. (2010) har i et lignende studie estimeret egenpriselasticiteten til -0,61. Som forventet stiger sandsynligheden for grænsehandel jo tættere på grænsen, man befinder sig. Estimaterne viser, at sandsynligheden for, at en person handler tobak på den anden side af grænsen, falder med 0,05-0,07 procentpoint, for hver ekstra mile

personen bor fra grænsen. Højere afgifter i hjemstat øger ikke overraskende sandsynligheden for grænsehandel, mens højere afgifter i en grænsestat reducerer denne sandsynlighed. Sandsynligheden for at deltage i grænsehandel er positivt korreleret med både alderen, indkomsten og uddannelsen. Krydspriselasticiteten estimeres til 0,55, således at stigning i prisforskellen mellem to stater på én procent øger grænsehandlen med 0,55%.

Det er vanskeligt at generalisere erfaringerne fra studierne af grænsehandel, og der er betydelige forskelle i de anvendte typer af data og metoder. Studierne angiver krydspriselasticiteter i intervallet 0,09-0,55. En krydspriselasticitet på f.eks. 0,09 betyder, at grænsehandlen vil stige med 0,09%, når der sker en 1%-stigning i forskellen mellem de udenlandske og de indenlandske priser på tobak.

I de seks studier, der tager højde for smugling, ligger egenpriselasticiteten på mellem -0,36 og -0,79, se tabel 4. En af grundene til, at der kun er seks studier af dette, er, at det er vanskeligt at måle omfanget af smugleri. Duffy (2006) sammenligner priselasticiteter, når der tages højde for smugling, og når der ikke gøres det. Egenpriselasticiteterne ligger mellem -0,36 og -1,35, når der ikke tages højde for effekten af smugling. Justeres der for effekten af smugling, ændres estimaterne, således at de ender i intervallet -0,34 til -0,84. Disse resultater peger således på, at efterspørgselseffekten af en afgiftsstigning overvurderes, hvis der ikke tages højde for smugling.

Joossens & Raw (1995) påpeger, at der ikke findes evidens for, at høje priser nødvendigvis fører til smugling. Her nævner de Danmark som eksempel. Danmark er et af de lande med de højeste priser, men omfanget af smugling er alligevel ikke omfattende. Ses der derimod på Spanien, hvor priserne er en del lavere, er smugling et stort problem. Med andre ord, er prisen ikke det eneste afgørende for omfanget af smugling.

I Gallet & List (2003) laves en analyse af 86 tidligere empiriske studier af priselasticiteter, hvor de ser på priselasticitetens følsomhed over for smugling, forskellige estimationsmetoder og forskellige datatyper. Medianen af egenpriselasticiteten på kort sigt er -0,40. Tages der højde for smugling fås en lidt mindre egenpriselasticitet (-0,36). Dette er altså en klar indikation af, at priselasticiteterne er højere i de studier, hvor der ikke kontrolleres for grænsehandel og smugling.

3.4 Delkonklusion

Studierne af prisfølsomheden viser, at tobaksforbruget som forventet påvirkes af prisen på tobak. Estimaterne for egenpriselasticiteten ligger i intervallet -0,03 til over -0,85. Estimaterne afhænger af typen af data, hvor studier, der anvender individdata, typisk giver de laveste estimater. Estimater fra studier, som kun kigger på den indenlandske efterspørgsel, vil derimod typisk overvurdere prissensitiviteten af forbruget, da der ikke tages højde for substitution, grænsehandel og smugling af cigaretter.

Studierne af omfanget og betydningen af grænsehandlen er meget heterogene og er i hovedsagen fra USA. Det er derfor meget vanskeligt at generalisere resultaterne til en dansk kontekst. Specielt er det vanskeligt at omsætte resultaterne for sammenhængen mellem afstand og omfanget af grænsehandel, da transportmønstrene er meget forskellige og omkostningerne til transport har været (og er) lavere i USA i forhold til Danmark. Estimerne af krydspriselasticiteter ligger i intervallet 0,1-0,55.

Tabel B1, B2 og B3 i bilagstabellerne indeholder en vurdering af de forskellige studier i forhold til deres validitet og generaliserbarhed.

4. Konsekvenser af ændringer i tobaksafgiften

Formålet med dette kapitel er at lave en relativ simpel simulationsmodel, som beregner de økonomiske konsekvenser af en forhøjelse af afgiften på tobak. Modellen tager udgangspunkt i den model, som Skatteministeriet anvendte i forbindelse med beregninger for forebyggelseskommissionen i 2009 (Skatteministeriet, 2009). Vi laver dog en række modifikationer og udvidelser af de antagelser, der blev gjort dengang. I afsnit 4.1 beskrives de forskellige modelspecifikationer. I afsnit 4.2 præsenteres resultaterne af de forskellige kørsler. Endelig indeholder afsnit 4.3 nogle aldersspecifikke beregninger, mens afsnit 4.4 rummer en delkonklusion.

4.1 Modelantagelser

I dette afsnit præsenteres antagelserne i den model, der bruges til at lave en række beregninger af de økonomiske konsekvenser af ændringer i tobaksafgiften i forhold til det danske salg, statens afgiftsprovener samt omfanget af grænsehandlen. Modellen tager udgangspunkt i Skatteministeriets model fra 2009, men anvender bl.a. tre forskellige antagelser om prisfølsomheden af forbruget og analyserer desuden fire forskellige scenarier for grænsehandlen. Det skal for en god ordens skyld understreges, at der er tale om meget usikre beregninger, som ikke kan betragtes som egentlige forudsigelser, men snarere som illustrationer af de mulige konsekvenser.

Modellen anvender forbruget og salget af cigaretter i 2010 som udgangspunkt og analyserer, hvordan det samlede forbrug, grænsehandlen og statens provener ændrer sig ved forskellige ændringer i afgiftsniveauet. På baggrund af oplysninger fra Skatteministeriet og Danmarks Statistik er antagelserne omkring omfanget af forbruget af og grænsehandel med cigaretter i 2010 vist i tabellen nedenfor. Bemærk, at modellen ser bort fra røgtobak og kun analyserer salg og forbrug af cigaretter. Forbrug af røgtobak har været faldende siden 2000 og udgjorde ca. 13% af det samlede tobaksforbrug i 2009 (Skatteministeriet, 2010).

Tabel 5: Markedet for cigaretter, 2010

Cigaretter, mio. stk.	
Salg i DK (med afgift)	7.618
	250
Heraf salg til udlændige	
Salg i DK til danskere (S)	7.368
	0
Grænsehandel i Tyskland (G)	
Tax-free, Syd- og Østeuropa (I)	450
	7.818
Samlet dansk forbrug (F = S + G + I)	

Note: Det anslås, at der var en positiv, men relativ lille grænsehandel i Tyskland i 2010.

Kilde: Danmarks Statistik, Skatteministeriet (2010)

I 2010 stammede over 94% af danskernes samlede cigaretforbrug fra cigaretter købt med afgift i Danmark, mens de resterende 6% blev indkøbt taxfree og i Syd- og Østeuropa. Til gengæld var der også et mindre salg til udlændinge i Danmark, således at det afgiftspligtige salg i Danmark svarede til ca. 98% af det samlede forbrug. I det følgende forklares det, hvordan disse størrelser antages at blive påvirket ved en ændring i prisen på cigaretter.

Danskernes samlede forbrug af cigaretter, F, antages som udgangspunkt at være bestemt ved:

$$F = 7818 - 23,1 \cdot \Delta P \quad (1)$$

hvor ΔP er prisændringen i kroner på en pakke cigaretter. Dvs. ved en uændret pris vil forbruget ligge på 7.818 mio. stk. Svarende til niveauet fra tabel 5. Ved en stigning i prisen på 2 kr. antages det, at forbruget falder med $2 \times 23,1 = 46,2$ mio. stk., således at det samlede forbrug ender på $7.818 - 2 \times 23,1 = 7.771,8$ mio. stk. Koefficienten på -23,1 er udregnet på baggrund af Skatteministeriets oprindelige antagelser omkring egenpriselasticiteten. Skatteministeriet antager således en egenpriselasticitet på -0,115, dvs. når prisen stiger med 1%, falder forbruget med 0,115%. Ved en pris og et

forbrug i udgangspunktet på henholdsvis 39 kr. og 7.818 mio. stk. svarer det til, at en stigning i prisen på 1 kr. (= ca. 2,5%) giver et fald i forbruget på godt 23 mio. stk. (= ca. 0,3%).¹

I specifikationen af danskernes samlede forbrug af cigaretter bruger vi desuden to andre værdier af den underliggende egenpriselasticitet, således at vi betragter følgende tre scenarier:

1. En egenpriselasticitet på -0,115 (som i ovenstående). Selvom denne ligger i den mindre elastiske ende i forhold til litteraturen, finder f.eks. Colman and Remler (2008) og Stehr (2004) egenpriselasticiteter på henholdsvis -0,105 og -0,09.
2. En egenpriselasticitet på -0,4, som svarer til et omtrentligt gennemsnit af egenpriselasticiteterne fra de gennemgåede studier, der tager højde for grænsehandel.
3. En egenpriselasticitet på -0,7, hvilket svarer til et meget "optimistisk" scenario, hvor forbruget af cigaretter er forholdsvis prisfølsomt.

Den næste del af modellen omhandler danskernes køb i udlandet. Ligesom i Skatteministeriet (2009) antages det, at danskernes køb af cigaretter i udlandet består af (a) cigaretter købt i forbindelse med grænsehandel i Tyskland; og (b) cigaretter købt taxfree og i Syd- og Østeuropa. Med hensyn til den tyske grænsehandel, så har priserne på de populære cigaretmærker været nogenlunde ens på begge sider af grænsen i de senere år. Derfor har grænsehandlen været ganske beskedne. Dette gør det også vanskeligt at anslå, hvordan den vil udvikle sig ved stigende priser i Danmark. I de følgende beregninger skelnes der derfor mellem fire scenarier i et forsøg på at afdække forskellige muligheder.

¹ Sammenhængen mellem egenpriselasticitet, ϵ , prisen i udgangspunktet, P_0 , forbruget i udgangspunktet, F_0 samt de absolutte ændringer i henholdsvis pris, ΔP , og forbrug, ΔF , kan formelt skrives som: $\Delta F = \frac{\epsilon}{P_0} \cdot F_0 \cdot \Delta P = \frac{-0,115}{39} \cdot 7818 = -23,1$.

Scenarie 1: Grænsehandlen er lineær afhængig af prisdifferencen mellem Tyskland og DK. Grænsehandlen starter, lige så snart cigaretter er billigere i Tyskland. Der sker også en stigning i taxfree køb. For hver krone afgiften stiger, vil købet af udenlandske cigaretter stige med 103,3 mio. stk.

Scenarie 2: Grænsehandlen antages først at starte ved en prisforskel på 3 kr. Den stiger lineært op til en afgiftsstigning på 12 kr. Efter en afgiftsstigning på 12 kr. udgør grænsehandel 29% af det samlede forbrug af cigaretter på grund af den såkaldte ketchup-effekt. Stigning af taxfree køb er 45 mio. stk. for hver kroners stigning i afgiften op til en afgiftsstigning på 12 kr.

• **Scenarie 3:** Det antages, at grænsehandlen starter ved en afgiftsstigning på 3 kr., mens taxfree stiger med 45 mio. stk. for hver kroners stigning. Efter en afgiftsstigning på 3 kr., så stiger grænsehandlen kraftigere end antaget i scenarie 1 og 2, og stiger med 220 mio. stk. for hver ekstra kroners afgiftsforøgelse (inkl. stigning i taxfree).

• **Scenarie 4:** Mængden af taxfree antages at være konstant og ikke påvirket af afgiftsniveauet, mens grænsehandlen antages at være på samme niveau som i scenarie 1.

Scenarie 1: Det antages her, at for hver kroners prisforskel per pakke vil grænsehandlen blive forøget med 58,3 mio. stk. cigaretter om året. Dette skøn baseres på de observerede prisforskelle og den målte grænsehandel i årene 2003 og 2004, som er de seneste år med data, hvor cigaretterne var billigere i Tyskland. Prisforskellen på en pakke populære 20 stk. cigaretter og den handlede mængde var henholdsvis 6,5 kr. og 375 mio. stk. i 2003, mens de samme tal i 2004 var henholdsvis 3,5 kr. og 200 mio. stk. I det prisniveau p.t. er næsten ens i Tyskland og Danmark², antages det i scenarie 1, at danskernes køb i Tyskland er givet ved:

$$G = 58,3 \cdot \Delta P \quad (2)$$

hvor G er den samlede mængde grænsehandel i mio. stk., og ΔP er prisændringen i kroner på en pakke cigaretter i Danmark. Denne sammenhæng er under forudsætning af, at der ikke sker nogen prisændringer i Tyskland, hvorfor det også er et udtryk for prisforskellen på en pakke cigaretter i Danmark og Tyskland. Dvs. ved uændrede priser vil der ikke være nogen grænsehandel, mens grænsehandlen vil vokse med 58,3 mio. stk. for hver kroners stigning i prisen på en pakke cigaretter i Danmark.

Denne antagelse er naturligvis meget usikker (især ved store prisændringer). I modsætning til dette, antager Skatteministeriet således, at grænsehandlen først begynder ved en prisforskel på 3 kr. Vi vurderer dog, at grænsehandlen vil starte selv ved en mindre prisforskel, da der i forvejen er grænsehandel med andre varer. Med andre ord, vi antager, at når forbrugerne alligevel er i Tyskland efter andre varer, vil de også begynde at handle cigaretter selv ved små prisforskelle.

² F.eks. kostede en pakke Prince i Tyskland ca. 38,35 kr. i 2011, mens en tilsvarende pakke kostede 39 kr. i Danmark (alle pakker omregnet til 20 stk.)

Med hensyn til cigaretter købt taxfree og i Syd- og Østeuropa bruges i scenarie 1 de samme antagelser om mængdeændringer som i Skatteministeriet (2010):

$$I = 450 + 45 \cdot \Delta P \quad (3)$$

Dvs. ved en stigning på 1 kr. forventes denne handel at stige med 45 mio. stk. fra et udgangspunkt på 450 mio. stk. Den samlede mængde købt af danskere i udlandet er dermed givet ved summen af (2) og (3):

$$M = I + G = 450 + 103,3 \cdot \Delta P \quad (4)$$

Scenarie 2: Dette scenarie tager i udgangspunkt i Skatteministeriets antagelser, da de lavede beregninger for Forebyggelseskommissionen i 2009 (Skatteministeriet, 2009). Skatteministeriet antog dengang, at grænsehandlen ved den tyske grænse først ville sætte ind, når der var 3 kroners prisforskel, og at den da vil udgøre 80 mio. stk. Ved mindre prisforskelle består danskernes køb i udlandet udelukkende af taxfree køb samt køb i Syd- og Østeuropa, som man antog, fulgte mønsteret fra scenarie 1 (ligning 3 ovenfor).

For også at vurdere effekterne ved større afgiftsændringer kiggede Skatteministeriet på erfaringerne fra England og Norge – lande som har haft kraftige afgiftsstigninger på cigaretter. Konkret vurderede Skatteministeriet, at ved en afgiftsstigning på 100% i forhold til 2007-priser (svarende til en prisforskel mellem Danmark og Tyskland på ca. 18 kr. per pakke) ville hele 35% af det samlede forbrug blive tilvejebragt via grænsehandel/smugling. Skatteministeriet forholdt sig dog ikke eksplicit til, hvornår denne "ketchupeffekt" ville sætte ind – blot at den ville være indtrådt ved en afgiftsstigning på 100%. Da der ikke findes nogen systematiske studier af, hvornår "ketchupeffekten" sætter ind, er punktet for effektens indtræden derfor usikker. I dette scenarie anvendes et lidt mere konservativt skøn end Skatteministeriet (2009). Baseret på norske erfaringer antages det, at det kun er 29% af det samlede forbrug, der vil blive tilvejebragt via grænsehandel³. Det antages desuden, at denne "ketchupeffekt" sætter ind ved en prisforskel på 12 kroner eller derover. For prisforskelle op til 12 kroner antages det, at grænsehandlen med Tyskland kun udgør de ovennævnte 80 mio. stk. Dette resulterer i følgende samlede udtryk for danskernes køb i udlandet under scenarie 2:

$$M = I + G = \begin{cases} 450 + 45 \cdot \Delta P & \text{for } \Delta P < 3 \\ 530 + 45 \cdot \Delta P & \text{for } 12 > \Delta P \geq 3 \\ 0,29 \cdot F & \text{for } \Delta P \geq 12 \end{cases} \quad (5)$$

³ Vi skelner ikke eksplicit mellem grænsehandel og smugling. Skatteministeriet (2010) vurderer, at den illegale handel med cigaretter er mindre end 1 pct. af det samlede forbrug.

Scenarie 3: Dette scenarie er en modifikation af scenarie 2, hvor grænsehandelen antages at være betydeligt mere prisfølsom. Scenariet tager udgangspunkt i Skatteministeriets egen modifikation i 2010 af, hvornår "ketchup-effekten" indtræder (se Skatteministeriet, 2010, side 231 og tabel 6.12). I stedet for "blot" at bidrage med 80 mio. stk. ved en prisforskel på 3 kroner som i scenarie 2, så antages det, at hver kroners prisforhøjelse derudover giver anledning til, at yderligere 175 mio. stk. cigaretter indkøbes syd for grænsen, taxfree eller i Syd- og Østeuropa. I alt betyder det, at danskernes samlede køb i udlandet stiger med 220 mio. stk. for hver kroners stigning, når prisforskellen er større end 3 kr. Dette kan formelt skrives som:

$$M = I + G = \begin{cases} 450 + 45 \cdot \Delta P & \text{for } \Delta P < 3 \\ 665 + 220(\Delta P - 3) & \text{for } \Delta P \geq 3 \end{cases} \quad (6)$$

Scenarie 4: Dette scenarie er en svag modifikation af scenarie 1, hvor antagelsen om prisfølsomheden af taxfreekøb og køb i Syd- og Østeuropa justeres. Selvom priserne på cigaretter steg i Danmark fra 2005 til 2009, så var den mængde, der blev hentet taxfree og i Syd- og Østeuropa, nogenlunde konstant (Skatteministeriet 2010, s. 144). Derfor antages det i dette scenarie, at denne mængde udgør 450 mio. stk. uanset prisforskellen. Det giver følgende model for danskernes samlede køb i udlandet:

$$M = I + G = 450 + 58,3 \cdot \Delta P \quad (7)$$

I alle fire scenarier tages der også højde for udlændinges køb i Danmark. Her vurderes det, at på grund af de små prisforskelle mellem Danmark på den ene side og Tyskland og Sverige på den anden side, så vil det overvejende være nordmænd, som handler cigaretter i Danmark. Med de nuværende prisforskelle er det vurderet, at udlændinge køber ca. 250 mio. stk. cigaretter om året i Danmark. Ligesom Skatteministeriet (2009) antages det, at ved en kroners stigning vil udlændinges køb falde med 65 mio. stk., mens det helt vil ophøre ved en stigning på 3 kroner eller derover.

4.2 Resultater

I dette afsnit præsenteres resultater for de forskellige scenarier fra foregående afsnit samt for de syv prisændringer, der er vist i tabellen nedenfor. Disse dækker over afgiftsstigninger på mellem 3% og op til 90%. Det antages, at afgiftsstigninger overvælttes fuldt ud på forbrugerne, dvs. at en stigning i afgiften på x kr. også leder til en stigning i forbrugerprisen på x kr. Af tabellen ses det, at en afgiftsførogelse på 11,2% da vil indebære, at en pakke cigaretter stiger med 3 kr. fra 39 kr. til 42 kr. Naturligvis skal især de beregninger, der knytter sig til de store afgiftsstigninger, tages med et vist forbehold, idet adfærdsændringerne her er meget svære at spå om.

Tabel 6: Scenarier for prisændring på en pakke Prince

Prisændring i kr. på en pakke cigaretter (20 stk.)	Afgiftsændring i %	Pris i kr. på en pakke cigaretter (20 stk.)
Δ 24 kr.	86,6	63
Δ 11 kr.	41,2	50
Δ 9 kr.	33,7	48
Δ 7 kr.	26,2	46
Δ 5 kr.	18,7	44
Δ 3 kr.	11,2	42
Δ 1 kr.	3,7	40
Status quo	0	39

Note: Udgangspunktet er pris per pakke med 19 stk. cigaretter gældende i 2011 omregnet til pris per pakke med 20 stk.

Den følgende tabel 7 viser, hvordan danskernes samlede køb af cigaretter i udlandet i mio. stk. vil udvikle sig under hvert af de fire scenarier fra afsnit 4.1 og under de syv prisstigninger fra foregående tabel. Bemærk, at effekterne af en prisstigning på 24 kr. under scenarie 3 (og til dels scenarie 1) er meget voldsomme. De understreger den ovennævnte (lineære) models begrænsninger og kan ikke ses som realistiske bud på, hvordan det vil gå. Af samme grund har vi i det følgende valgt ikke at medtage provenueffekterne i disse tilfælde.

Tabel 7: Danskernes samlede køb af cigaretter i udlandet, mio. stk.

	Δ 1 kr.	Δ 3 kr.	Δ 5 kr.	Δ 7 kr.	Δ 9 kr.	Δ 11 kr.	Δ 24 kr.
Scenarie 1	553	760	967	1173	1380	1586	2929
Scenarie 2	495	665	755	845	935	1025	2107
Scenarie 3	495	665	1105	1545	1985	2425	5285
Scenarie 4	508	625	742	858	975	1091	1849

Note: I scenarie 2 afhænger effekten ved en prisstigning på 24 kr. af den anvendte egenpriselasticitet i forbrugsfunktionen, F. Ovenfor er anvendt en egenpriselasticitet på -0,115, se ligning (1).

Den følgende tabel opsummerer ændringerne i danskernes samlede forbrug ved de forskellige prisændringer og de tre forskellige anvendte egenpriselasticiteter. Bemærk, at ved den høje egenpriselasticitet på -0,7 vil der være tale om næsten en halvering af forbruget ved en stigning på 24 kroner pr. pakke. Dette er næppe heller realistisk.

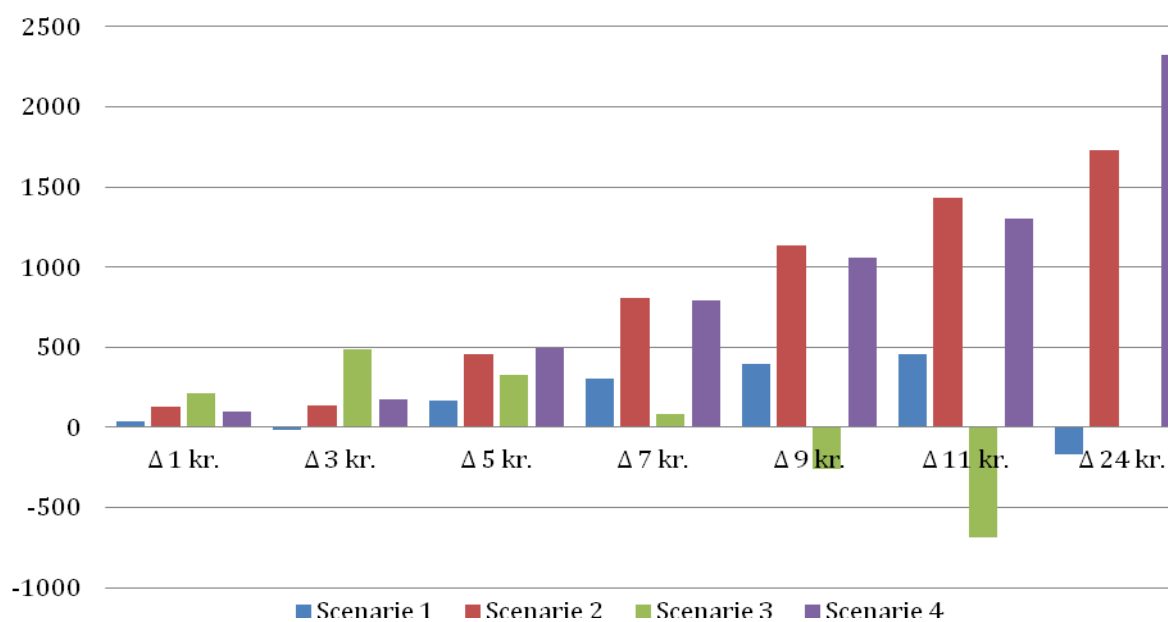
Tabel 8: Ændring i danskernes forbrug, i mio. stk.

	$\varepsilon = -0,115$	$\varepsilon = -0,40$	$\varepsilon = -0,70$
Δ 1 kr.	-23	-80	-140
Δ 3 kr.	-69	-241	-421
Δ 5 kr.	-115	-401	-702
Δ 7 kr.	-161	-561	-982
Δ 9 kr.	-207	-722	-1263
Δ 11 kr.	-254	-882	-1544
Δ 24 kr.	-553	-1924	-3368

De følgende tre grafer præsenterer effekterne på statens nettoprovenu⁴ under de fire forskellige scenarier og ved anvendelse af de tre forskellige egenpriselasticiteter. Ved den lave priselasticitet vil der være tale om positive og voksende effekter ved stort set alle prisændringer, undtagen i scenarie 3, hvor prisændringer på 9 kr. eller derover vil give anledning til en negativ provenueffekt. Det skyldes, at grænsehandlen udvikler sig voldsomt i dette tilfælde. Ved en egenpriselasticitet på -0,4, som er tættere på det, litteraturen finder, er effekterne betydeligt mere blandede. Scenarie 1 og 3 giver generelt anledning til negative provenueffekter, mens scenarie 2 og 4, med deres antagelser om en mere moderat grænsehandel, stadig giver positive, men mere beskedne effekter. Endelig viser den sidste graf, at ved en høj egenpriselasticitet vil provenueffekterne generelt være negative. Det skyldes selvfølgelig, at forbruget og dermed det indenlandske salg vil reagere voldsomt i dette tilfælde. Se også tabel 7 ovenfor.

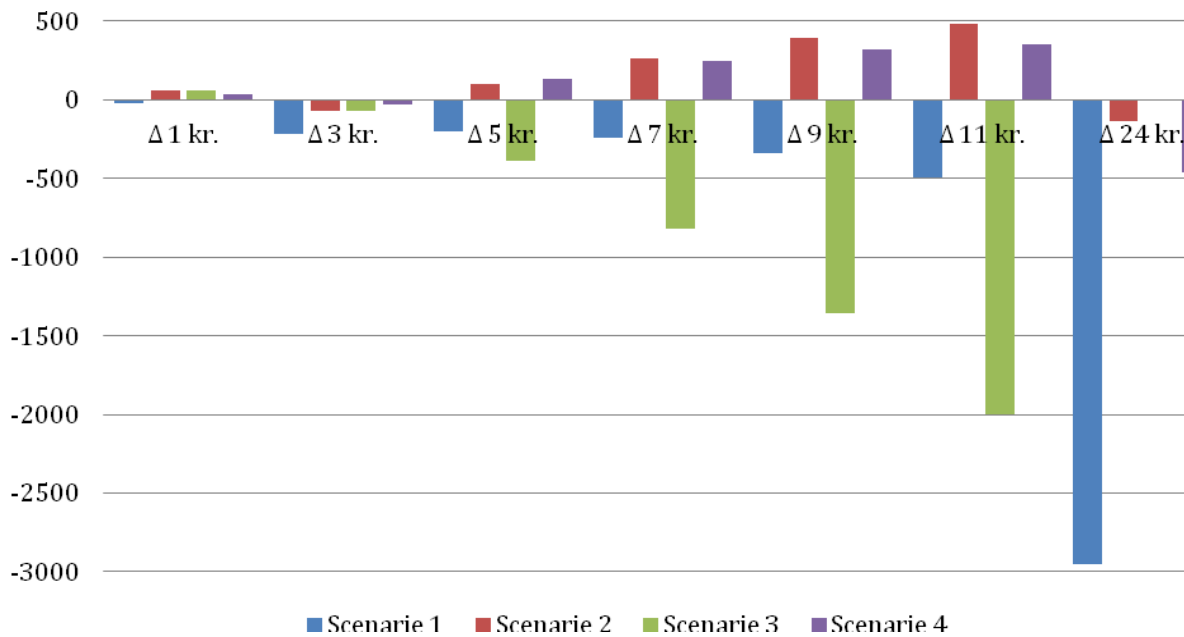
Bemærk, at i fx figur 3 bliver provenuet i scenarie 1 pludselig negativt ved en prisstigning på 3 kr., mens det er positivt ved prisstigning på både 1 kr. og 5 kr. Det skyldes antagelsen om, at udlændinges køb i Danmark helt ophører ved en prisstigning på 3 kr. Tallene bag figur 3-5 findes i bilaget.

⁴ Der bruges Skatteministeriets metode til at beregne statens nettoprovenu baseret sig på www.skm.dk/publikationer/udgivelser/1723/1726/

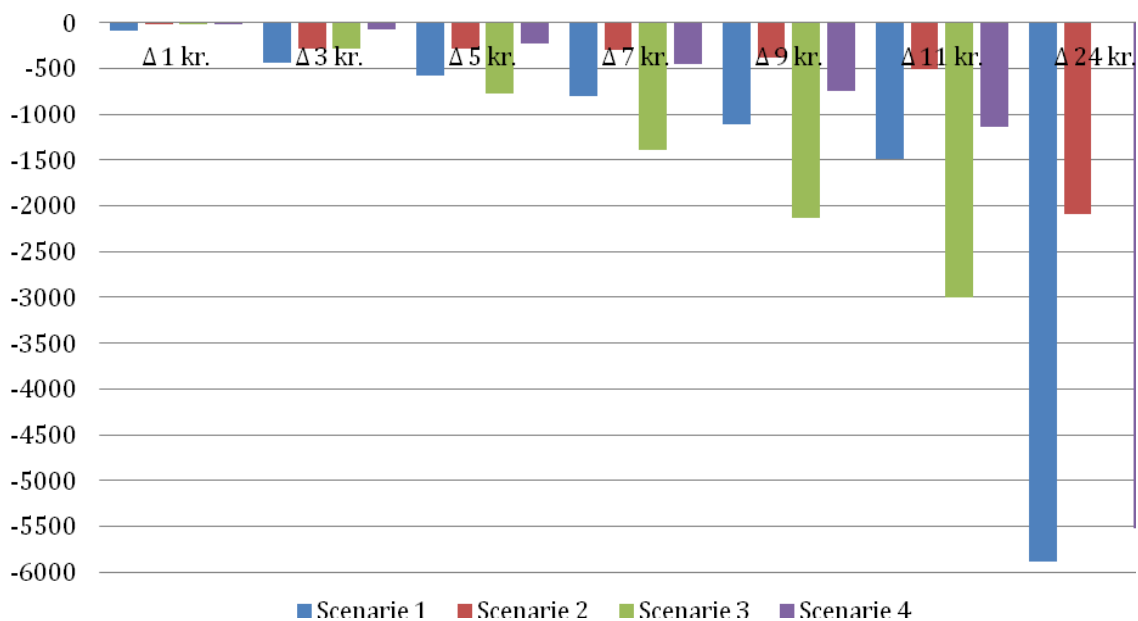
Figur 3: Statens nettoprovnu ved egenpriselasticitet på -0,115, i mio. kr.

Note: For overskuelighedens skyld er den store negative værdi ved en ændring på 24 kr. ikke medtaget for scenarie 3.

Figur 4: Statens nettoprovenu ved egenpriselasticitet på -0,40, i mio. kr.



Figur 5: Statens nettoprovenu ved egenpriselasticitet på -0,70, i mio. kr.



4.3 Aldersspecifikke beregninger

Udgangspunktet for beregningerne i dette afsnit er, at unge mennesker er mere følsomme i deres forbrug i forhold til prisændringer på cigaretter. Forebyggelseskommissionen (2009) brugte således aldersspecifikke priselasticiteter til at beregne sundhedseffekter af afgiftsændringer på tobak. Deres skøn for de enkelte aldersgruppers prislelsomhed var baseret på et studie af Harris og Chan (1999). I nedenstående tabel har vi tilsvarende udregnet aldersspecifikke egenpriselasticiteter for tre forskellige aldersgrupper for hver af de tre overordnede egenpriselasticiteter fra foregående afsnit. På baggrund af Sundhedsprofilen 2010 har vi desuden beregnet den relative fordeling af cigaretforbruget blandt de tre aldersgrupper med udgangspunkt i, at der i alt bliver forbrugt 7.818 mio. stk. cigaretter.⁵

Tabel 9: De enkelte aldersgruppers prislelsomhed

	Egenpriselasticiteter:			Cigaretforbrug, mio. stk.	Andel rygere forhold til alle rygere
16-24 år	-0,23	-0,80	-1,41	1287	0.16
25-34 år	-0,14	-0,49	-0,86	1138	0.15
≥35 år	-0,08	-0,28	-0,50	5393	0.69
Overordnet:	-0,115	-0,4	-0,7	7818	1

Kilde: Beregninger er baseret på Harris & Chan (1999) og data fra den Nationale Sundhedsprofil 2010 www.sundhedsprofil2010.dk

På baggrund af dette kan man beregne, hvordan de absolutte ændringer i det samlede forbrug vil fordele sig på de tre aldersgrupper ved en stigning i prisen på en pakke cigaretter med 1 krone. Dette er vist i tabel 10. Det ses, at selvom gruppen af 16-24-årige kun udgør omkring 16% af det samlede antal rygere, så vil de tegne sig for ca. en tredjedel af faldet i cigaretforbruget.

Tabel 10: Ændringen i forbrug ved de forskellige priselasticiteter, mio. stk.

	-0.115	-0.4	-0.7
16-24 år	-7.6	-26.5	-46.4
25-34 år	-4.1	-14.3	-25.0
≥35 år	-11.7	-39.4	-68.9
Total:	-23.5	-80.2	-140.3

Tabel 11 viser den relative ændring i forbruget for de forskellige aldersgrupper ved forskellige prisstigninger og forskellige antagelser om den overordnede egenpriselasticitet. Tabellen viser f.eks., at for 16-24-årige vil en stigning på

⁵ Nyere studier finder lidt anderledes elasticiteter. Ross and Chaloupka (2003) finder egenpriselasticiteter for high school elever (13-18-årige) til at ligge mellem -0,67 og -1,02 (afhængig af modelspecifikationen), mens Ahmad og Franz (2008) estimerer følgende prævalenselasticiteter: -0,36 for 18-23-årige, -0,30 for 24-29-årige, 0,18 for 30-39-årige, -0,20 for 40-65-årige, -0,33 for 65+-årige. Et studie af Franz (2008) bekræfter tendensen om, at de yngre er mere prislelsomme end ældre, men de ældre udviser dog også en signifikant prislelsomhed.

5 kr. per pakke cigaretter medføre et fald i deres forbrug på 10% mod 4% blandt gruppen af rygere på 35 år eller derover, givet at den overordnede egenpriselasticitet er på -0,40.

Af tabellen kan man klart se en tendens til, at de unges forbrug falder relativt meget i forhold til de ældres. Det betyder for det første, at der er "ekstra" sundhedsmæssige gevinster at hente ved en afgiftsforhøjelse, idet de unge vil reducere deres forbrug kraftigere end den ældre del af rygerne. På lang sigt vil dette dog også gå ud over statens provenu fra tobaksafgifter, fordi andelen af rygere vil blive reduceret yderligere med tiden.

Tablet 11: Det relative fald forbruget fordelt på aldersgrupper, mio. stk. (%):

Konsekvenser af prisændringer (-0,115):							
	Δ 1 kr.	Δ 3 kr.	Δ 5 kr.	Δ 7 kr.	Δ 9 kr.	Δ 11 kr.	Δ 24 kr.
16-24 år	-8 (-0,6)	-23 (-2)	-38 (-3)	-53 (-4)	-69 (-5)	-84 (-7)	-183 (-14)
25-34 år	-4 (-0,4)	-12 (-1)	-21 (-2)	-29 (-3)	-37 (-3)	-45 (-4)	-99 (-9)
≥ 35 år	-12 (-0,2)	-35 (-1)	-59 (-1)	-105 (-2)	-105 (-2)	-129 (-2)	-281 (-5)
Konsekvenser af prisændringer (-0,4):							
	Δ 1 kr.	Δ 3 kr.	Δ 5 kr.	Δ 7 kr.	Δ 9 kr.	Δ 11 kr.	Δ 24 kr.
16-24 år	-27 (-2)	-80 (-6)	-132 (-10)	-186 (-14)	-238 (-19)	-292 (-23)	-636 (-49)
25-34 år	-14 (-1)	-43 (-4)	-72 (-6)	-100 (-9)	-129 (-11)	-157 (-14)	-343 (-30)
≥ 35 år	-39 (-1)	-118 (-2)	-197 (-4)	-276 (-5)	-354 (-7)	-433 (-8)	-945 (-18)
Konsekvenser af prisændringer (-0,7):							
	Δ 1 kr.	Δ 3 kr.	Δ 5 kr.	Δ 7 kr.	Δ 9 kr.	Δ 11 kr.	Δ 24 kr.
16-24 år	-46 (-4)	-139 (-11)	-232 (-18)	-325 (-25)	-418 (-32)	-510 (-40)	-1114 (-87)
25-34 år	-25 (-2)	-75 (-7)	-125 (-11)	-175 (-15)	-225 (-20)	-275 (-24)	-601 (-53)
≥ 35 år	-69 (-1)	-207 (-4)	-345 (-6)	-482 (-9)	-620 (-11)	-758 (-14)	-1654 (-31)

4.4 Delkonklusion

Simulationsmodellen i dette afsnit tog udgangspunkt i den model, som Skatteministeriet tidligere har anvendt til beregninger for Forebyggelseskommissionen. I beregningerne blev der anvendt tre forskellige værdier af forbrugets egenpriselasticitet. En forholdsvis lav værdi, der svarer til Skatteministeriets oprindelige antagelse; en "middel" værdi, der svarer til gennemsnittet af værdierne fra de gennemgåede studier, samt en "høj" værdi, der svarer til et meget prisfølsomt scenarie. Desuden blev der anvendt fire forskellige scenarier for grænsehandelns prisfølsomhed.

Resultaterne viser, at hvis man anvender Skatteministeriets lave prisfølsomhed, så vil der være en positiv effekt på statens afgiftsprovener ved alle de analyserede afgiftsstigninger under alle fire scenarier for grænsehandlen – undtagen ved afgiftsstigninger på 30% eller derover i det mest pessimistiske scenarie for grænsehandlen. Derimod vil effekterne være betydeligt mere blandede, hvis man anvender den gennemsnitlige prisfølsomhed fra de gennemgåede studier, og endelig vil provenueffekterne generelt være negative ved den høje prisfølsomhed. Sammenfattende kan det derfor konkluderes, at der hersker betydelig usikkerhed omkring effekterne på statens provener af en afgiftsstigning, og at disse er meget afhængige af antagelserne om forbrugets og grænsehandelns prisfølsomhed.

Litteraturliste

- Ahmad, S. & Franz, G. A. 2008, "Raising taxes to reduce smoking prevalence in the US: A simulation of the anticipated health and economic impacts", *Public Health*, vol. 122, no. 1, pp. 3-10.
- Baltagi, B. H. & Goel, R. K. 2004, "State Tax Changes and Quasi-experimental Price Elasticities of U.S. Cigarette Demand: An Update", *Journal of Economics and Finance*, vol. 28, no. 3, pp. 422-429.
- Becker, G. S., Grossman, M., & Murphy, K. M. 1994, "An Empirical Analysis of Cigarette Addiction", *American Economic Review*, vol. 84, no. 3, pp. 396-418.
- Brown, A. B. 1995, "Cigarette Taxes and Smoking Restrictions: Impacts and Policy Implications", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 77, no. 4, pp. 946-951.
- Carpenter, C. & Cook, P. J. 2008, "Cigarette Taxes and Youth Smoking: New Evidence from National, State, and Local Youth Risk Behavior Surveys", *Journal of Health Economics*, vol. 27, no. 2, pp. 287-299.
- Chaloupka, F. J. 1999, *The economics of smoking*.
- Chen, Y. & Xing, W. 2011, "Quantity, Quality, and Regional Price Variation of Cigarettes: Demand Analysis Based on a Household Survey in China", *China Economic Review*, vol. 22, no. 2, pp. 221-232.
- Chiles, T. W., Jr. & Sollars, D. L. 1993, "Estimating Cigarette-Tax Revenue", *Journal of Economics and Finance*, vol. 17, no. 3, pp. 1-15.
- Chiou, L. & Muehlegger, E. 2008, "Crossing the Line: Direct Estimation of Cross-Border Cigarette Sales and the Effect on Tax Revenue", *B.E. Journal of Economic Analysis and Policy: Contributions to Economic Analysis and Policy*, vol. 8, no. 1.
- Chiou, L. & Muehlegger, E. 2010, "Consumer Response to Cigarette Excise Tax Changes", *Harvard University*.
- Coats, R. M. 1995, "A Note on Estimating Cross-Border Effects of State Cigarette Taxes", *National Tax Journal*, vol. 48, no. 4, pp. 573-584.
- Colman, G., Grossman, M., & Joyce, T. 2003, "The Effect of Cigarette Excise Taxes on Smoking Before, during and after Pregnancy", *Journal of Health Economics*, vol. 22, no. 6, pp. 1053-1072.
- Colman, G. J. & Remler, D. K. 2008, "Vertical Equity Consequences of Very High Cigarette Tax Increases: If the Poor Are the Ones Smoking, How Could Cigarette Tax Increases Be Progressive?", *Journal of Policy Analysis and Management*, vol. 27, no. 2, pp. 376-400.
- DeCicca, P., Kenkel, D. S., & Liu, F. 2010, *Excise Tax Avoidance: The Case of State Cigarette Taxes* 15941.

DeCicca, P., Kenkel, D., & Mathios, A. 2008, "Cigarette Taxes and the Transition from Youth to Adult Smoking: Smoking Initiation, Cessation, and Participation", *Journal of Health Economics*, vol. 27, no. 4, pp. 904-917.

Devereux, M. P., Lockwood, B., & Redoano, M. 2007, "Horizontal and Vertical Indirect Tax Competition: Theory and Some Evidence from the USA", *Journal of Public Economics*, vol. 91, no. 3-4, pp. 451-479.

Ding, A. 2003, "Youth are more sensitive to the price changes in cigarettes than adults", *Yale Journal of Biology and Medicine*, vol. 76, pp. 115-124.

Duffy, M. 2006, "Tobacco consumption and policy in the United Kingdom", *Applied Economics*, vol. 38, no. 11, pp. 1235-1257.

Escario, J. J. & Molina, J. A. 2012, "Modeling the optimal fiscal policy on tobacco consumption", *Journal of Policy Modeling*, vol. 26, no. 1, pp. 81-93.

Forebyggelseskommissionen 2009, *Vi kan leve længere og sundere til en styrket forebyggelse indsats* København.

Forster, M. & Jones, A. M. 2001, "The Role of Tobacco Taxes in Starting and Quitting Smoking: Duration Analysis of British Data", *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, vol. 164, no. 3, pp. 517-547.

Franz, G. A. Price effects on the smoking behaviour of adult age groups. *Public Health* 122, 1343-1348. 2008.

Franz, G. A. 2012, "Price effects on the smoking behaviour of adult age groups", *Public Health*, vol. 122, pp. 1343-1348.

Goel, R. K. 2004, "Cigarette Demand in Canada and the US-Canadian Cigarette Smuggling", *Applied Economics Letters*, vol. 11, no. 9, pp. 537-540.

Goel, R. K. 2008, "Unemployment, Insurance and Smoking", *Applied Economics*, vol. 40, no. 19-21, pp. 2593-2599.

Gospodinov, N. & Irvine, I. 2005, "A 'Long March' Perspective on Tobacco Use in Canada", *Canadian Journal of Economics*, vol. 38, no. 2, pp. 366-393.

Gruber, J., Sen, A., & Stabile, M. 2003, "Estimating Price Elasticities When There Is Smuggling: The Sensitivity of Smoking to Price in Canada", *Journal of Health Economics*, vol. 22, no. 5, pp. 821-842.

Hanewinkel, R., Radden, C., & Rosenkranz, T. 2008, "Price Increase Causes Fewer Sales of Factory-Made Cigarettes and Higher Sales of Cheaper Loose Tobacco in Germany", *Health Economics*, vol. 17, no. 6, pp. 683-693.

Hanson, A. & Sullivan, R. 2009, "The Incidence of Tobacco Taxation: Evidence from Geographic Micro-level Data", *National Tax Journal*, vol. 62, no. 4, pp. 677-698.

Harris, J. E. & Chan, S. The continuum of addiction: cigarette smoking in relation to price among americans aged 15-29. *Health Economics*, 81-86. 1999.

Ref Type: Journal (Full)

Hu, T. W. & Mao, Z. 2002, "Effects of cigarette tax on cigarette consumption and the Chinese economy", *Tobacco Control*, vol. 11, pp. 105-108.

Huang, B. N., Yang, C., & Hwang, M. J. 2004, "New Evidence on Demand for Cigarettes: A Panel Data Approach", *International Journal of Applied Economics*, vol. 1, no. 1, pp. 81-98.

Jackson, J. D. & Saba, R. P. 1997, "Some Limits on Taxing Sin: Cigarette Taxation and Health Care Finance", *Southern Economic Journal*, vol. 63, no. 3, pp. 761-775.

Jimenez-uiz, J. A., Saenz de Miera, B., Reynales-Shigematsu, L. M., Waters, H. R., & Hernandez Avila, M. 2008, "The impact of taxation on tobacco consumption in Mexico", *Tobacco Control*, vol. 17, pp. 105-110.

John, R. M. 2008, "Price elasticity estimates for tobacco products in India", *Health Policy and Planning*, vol. 23, pp. 200-209.

Kasteridis, P. M., Munkin, M., & Yen, S. 2008, "Demand for cigarettes: a mixed binary-ordered probit approach", *Applied Economics*, vol. 42, no. 4, pp. 413-426.

Keeler, T. E. 1993, "Taxation, Regulation, and Addiction: A Demand Function for Cigarettes Based on Time-Series Evidence", *Journal of Health Economics*, vol. 12, no. 1, pp. 1-18.

Kilsmark, J. & Wurgler, M. W. 2008, *Forebyggelse af hjertekarsygdomme. Hvilke interventioner er omkostningseffektive - og hvor får man mest for pengene*. København: DSI rapport.

Kubik, J. D. & Moran, J. R. 2001, *Can policy changes be treated as natural experiments? Evidence from state excise taxes*, Center for Policy Research, Maxwell School, Syracuse University, 39.

Lanoie, P. & Leclair, P. 1998, "Taxation or regulation: looking for a good anti-smoking policy", *Economics Letters*, vol. 58, no. 1, pp. 85-89.

Larue, B., Pouliot, S., & Constantatos, C. 2009, "Exports to Smuggle and Smuggling Technologies", *Review of International Economics*, vol. 17, no. 3, pp. 476-493.

Leal, A., Lopez-Laborda, J., & Rodrigo, F. 2010, "Cross-Border Shopping: A Survey", *International Advances in Economic Research*, vol. 16, no. 2, pp. 135-148.

Lee, J. M., Hwang, T. C., Ye, C. Y., & Chen, S. H. 2004, "The effect of cigarette price increase on the cigarette consumption in Taiwan: evidence from the National Health Interview Surveys on cigarette consumption", *BMC Public Health*, vol. 4, p. 61.

Lee, J. M., Liao, D. S., & Ye, C. Y. 2005, "Effect of cigarette price increase on the cigarette consumption in Taiwan", *Tobacco Control*, vol. 14, pp. 71-75.

Lee, J. M. & Chen, S. H. 2008, "The Effects of Price and Smoking Risk Information on the Demand for Tobacco in Taiwan: An Empirical Study", *Applied Economics*, vol. 40, no. 13-15, pp. 1757-1767.

Lee, J. M. 2008, "Effect of a large increase in cigarette tax on cigarette consumption: an empirical analysis of cross-sectional survey data", *Public Health*, vol. 122, pp. 1061-1067.

Lee, J. M., Chen, M. G., Hwang, M. J., & Yeh, C. Y. 2012, "Effect of cigarette taxes on the consumption of cigarettes, alcohol, tea and coffee in Taiwan", *Public Health*, vol. 124, pp. 429-436.

Lovenheim, M. F. 2008, "How Far to the Border?: The Extent and Impact of Cross-Border Casual Cigarette Smuggling", *National Tax Journal*, vol. 61, no. 1, pp. 7-33.

Markowitz, S. & Tauras, J. 2009, "Substance Use among Adolescent Students with Consideration of Budget Constraints", *Review of Economics of the Household*, vol. 7, no. 4, pp. 423-446.

Merriman, D. 1994, "Do cigarette excise tax rates maximize revenue?", *Economic Inquiry*, vol. 32, no. 3, pp. 419-428.

Merriman, D. 2010, "The Micro-geography of Tax Avoidance: Evidence from Littered Cigarette Packs in Chicago", *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 2, no. 2, pp. 61-84.

Mushtaq, N., Mushtaq, S., & Bebee, L. A. 2011, "Economics of tobacco control in Pakistan: estimating elasticities of cigarette demand", *Tobacco Control*, vol. 20, pp. 431-435.

Nørregaard, J. 2011, *Økonomiske konsekvenser af forhøjet tobaksafgift. Rapport til Hjerteforeningen*. København: DSI rapport.

Powel, L. M., Tauras, J., & Ross, H. 2005, "The importance of peer effects, cigarette prices and tobacco control policies for youth smoking behaviour", *Journal of Health Economics*, vol. 24, no. 5, pp. 950-968.

Reinhart, F. S. & Giles, D. E. A. 2001, "Are cigarette bans really good economic policy?", *Applied Economics*, vol. 33, no. 11, pp. 1365-1368.

Ross, H., Stoklosa, M., & Krakovsky, K. 2011, "Economic and public health impact of 2007-2010 tobacco tax increases in Ukraine", *Tobacco Control*.

Ross, H. & Chaloupka, F. J. The effect of cigarette prices on youth smoking. *Health Economics* 12, 217-230. 2003.
Ref Type: Journal (Full)

Saba, R. P. 1995, "The Demand for Cigarette Smuggling", *Economic Inquiry*, vol. 33, no. 2, pp. 189-202.

Singleton, P. 2008, *Public Sentiment and Tobacco Control Policy* 106.

Skatteministeriet 2010, *Status over grænsehandel 2010* København.

Stehr, M. 2005, "Cigarette Tax Avoidance and Evasion", *Journal of Health Economics*, vol. 24, no. 2, pp. 277-297.

Sung, H. Y., Hu, T. W., & Keeler, T. E. 1992, *A Dynamic Simultaneous-Equations Model for Cigarette Consumption in the Western States* 92-204.

Sung, H. Y., Hu, T. W., & Keeler, T. E. 1994, "Cigarette Taxation and Demand: An Empirical Model", *Contemporary Economic Policy*, vol. 12, no. 3, pp. 91-100.

Søgaard, J. 2006, *Hvad ved vi om forholdet mellem pris og forbrug af tobak? Er det sandsynligt, at øget pris kan reducere forbruget? Er der væsentlige sociale aspekter af pris/forbrug sammenhængen? Høring om tobaksvarer og tilsætningsstoffer* København.

Tauras, J. A. & Chaloupka, F. J. 1999, *Price, Clean Indoor Air, and Cigarette Smoking: Evidence from the Longitudinal Data for Young Adults* 6937.

Tauras, J. A., O'Malley, P. M., & Johnston, L. D. 2001, *Effects of Price and Access Laws on Teenage Smoking Initiation: A National Longitudinal Analysis* 8331.

Wasserman, J. 1991, "The Effects of Excise Taxes and Regulations on Cigarette Smoking", *Journal of Health Economics*, vol. 10, no. 1, pp. 43-64.

Yurekli, A. & Sayginsoy, O. 2010, "Worldwide organized cigarette smuggling: an empirical analysis", *Applied Economics*, vol. 42, no. 4, pp. 545-561.

Yurekli, A. & Zhang, P. 2012, "The impact of clean indoor-air laws and cigarette smuggling on demand for cigarettes: an empirical model", *Health Economics*, vol. 9, no. 2, pp. 159-170

BILAG

Bilag 1. Identifikation af empiriske studier

Formålet med litteraturstudiet er at identificere relevante empiriske studier, såvel indenlandske som udenlandske, der har analyseret, hvordan pris påvirker forbrug af og grænsehandel med tobak. Litteratursøgningen har til formål at

identificere studier, som har rapporteret prisfølsomhed i form af egenpriselasticiteter og krydspriselasticiteter for efterspørgsel efter tobak i ind- og udland. Søgningen er foretaget i databaserne EconLit, PubMed og Social Sciences Citation Index (Web of Science). I første omgang er nøgleord blevet identificeret, hvorefter en søgeprofil er blevet udarbejdet, hvilket fremgår af nedenstående tabel.

cigaret*	OR	tobacco		
AND		AND		
cross-border*	OR	demand	OR	elasticity
AND		AND		
tax*	OR	revenue		

De identificerede artikler blev i første omgang sorteret efter deres formål og afgrænset til tidsperioden 1990-2011. I forbindelse med sorteringen af studierne er der blevet lagt vægt på, at studierne havde som primært eller sekundært formål at estimere priselasticiteter for cigaretter eller andre tobaksvarer. Anvendelse af denne metode resulterede i 51 engelsksprogede studier. Størstedelen af studierne er fra USA. Der er få empiriske studier med danske data. Der foreligger rapporter fra Skatteministeriet og Forebyggelseskommissionen, hvori påvirkningen af en afgiftsstigning på grænsehandlen, skatteprovenuet og den indenlandske efterspørgsel er simuleret på baggrund af givne priselasticiteter. Et af de få studier, der har estimeret aggregerede sammenhænge mellem pris og efterspørgsel er udarbejdet af Jes Søgaard (2006). Hovedparten af studierne identificeret i PubMed fokuserer på den indenlandske efterspørgsel, mens hovedparten af studierne i EconLit og Social Sciences Citation Index både estimerer effekten af tobaksafgifter på den indenlandske efterspørgsel og på grænsehandlen. Der er identificeret 11 studier, som har inddraget eller analyseret grænsehandlen med tobak. Der er identificeret 6 studier, som har inddraget eller analyseret omfanget af smugling med tobak.

Artikler som udelukkende har diskuteret afgifter uden bidrag med selvstændige empiriske analyser samt artikler udelukkende med teoretiske overvejelser.

BILAGSTABELLER

Tabel 2. Studier af indenlandsk efterspørgsel

Studie	Land	Datatype			Beskrivelse af data	Summarisk egenpriselasticitet			Segmentspecifikke egenpriselasticitet
		A / M ^{a)}	S / R ^{b)}	T / TI / P / PT ^{c)}		Kort sigt	Langt sigt	Ikke angivet	
Mushtaq et al. (2011)	Pakistan	A	R	PT	Data indsamlet i forskellige statslige og internationale institutioner i perioden 1981-2009.	(-1,17)	(-0,48)	-	-
Ross et al. (2011)	Ukraine	A	R	TI	Bruger makroniveau data. Tidsseriedata, både på årlig basis og på månedlig basis.	-	(-0,28)	-	-
Chen et al. (2010)	Taiwan	A	R	TI	Skattesatser på tobak fra 2002 og 2006. Tidsseriedata fra 1971–2007.	-	-	(-0,61)	Nej, men priselasticiteten for importede cigaretter er angivet (-0,82).
Lee et al. (2010)	Taiwan	A	R	TI	Tidsseriedata for forbruget i periode 1973-2007. Årlig salgstal af alkohol og tobak: <i>Taiwan Tobacco and Liquor Corporation</i> (1973-2000) og <i>the National Treasury Agency</i> (2001-2007).	-	-	(-0,73)	-
Markowitz & Tauras (2009)	USA	M	S	T	Survey data fra National Longitudinal Survey of Youth 1977 Cohort. Individuer i alderen 12-16 fra 31. dec. 1996-2001. Månedlig data. Begrænset til Primary og Secondary school for at få unge der bor hjemme.	-	-	(-0,14) & (-0,22)	Ja, kønspecifik priselasticitet.
Ahmad & Franz (2008)	USA	M	S	PT	Data er samlet fra offentligt tilgængelige kilder, bl.a. <i>National Health Interview Survey, US Census Bureau</i> osv. Respondenter over 18 år.	-	-	-	18-23 år: (-0,36) 24-29 år: (-0,30) 30-39 år: (-0,18) 40-65 år: (-0,20) > 65 år: (-0,33)

BILAGSTABELLER

Tabel 2 fortsat

Studie	Land	Datatype				Beskrivelse af data	Summarisk egenpriselasticitet			Segmentspecifikke egenpriselasticitet
		A / M ^{a)}	S / R ^{b)}	T / TI / P / PT ^{c)}	Kort sigt		Langt sigt	Ikke angivet		
Carpenter & Cook (2008)	USA	M	S	T	Unge i high school alderen. Data fra national Youth Risk Behavior Survey (YRBS) og stat YRBS.	-	-	National: (-0,56) Stat: (-0,25)	-	
Colman & Remler (2008)	USA	M	S	PT	Data er for individer over 18 år fra Current Population Survey (CPS), Tobacco Use Supplements og CPS, March Income Supplements.	-	-	(-0,31)	Lav indkomstgruppe: (-0,37) Middel indkomstgruppe: (-0,35) Høj indkomstgruppe: (-0,20)	
DeCiccan et al. (2008)	USA	M	S / R	PT	US data fra National Education Longitudinal Study fra 1992 og 2000.	-	-	-	Indirekte priselasticitet: Rygere: (-0,49) Startende rygere: (-0,17) Rygestop: (0,93)	
Franz (2008)	USA	M	R	PT	Individniveau data fra Behavioral Risk Factor Surveillance System fra 1993-2000 og data på statsniveau for cigaretpriser og skat.	-	-	(-0,19)	Ja, aldersspecifik priselasticitet.	
Goel (2008)	USA	A	R	T	Tværsnitsdata på statsniveau for 50 stater og District Columbia i 2002.	-	-	(-0,82)	-	
Hanewinkel et al. (2008)	Tyskland	M	R	TI	Data for forbrug af cigaretter: Federal Statistical Office Germany fra 1991-2006.	-	-	(-0,51)	-	
Jiménez-Ruiz et al. (2008)	Mexico	A	S	T	<i>National Household Income and Expenditure Survey</i> fra 1994-2005. Fokuserer på hushold som en enhed.	-	-	(-0,52)	-	

BILAGSTABELLER

Tabel 2 fortsat

Studie	Land	Datatype			Beskrivelse af data	Summarisk egenpriselasticitet			Segmentspecifikke egenpriselasticitet
		A / M ^{a)}	S / R ^{b)}	T / TI / P / PT ^{c)}		Kort sigt	Langt sigt	Ikke angivet	
John (2008)	Indien	A	S	TI	<i>The National Sample Survey Organization</i> i periode juli 1999 til juni 2000. Data på hushold niveau.	-	-	(-0,18)	-
Lee (2008)	Taiwan	M	S	T	Telefonundersøgelse. 483 observationer (lille stikprøve ift. 4,5 mio. rygere).	-	-	(-0,29)	Ja: alder, køn, indkomst, uddannelse & rygestadie.
Singleton (2008)	USA	A/M	S/R	PT/TI	Data er fra Tobacco Supplements fra Current Population Survey i år 1995 og 1996.	-	-	(-1,27)	Ja, uddannelsesspecifik priselasticitet.
Franks et al. (2007)	USA	M	S	TI	Data er fra Behavioral Risk Factor Surveillance System og The Tax Burden on Tobacco i perioden 1984-2004.	-	-	-	Den laveste indkomstkvartil: (-0,14) & (-0,45) Alle andre indkomstkvartiler: (-0,07) & (-0,22)
Lee (2007)	Taiwan	A	R	TI	Data er fra 1972-2002, og er indhentet hos forskellige kilder, bl.a. National Treasure Agency.	-	-	(-0,65)	-
Duffy (2006)	UK	A	R	TI	Kvartalsvise tidsserie-data fra 1964, Q2 til 2002, Q3. Data er indhentet hos forskellige kilder.	-	-	(-0,76)	-
Søgaard (2006)	DK	A	R	TI	Årlige observationer for gennemsnitlig forbrug og priser i perioden 1947 til 2004.	-	-	(-0,26; -0,56)	-

BILAGSTABELLER

Tabel 2 fortsat

Studie	Land	Datatype			Beskrivelse af data	Summarisk egenpriselasticitet			Segmentspecifikke egenpriselasticitet
		A / M ^{a)}	S / R ^{b)}	T / TI / P/ PT ^{c)}		Kort sigt	Langt sigt	Ikke angivet	
Lee et al. (2005)	Taiwan	A	R	TI	Efterspørgsel: aggregeret tidsseriedata i periode 1971-2000. Årlig salg af cigaretter: <i>Taiwan Tobacco and Wine Monopoly Bureau</i> i periode 1971-2000.	-	-	(-0,64)	Nej, men priselasticiteten for importerede cigaretter er angivet (-0,82).
Powell et al. (2005)	USA	M	S	T	Survey data fra 1996. Stikprøven består af 17.287 high school elever.	-	-	(-0,31; -0,50)	-
Baltagi & Goel (2004)	USA	M	R	TI	Data bestående af 336 US stat skatteændringer i periode 1956-1997.	-	-	(-0,32)	-
Escario & Molina (2004)	Spanien	A	R	TI	Tidsserie 1964-1995 og er indhentet hos forskellige kilder, bl.a. The Spanish State Tobacco Company.	-	-	(-0,47; -0,93)	-
Lee et al. (2004)	Taiwan	M	S	TI	Cross-section data fra the <i>Health Interview Survey</i> fra 2000 – 2003. Kun personer i alder 17-69 år.	-	-	År 2001-2002: (-0,34) År 2002-2003: (-0,41)	Ja: alder, køn, indkomst, uddannelse & rygestadie.
Ding (2003)	USA	A/M	S/R	TI	Data er indsamlet hos forskellige kilder, bl.a. the Tax Burden of Tobacco og the Center for Disease Control.	-	-	-	Voksne: (-0,15) & (-0,19) og unge: (-1,4).
Gallet & List (2003)	USA	-	-	-	Metaanalyse	(-0,40)	(-0,44)	-	Ja: alder & køn. Ydermere er følsomheden overfor forskellig datatype og estimationstekning angivet.
Gruber et al. (2003)	Canada	A	R	PT	Data fra 50 stater og District of Columbia gennem perioden 1970-1995.	-	-	(-0,72)	-
Hu & Mao (2002)	Kina	A	R	TI	Bruger nationalt aggregerede tidsseriedata per capita fra den kinesiske statistikbank.	(-0,35)	(-0,66)	-	-
Reinhardt & Giles (2001)	Canada	A	R	TI	3 kvartalsvise tidsserier. 1968, Q1 til 1990, Q2 fra CANSIM database, Statistics Canada.	(-0,62)	-	-	-

BILAGSTABELLER

Tabel 2 fortsat

Studie	Land	Datatype			Beskrivelse af data	Summarisk egenpriselasticitet			Segmentspecifikke egenpriselasticitet
		A / M ^{a)}	S / R ^{b)}	T / TI / P / PT ^{c)}		Kort sigt	Langt sigt	Ikke angivet	
Taurus et al. (2001)	USA	M	S	PT	Survey data indsamlet af Intitute of Social Research of the University Of Michigan. Indsamlet over 1991,1992 og 1993.	-	-	-	-
Chaloupka & Warner (1999)	-	-	-	-	Metaanalyse	-	-	(-0,30; -0,50)	-
Taurus & Chaloupka (1999)	USA	M	S	PT	Tværsnits surveys af high school seniors fra 1976-1993. Der er 7 opfølgninger på 2.400 elever. Antallet af skoler er mellem 125 og 145 skoler.	-	-	(-0,71) & (-0,79)	-
Lanoie & Leclair (1998)	Canada	A	R	TI	Data er fra 1982 til 1995.	-	-	(-0,28)	-
Jackson & Saba (1997)	USA	A	R	T & TI	De bruger 1267 observationer for 50 stater og DC.	(-0,31)	(-0,56)	-	-
Becker et al. (1994)	USA	A	R	TI	Data på statsniveau: per capita cigaretsalg, årligt, i perioden 1955-1985.	(-0,36; -0,44)	(-0,73; -0,79)	-	-
Townsend et al. (1994)	UK	A	S	TI	Data er fra den britiske husholdningsundersøgelse .	-	-	-	Ja: alder, køn & socioøkonomiske grupper.
Keeler et al. (1993)	USA	M	R	TI	Tidsseriedata på månedlig basis fra 1980 til 1990.	(-0,36)	(-0,58)	-	Nej, men priselasticiteter under forskellige antagelser om uafhængighed.
Sung et al. (1992)	USA	A/M	S	TI	Data fra 11 vestlige stater i perioden 1967-1990.	(-0,33)	(-0,44)	-	-

a) A = aggregerede data, M = individ data
b) S = survey data, R = register data
c) T = tværsnitsdata, TI = tidsseriedata, P = paneldata, PT = pooled tværsnitsdata

BILAGSTABELLER

Tabel 3. Studier af grænsehandel

Studie	Land	Datatype			Beskrivelse af data	Priselasticitet	Afstand
		A / M ^{a)}	S / R ^{b)}	T / TI / P / PT ^{c)}			
Chiou & Muehlegger (2010)	USA	A	R	T	Mængden af cigaretter solgt i supermarkeder på ugentlig basis i perioden 1989 til 1996. Data fra staten Illinois.	(-0,35; -0,40)	Negativ sammenhæng mellem afstand og grænsehandel: salget af cigaretter i butikker nær grænsen (8 km) er ca. 44% lavere end i butikker 44 km længere væk.
DeCicca et al. (2010)	USA	A	S	PT	Repræsentativ stikprøve på individniveau fra Tobacco Use Supplements og Consumer Population Survey fra 2003 og 2006-2007 aggregret på staternes niveau.	(-0,05)	Marginale effekt af afstand til grænsehandel estimeres fra -0,05 til -0,07, dvs. for hver mil tættere på grænsen stiger sandsynligheden for grænsehandel med 0,05-0,07% (gennemsnitlig afstand for dem som køber over grænsen er 520 mil eller 800 km).
Merriman (2010)	USA	A	-	T	Cigarettpakkers mærkater fra forskellige amter, som er systematisk indsamlet i Chicago city.	-	Sandsynlighed for at finde en cigaret pakke fra Indiana reduceres med 5% for hver mil længere væk fra grænsen. Tæt på grænsen (1-5 mil) udgør fundne pakker fra Indiana 80%. For hver ekstra mils afstand til en stat med lavere priser øges antal pakker købt lokalt med 1%.
Chiou & Muehlegger (2008)	USA	M	S	T	Survey data fra Tobacco Use Supplements fra tre måneder i år 2003: februar, juni og november. Data indeholder info om dagligt forbrug af cigaretter og stedet hvor cigaretter købes.	Total egenpriselasticitet mellem (-0,4) og (-0,5), ved hensyntagen til ssh. for at ryge og forbrug. Egenpriselasticitet mht. forbrug er (-0,27).	Det beregnes, at forbrugerne er vilige til at køre 2,7 mil for at spare 1\$ per pakke cigaretter. Krydspriselasticitet mht. grænsehandel ved indenlandsk prisstigning er 0,15 til 0,25.
Colman & Remler (2008)	USA	M	S	PT	Data fra individer >18 år fra Current Population Survey (CPS), Tobacco Use Supplements og CPS, March Income Supplements 1993-2003	Egenpriselasticitet på hhv. (-0,100) og (-0,106) når der hhv. tages højde og ikke tages højde for grænsehandel. Deltagelseselasticitet på (-0,164) og (-0,110) som effekt af pris, når der hhv. tages højde og ikke tages højde for grænsehandel.	-

BILAGSTABELLER

Tabel 3 fortsat

Studie	Land	Datatype				Beskrivelse af data	Priselasticitet	Afstand
		A / M ^{a)}	S / R ^{b)}	T / TI / P / PT ^{c)}				
Lovenheim (2008)	USA	M	S	PT	Individdata fra CPS Tobacco Supplements i periode: 92-93, 95-96, 98-99, 01-02.	Hvis der ikke tages højde for prisvariation mellem stater: (-0,39). Hvis der tages højde for prisvariation: (-0,03).	Tilgængelighed af billigere cigaretter øger rygning med 2 til 4,3 %.	
Huang et al. (2004)	USA	A	R	P	Paneldata for 42 stater og Washington DC fra 1961-2002.	(-0,41)	Krydspriselasticiteten for nabostaterne: (0,09)	
Stehr (2004)	USA	A/M	S/R	P	Panel data på stat-niveau. Årlig forbrug og salgsdata i visse stater i perioden 1984 - 2001.	(-0,59; -0,85)	Smugling/grænsehandel udgjorde mindre end 1% i stater med de laveste afgifter, og 18,8% i stater med de højeste afgift.	
Coats (1995)	USA	A	R	PT & TI	Pooled tværsnitsdata og tidsseriedata fra 1964-1986 for 48 sammenhængende stater samt Columbia Distriktet.	(-0,04; -0,05)	1 cents stigning i afgift (1964 priser) medfører et tab i afgiftsprovener pga. smugling/ grænsehandel svarende til 2,1% af salgsvolumen. Estimerer at 80% af ændring i indenlandsk salg skyldes grænsehandel	
Saba et al. (1995)	USA	A	R	TI	Data er hentet hos forskellige kilder. Cigarettsalg på statsniveau for 48 stater samt Columbia Distriktet i perioden 1960-1986.	Priselasticiteter for forskellige stater i USA, se tabel A.	-	
Chiles & Sollars (1993)	USA	A	R	P	Årlige salgsdata fra Alabama og omkringliggende stater 1955-1990.	(-0,50)	Grænsehandel: 10% forøgelse af gennemsnitsprisen i grænsestater kan give en 1,76% forøgelse i salget i Alabama.	

a) A = aggregerede data, M = individ data
b) S = survey data, R = register data
c) T = tværsnitsdata, TI = tidsseriedata, P = paneldata, PT = pooled tværsnitsdata

BILAGSTABELLER

Tabel 4. Smugling

Studie	Land	Datatype			Priselasticitet	Andel af smugling
		A / M ^{a)}	S / R ^{b)}	T / TI / P / PT ^{c)}		
Yurekli & Sayginsoy (2010)	-	A	R	T	Landeniveau, tværsnit af 110 lande. Data er fra 1999 og er indhentet hos forskellige kilder.	En (global) priselasticitet på (-0,41). Estimerer bruges også til at simulere andelen af smugling landevis, og i tilfælde af DK beregnes det, at 6,2 % af cigaretforbruget kommer fra smugling.
Duffy (2006)	UK	A	R	TI	Kvartalsvise tidsserie-data fra 1964, Q2 til 2002, Q3. Data er indhentet hos forskellige kilder.	Gns. priselasticitet på (-0,62). -
Goel (2004)	USA	A	R	TI	Årlige cigaretpriser, forbrug målt ved salg per delstat, personlig indkomst og population for 10 provinser i Canada 1994-1999.	(-0,67; -0,79). Dog ikke statistisk signifikant, hvis prisforskelle mellem USA og Canada inkluderes. -
Gallet & List (2003)	-	-	-	-	Metaanalyse	(-0,36) -
Gruber et al. (2003)	Canada	M/A	S/R	PT	Data fra forskellige kilder, bl. Canadian Survey of Family Expenditure. Data er på mikroniveau.	Generelt (-0,45; -0,47). Priselasticiteten varierer med indkomst; højst indkomst-gruppe (-0,36) og laveste indkomstgrupper (-1,0) -
Yurekli & Zhang (2000)	USA	A	R	TI	Data fra 50 stater og District of Columbia gennem perioden 1970-1995.	Skat brugt som instrumentvariabel: (-0,62) og prisen brugt som instrumentvariabel: (-0,47). De finder også det provenutab som langt- og kort distance smugleri medfører, nemlig hhv. \$328.9 mio. og \$83.6 mio.

a) A = aggregerede data, M = individ data
b) S = survey data, R = register data
c) T = tværsnitsdata, TI = tidsseriedata, P = paneldata, PT = pooled tværsnitsdata

BILAGSTABELLER

Tabel B1: Studier af indenlandsk efterspørgsel

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Mushtaq et al. (2011)	Pakistan	At vurdere effekten af en afgiftsstigning på tobaksefterspørgsel.	Panel og brug af <i>Autoregressive distributive lag (ARDL)</i> bruges til at estimere elasticitet på kort og langt sigt.	Data indsamlet i forskellige statslige og internationale institutioner. Data fra 1981-2009.	Elasticiteter på kort sigt: priselasticitet (-1,17) og indkomstelasticitet (-0,84) Elasticiteter på lang sigt: priselasticitet (-0,48) og indkomstelasticitet (-0,34)	Muligvis problemer med data; upræcise estimater da det årlige cigaretforbrug ikke kendes, men er estimeret. Tager ikke højde for smugling.
Ross et al. (2011)	Ukraine	At evaluere effekten af den dynamiske 2007-2010 tobaksafgiftspolitik på cigaretpriser, cigaretforbruget, skatteprovenu og tobaksindustriens prisstrategi.	To metoder benyttes: Årlig data benyttes til at estimere punkt-priselasticiteter, mens månedlige data benyttes til at estimere priselasticitet vha. Engle-Granger metode.	Bruger makroniveau data. Tidsseriedata, både på årlig basis og på månedlig basis.	Priselasticitet på langt sigt: (-0,28). Point-priselasticitet kan ses i tabel 6, side 6 i artiklen.	Studiet fokuserer kun på filtercigaretter, og tager ikke højde for ufiltrerede cigaretter. Tager ikke højde for smugling, selvom det er et stort problem for Ukraine.
Chen et al. (2010)	Taiwan	Ser på effekten af afgifter på betelnødder på cigaretforbrug.	Central Bureau of Statistics demand model for tidsserie data, for at undersøge cross-prices elasticiteter for betelnødder og cigaretforbruget.	Skattesatser på tobak fra 2002 og 2006, Taiwan tidsserie data fra 1971–2007	Priselasticitet for indenlandske cigaretter -0,609. Priselasticitet for importerede cigaretter (-0,824).	Undersøgelsen handler om cross-elasticitet mellem betelnødder og cigaretter. .
Lee et al. (2010)	Taiwan	At analysere hvorvidt en cigaretafgift på 10 NT\$ i 2009 vil reducere cigaretforbruget, og hvorvidt denne afgift vil påvirke forbruget af cigaretter, alkohol, kaffe og te.	<i>Central Bureau of Statistics</i> efterspørgselsmodel.	Tidsseriedata for forbruget i periode 1973-2007. Årlig salgstal af alkohol og tobak: <i>Taiwan Tobacco and Liquor Corporation</i> (1973-2000) og <i>the National Treasury Agency</i> (2001-2007).	Egenpriselasticitet for cigaretter: (-0,726). Krydspriselasticitet for cigaretter og alkohol: (-0,280). Krydspriselasticitet for alkohol og cigaretter (-0,191). Dvs. de to goder er komplementære goder. Andre krydspriselasticiteter fremgår af tabel 4, side 434 i artiklen.	Data er indsamlet i produktion og import databaser - priselasticiteter kan være upræcise. Tager ikke højde for smugling.

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Markowitz & Tauras (2010)	USA	At estimere efterspørgslen for cigaretter, alkohol og narkotika for teenagere, under hensyn til andre goder teenagere forbruger og i forhold til deres indkomst.	OLS estimerer, hvor der tages højde for bl.a. alder, køn, race, størrelse på husstand og familie struktur.	Survey data, US data fra National Longitudinal Survey of Youth 1977 Cohort. Sample af 9.022 individer i alderen 12-16 fra 31. dec. 1996-2001. Månedligt data. Begrænset til Primary og secondary school for at få unge der bor hjemme.	Krydspriselasticitet mellem alkohol og cigaretter for individer er (-0.14). Hvis indkomsten øges med 1000\$ pr år så stiger sandsynligheden for rygning med 0,6-1,9 % point. Cigaretter og alkohol er mulige substitutter. Kønspecifik priselasticitet fremgår af tabel 3, side 439-440 i artiklen.	
Ahmad and Franz (2008)	USA	At estimere sundhedsmæssige og økonomiske effekter af at hæve cigaretafgift.	Til at estimere priselasticitet bruges OLS. Yderligere bruges en simulationsmodel til at estimere de sundhedsmæssige og økonomiske effekter	Data er samlet fra offentlige tilgængelige kilder, bl.a. <i>National Health Interview Survey</i> , <i>US Census bureau</i> osv. Respondenter over 18 år.	Priselasticiteter opdelt efter alder: 18-23 år: (-0,3565) 24-29 år: (-0,2957) 30-39 år: (-0,1809) 40-65 år: (-0,1979) > 65 år: (-0,3286) Ved at hæve prisen med 20% vil skatteprovenuet blive øget med 194,98 mia. I tilfælde af 40% prisstigning vil skatteprovenuet blive øget med 364,87 mia.	Tager ikke højde for substitutionseffekt og smugling.
Carpenter og Cook (2008)	USA	Empirisk analyse af cigaretbeskatnings effekt på unges rygning.	To datasæt. Det ene estimeres ved 2-way <i>fixed effects</i> modeller vha. standard logit-regression. Det andet ved OLS.	Data fra individer >18 år fra Current Population Survey (CPS), Tobacco Use Supplements og CPS, March Income Supplements 1993-2003	Hvis der ikke tages højde for priser i andre stater fås egenpriselasticitet for forbrug (-0,31).	

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
DeCiccan et al. (2008)	USA	Empirisk analyse af unge voksnes beslutning om at starte eller stoppe med at ryge. De tager hensyn til at rygning er vanedannende.	Simpel empirisk model, samt en myopic afhængighedsmodel. Estimerer probit model for rygere.	USA data fra National Education Longitudinal Study fra 1992 og 2000. Sample på 10.706 individer	Implicit priselastisitet / Prævalenselasticitet: Rygere: 1992: (-0.49) 2000: (-0.13) Startende rygere: 1992: (-0.17) 2000: (0.08) Rygestop: 1992: (0.93) 2000: (0.47)	De bruger ikke cigaretpriser men beskatningen på cigaretter.
Goel (2008)	USA	Empirisk analyse af US cigaret efterspørgsel. Effekten af sygesikring og arbejdsløshed på efterspørgsel undersøges.	OLS estimation. Der medtages flere forklaringsvariabler end tidligere set.	Cross-sectional state-level US data.	Højere cigaretpriser, mangel på sygesikring, restriktioner på rygning i hjemmet reducerer rygning. Indkomst og arbejdsløshed har ingen effekt. Priselastisitet for cigaretefterspørgsel er (-0,82).	
Hanewinkel et al. (2008)	Tyskland	Undersøger hvordan prisen påvirker salget af fabriksfabrikerede cigaretter i fht. Håndlavede cigaretter (løs tobak).	Bruger tidsserie test. ADF test for cointegration.	Data for forbrug af cigaretter: Federal Statistical Office Germany fra 1991-2006.	1 euro forøgelse i den gennemsnitlige pris reducerer overordnet forbruget per capita med omkring 28 cigaretter. Den langsigtede effekt er mindre end den kortsigtede effekt.	De bruger salget som et mål for forbrug og skelner ikke mellem det faktiske forbrug og hvad der går til grænsehandel mv.
Jiménez-Ruiz et al. (2008)	Mexico	At undersøge effekten af en afgiftsstigning på et husholds beslutning om at stoppe med at ryge, antallet af cigaretter der ryges og skatteprovenu.	Pooled cross-sectional analyse. Bruger two-part model, hvor der i første omgang estimeres sandsynlighed for, at der er en ryger i et hushold og i anden omgang	<i>National Household Income and Expenditure Survey</i> fra 1994-2005. Fokuserer på hushold som en enhed.	Priselastisitet (-0,52) og indkomstelasticitet (0,49). En afgiftsstigning på 10% vil øge skatteprovenu med 15,6%. Vha. simulering beregnes at en afgiftsstigning på 75% vil øge skatteprovenu med 48,4%.	Problemer med at bruge data på husholdnings-niveau. De beregnede elasticiteter er på hushold-niveau og ikke på individniveau, hvilket skaber begrænsninger. Tager ikke højde for smugling.

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
John (2008)	Indien	At estimere priselasticitet på forskellige tobaksprodukter.	Har ikke adgang til priser på cigaretter, men bruger enhedsværdier som et estimat for priser. En log-linear model estimeres.	<i>The National Sample Survey Organization</i> i periode juli 1999 til juni 2000. Data på hushold niveau.	Både egenpriselasticiteter og krydspriselasticiteter er oplyst, se tabel 5, side 205 i artiklen.	De beregnede elasticiteter er på husholdningsniveau og ikke på individniveau, hvilket skaber begrænsninger. Evt. upræcise estimerer som følge af måden hvorpå prisen er beregnet og som følge af mulige endogenitetsproblemer. Beregner skatteprovenuet ved at lave antagelser, der ikke helt holder, f.eks. at øget tobaksafgift ikke vil medføre smugling.
Lee (2008)	Taiwan	Estimation af priselasticiteter for at kunne afdække effekten af ændringer i afgifter.	Tobit model	Telefonsurvey, 483 observationer (lille stikprøve ift. 4,5 mio. rygere).	Cigarettafgift på 44%. Priselasticitet (-0,29) og indkomstelasticitet (-0,04). Segmentspecifik priselasticitet for alder, køn, indkomst, uddannelse & rygestadie fremgår af tabel 2, side 1065 i	Problemer med telefonundersøgelser. Tvivl om resultaterne holder, idet respondenter udsat for en hypotetisk situation – svært at vide om de vil reagere sådan.
Singleton (2008)	USA	Empirisk analyse af proxier for offentlig mening om rygning og undersøger sammenhæng mellem proxierne og ændringer i cigaretafgifter.	Likelihood estimation og brug af proxies for den offentlige mening.	Sample på 193.808 fra 1995-2001	Elasticitet for cigaretefterspørgsel: (-2,0). Elasticitet for raten for rygning: (-0,48). Aldersspecifik priselasticitet fremgår af tabel 4, side 28 i artiklen.	
Duffy (2006)	UK	Undersøger empirisk hvordan smugling påvirker priselasticitet for tobaksefterspørgsel i England. Det undersøges om reklamer påvirker tobaksforbruget.	Empirisk model specificeres ud fra Rational Addiction model, samt Myopic model for afhængighed og Statisk model for efterspørgsel, hvor udover pris også andre forklarende faktorer indgår. Estimeres vha. af OLS og IV.	Tidsserie data fra 1964, Q2 til 2002, Q3.	Hvis estimeres på data, som ikke er justeret for effekten af smugling/grænsehandel: fårs gennemsnitlig priselasticitet på -0,76.	Godt gennemført empirisk analyse af forbrug, men den indeholder ikke en mere detaljeret analyse af grænsehandel, med dertil hørende afstandselasticiteter.

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Lee et al. (2005)	Taiwan	At evaluere effekten af 5 New Taiwan Dollar (NT\$) Health and Welfare Tax stigning på efterspørgslen af indenlandske og importerede cigaretter.	Der bruges en <i>Central Bureau of Statistics</i> efterspørgselsmodel, der beskriver den differentiale ændring i kvantitets andel som en funktion af ændring i totale tobaksudgifter og priser.	Efterspørgslen: aggregeret tidsseriedata i periode 1971-2000. Årlig salg af cigaretter: <i>Taiwan Tobacco and Wine Monopoly Bureau</i> i periode 1971-2000.	Indenlandsk priselasticitet: (0,644). Priselasticitet for importerede cigaretter: (-0,822). Skatteprovenuets vil blive øget med yderligere 9,6 NT\$ mia.	Problemer med aggregeret data.
Powell et al. (2005)	USA	Empirisk model til analyse af vigtigheden af påvirkning fra jævnaldrende, priseffekter og tobakskontrol policer på unges rygeadfærd.	To-trins generaliseret least square estimation, hvor der tages højde for at individet kan påvirkes af sine jævnaldrende og ligeledes kan påvirke dem. Individens præference er en funktion af standard variablene og jævnaldrenes opførsel.	Survey data fra 1996. Stikprøven består af 17.287 high school elever.	Baseret på en Youth Smoking model er priselasticitet (-0,49). Baseret på probit modellen er priselasticitet (-0,31). AGLS modellen giver priselasticitet på (-0,50). Indirekte mål for priselasticitet, hvor der er taget højde for påvirkningen fra jævnaldrende: (-0,18).	
Baltagi & Goel (2004)	USA	Opdatering af quasi-experimental priselasticitet af cigaretefterspørgsel, målt ved det årlige cigaretsalg. Ser på følsomheden af elasticiteter ifht. cigaretmarkedet og grænsehandel.	Quasi-eksperimentale metode.	1956-1997, data bestående af 336 USA stater skatteændringer.	Median priselasticiteten : 1956-1964: (-0,59); 1965-1971: (-0,434); 1972-1983: (-0,2); 1984-1994: (-0,14); 1992-1997: (-0,35). For hele perioden 1956-1997: er median priselasticiteten (-0,32) og ikke signifikant påvirket af grænsehandel.	Studie på stat niveau, der forefindes ikke grænsehandels specifikke elasticiteter.
Escario & Molina (2004)	Spanien	Modellerer rygernes adfærd, samt den optimale finanspolitik på tre typer tobak, i form af de optimale skattesatser for tobakken for at finde de sociale omkostninger.	Priselasticitet findes vha. estimering af en Addictive and Linear Almost Ideal Demand System (ALADS) Der testes for autokorrelation vha Harvey test og de teoretiske betingelser testes vha The corrected Wald test.	Spansk tidsserie 1964-1995	Middelværdi af priselasticiteter: Virginia tobak mellem (-0,80) & (-0,42) Sort tobak mellem (-0,48) & (-0,67) Cigarer mellem (-1,22) & (-1,11).	

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Lee et al. (2004)	Taiwan	At estimere effekten af cigaretafgift på cigaretforbrug og undersøge reaktion for forskellige typer af rygere.	Estimere efterspørgselsfunktion for cigaretter vha. OLS.	Cross-section data fra the <i>Health Interview Survey</i> fra 2000 – 2003. Kun personer i alder 17-69 år.	År 2000-2001: Priselasticitet: (-0,34) Indkomstelasticitet: (0,01) År 2002-2003: Priselasticitet: (-0,41) Indkomstelasticitet: (0,02) Segmentspecifikke priselasticiteter for alder, køn, indkomst, uddannelse & rygestadie fremgår af tabel 3, side 5 i artiklen.	Ikke repræsentativ stikprøve - stærk overrepræsentation af mænd (90%) ift. kvinder (10%). Ser kun på kortsigtet elasticitet. Tager ikke højde for smugling (evt. overestimeret priselasticitet).
Ding (20003)	USA	At analysere forskellen i priselasticiteter i forskellige kohorter, især mellem de voksne og de unge.	Der estimeres en to-variabel log-log model vha. OLS. Den afhængige variabel er forskellige mål for cigaretforbrug, mens den uafhængige variabel er den reelle pris på en pakke cigaretter.	Tidsseriedata fra forskellige databaser, bl.a. <i>the Center for Disease Control</i> og <i>the Tax Burden of Tobacco</i> .	Priselasticitet for de voksne: (-0,15) & (-0,19). Priselasticitet for de unge: (-1,4). Flere elasticiteter fremgår af tabel 3, side 121 i artiklen.	Resultaterne er muligt biased, som følge af modellens specifikation. Desuden bliver modellen ikke udsat for diagnostiske test. Tager ikke højde for smugling.
Gallet & List (2003)	USA	At lave en meta-analyse, der undersøger de faktorer som påvirker variation mellem studier og på tværs af studier	Der tages udgangspunkt i 86 studier.	Både tidsseriedata og tværsnitsdata er repræsenteret. Både individniveau og aggregeret niveau.	De forskellige priselasticiteter fremgår af tabel 2, side 824-825 i artiklen.	Studiet giver et godt overblik over, hvordan priselasticiteten varierer alt afhængigt af hvilket datasæt og metode der bruges.
Gruber et al. (2003)	Canada	Estimerer efterspørgselsmodel for Canada, hvor der forsøges at korrigere for smugling.	To metoder: ekskludere provinserne og år hvor smugling var størst samt brug af data for udgifter på rygning på husholdningsniveau.	Data fra 50 stater og District of Columbia gennem perioden 1970-1995.	Priselasticitet på (-0,72), hvis der anvendes data for legale salgs. Efterspørgselselasticitet er meget højere for individer med lav indkomst ifht individer med høj indkomst.	Studie tager højde for smugling/grænsehandel, men der ikke arbejdes med grænsehandel specifikt.

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Hu & Mao (2002)	Kina	At analysere et politisk dilemma på sundhed versus tobakøkonomi gennem en yderligere cigaretafgift.	To efterspørgselsmodeller opstilles: en hvor den lagged afhængige variabel er inkluderet, for at kunne finde både kortsigtet og langsigtet priselasticitet og en hvor den ikke er inkluderet, for at finde den langsigtede priselasticitet.	Bruger nationalt aggregerede tidsseriedata per capita fra den kinesiske statistikbank.	Priselasticitet på kort sigt: (-0,35) og på lang sigt: (-0,66). Ved at bruge den anden model fås en priselasticitet på (-0,54).	Tager ikke højde for smugling. Problemer med aggregeret data.
Reinhardt & Giles (2001)	Canada	Estimerer Canadas efterspørgselsfunktion for cigaretter og bruger dette til demonstration af konsekvenserne af en øget beskatning som alternativ til cigaretforbud.	Unit root test vha HEGY test. Cointegration test vha. Engle test OLS estimering.	3 kvartalsvise tidsserier. 1968, Q1 til 1990, Q2	Kortsigtet priselasticitet (-0,62). Kortsigtet indkomstelasticitet (0,19).	
Tauras et al. (2001)	USA	Determinanterne for at unge begynder at ryge under den kraftige stigning i rygning i 1990'erne. Mere præcist undersøger indvirkningen af cigaretpriser, love for adgang til cigaretter for ugen og andre samfundsøkonomiske og demografiske faktorer, på unges valg af at begynde at ryge.	Hazard model i diskret tid.	Survey data indsamlet af Intitute of Social Research of the University Of Michigan. Indsamlet over 1991,1992 og 1993.	No state fixed effects included, som giver en gennemsnitpris elasticitet for at begynde at ryge baseret på hhv. ingen rygning, mindst 1-5 cigaretter pr dag i gen. og mindst ½ pakke pr dag igen på (-0.27), (-0.81) og (-0.96). State fixed effects inkluderet, som giver en gen. priselasticitet for at begynde at ryge baseret på det samme på (-0.11), (-1.23) og (-1.43).	Datasættet er ikke helt nyt.
Chaloupka & Warner (1999)		En økonomisk analyse af tobakskontrol politikker så som reklamerestriktioner, udviklingen af information omkring helbredskonsekvenser af rygning, love der begrænser rygning i det offentlige.	Metanalyse	Metaanalyse	Gennemgang af andres arbejde afslører priselasticitet mellem (-0,30) og (-0,50).	En gennemgang af andres arbejde.

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Tauras & Chaloupka (1999)	USA	Give bevis for den effekt, cigaret priser og restriktioner for rygning i det offentlige rum og på private arbejdspladse, har på cigaret forbruget hos de unge voksne.	Individual fixed effect modelering	Cross-sectional surveys of high school seniors fra 1976-1993. Der er opfølgninger 7 gange på 2.400 elever. Der er brugt mellem 125 og 145 skoler.	De estimerer to gennemsnitlige pris elasticiteter for efterspørgsel. En hvor de ikke medtager lov omkring ren indendørsluft, som er på -0.711 og en hvor de medtager loven, som giver -0.791.	Datasættet er ikke helt nyt.
Lanoie & Leclair (1998)	Canada	Effekten af to anti-rygningspolitikker, skatter og reguleringer, på at tilskynde reduktioner i cigaretforbrug og rygestop eller opstart. De bruger en mere direkte vej til at tage højde for smugleri, i forhold til andre papers. De tilføjer et estimat for antal cigaretter solgt illegalt hvert år til forbruget.	De bruger en model der er estimeret vha. generalized least-squares. Hvor cigaretforbrug per capita er en funktion af en realprisen inkluderet skatter, indkomst, en vektor af kontrol variable og en lag forbrugs variabel.	Canadisk data fra perioden 1982 til 1995.	De finder en elasticitet på (-0.28).	
Becker et al. (1994)	USA	Tester modellen for <i>rational addiction</i> ved at se på cigaretforbrugets reaktion på en ændring i cigaretpriser. Der tages højde for at cigaretter er vanedannende.	Model med 2 goder. Myopic model for afhængighed. Først estimeres en myopic model vha. two-stage least-square (2SLS) og OLS. Denne sammenlignes så resultater fra modellen for rational addiction	State-level data: per capita cigaretsalg, årligt 1955-1985. 1517 observationer	Langsigtet priselastitet for 2SLS: -0,734 til -0,788 (gennemsnit -0,75) Kortsigtet priselastitet for 2SLS: -0,436 til -0,355	Ældre data
Keeler et al. (1993)	USA	At analysere effekten af priser, afgifter, indkomst og anti-rygnings reguleringer på cigaretforbruget.	<i>Full-information maximum likelihood techniques</i> med instrumentvariable. <i>Two-step generalized least square.</i>	Tidsseriedata på månedlig basis fra 1980 til 1990.	Priselastitet med tidstrend: (-0,13) dog insignifikant. Priselastitet uden tidstrend: (-0,36). Flere elasticiteter fremgår i artiklen.	Tager ikke højde for smugling.
Sung et al. (1992)	USA	Undersøger indvirkningen af forøgelsen af cigaretpriser og cigaretforbrug i Californien sammenlignet med ti andre vestlige stater i perioden 1967 til 1990.	Estimation vha. cross-sectionally correlated and time-related autoregressive method.	Data fra 11 vestlige stater i perioden 1967-1990. 264 observationer.	Gennemsnitlige kortsigtet og langsigtet egenpriselasticitet er hhv. (-0,33) og (-0,44).	

BILAGSTABELLER

Tabel B2. Studier af grænsehandel

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Chiou & Muehlegger (2010)	USA	Undersøge empirisk effekten på grænsehandel, herunder de kortsigtede effekter, som 'stockpiling' (hamstring)	Opstiller en to-periode model for cigaret forbrug, og så bruger de panel data at estimere effekten af ændringer i afgiften i staten Illinois på forbrug, hamstring, substitution mellem kvalitet af cigaretter og grænsehandel.	Data er mængden af cigaretter solgt fra supermakeder på ugentlig basis i perioden 1989 til 1996. Overordnet er data fra staten Illinois.	Priselasticiteten estimeres til at være -0,35 til -0,40. Der findes en tendens af hamstring for billige cigaretter. På kort sigt substitution over til billigere cigaretter. Der findes en positiv forhold mellem afstand og incitament til at handle over grænsen: salget af cigaretter i butik nær grænsen (8 km) er omkring 44% lavere end i butik 44km længere væk.	Spændende undersøgelse som tager højde for alle de faktorer der kommer i spil når afgifterne ændres. Man kan måske anvende deres afstand elasticitet for afstand til Tysk grænse i Danmark.
DeCicca et al. (2010)	USA	Empirisk undersøgelse af afgifter og deres effekter på grænsehandel og finde den optimale Pigou-skat.	Først linear sandsynlighedsmodel for grænsehandel, hvor der kontrolleres for en række socio-demografiske faktorer, afstand til grænsen og prisforskelle mellem individets bosted og den nærmeste område med anderledes afgifter.	Representativ stikprøve på individ niveau fra 2003 og 2006-2007 aggregret på staternes niveau. 29.377 individer.	Priselasticiteten for salget i staterne allene estimeres til at være -0,80, men hvis man tager højde for grænsehandel i andre stater er den lig med -0,61. Marginal effekt af afstand til grænsen estimeres til at være -0,07, dvs. for hver mil tættere på grænsen stiger sandsynlighed for at individ vil grænse handle med 7% (gennemsnitning afstand for dem som køber over grænsen er 520 mil eller 800 km)	God undersøgelse. Dog, de afstande man arbejder med er meget større end man finder i DK.
Merriman (2010)	USA	Chicago city har større afgifter end omkringliggende amter. Der undersøges forbrug af cigaretter købt andre amter.	Simple statistiske tabeller over fordelingen af cigaretter købt i udlandet og probit estimationer, hvor der kontrolleres for bl. for prisforskelle og afstand til grænsen.	Stikprøven består af 2391 cigaretter pakker afgifts mærkater fra forskellige amter, som man har systematisk indsmålet i Chicago city.	Sandsynlighed for at finde cigaret pakke fra Indiana reduceres med 5% for hver mil længere væk fra grænsen. Tæt ved grænsen (1-5 mil) udgør fundne pakker fra Indiana 80%. Der er besparelse på 3,11 \$.	Der beregnes ikke priselasticiteter som sådan, men kigges på mængden af grænsehandlede cig. Der skal tages højde for at det drejer sig om små afstande i undersøgelsen, op til 30 mil.

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Chiou & Muehlegger (2008)	USA	Empirisk undersøgelse af individers beslutning om grænsehandel som respons på beskatning på cigaretter, med udvidelser hvor der ses på stockpilling og brug af internettet.	Diskret beslutningsmodel hvor der opstilles et nytte maksimeringsproble m. Til estimering af modellen bruges MLE, og til sammenligning probit.	Data er på forbruger niveau fra 2003. Sample på 9.588 i fht dagligt forbrug af cigaretter og stedet hvor cigaretter købes.	Egenpriselasticitet uden prisforskelle mellem stater - 0,27, mens med prisforskelle -0,4 til -0,5. Ellers bergnes det, at forbrugerne er vilige at køre 2,7 mil for at spare 1\$ per pakke cigaretter.	Tal for villigheden at køre til grænsen kan måske bruges, men der skal dog tages højde at det er USA.
Colman and Remler (2008)	-	Ser på hvordan en forøgelse af skat på tobak påvirker den lave, middel og rige indkomstgruppe. Grænsehandel og smugling undersøges empirisk.	2 delte model. 1. del: Modellerer en LMP model. 2. del: OLS regression. Finder koefficienter for: OLS, probit, log-linear og IV estimerer.	Data fra individer >18 år fra Current Population Survey (CPS), Tobacco Use Supplements og CPS, March Income Supplements 1993-2003.	Hvis man kontrollerer for priser i omkringliggende stater, fås egenpriselasticitet lig med (-0,11).	Der præsenteres ikke brugbare parametre for grænsehandel.
Lovenheim (2008)	USA	Empirisk efterspørgselsmodel som tager højde for grænsehandel. Estimering af indvirkning af grænsehandel.	Linear probability model	Survey Microdata: 92-93, 95-96, 98-99, 01-02. Observationer i alt 2.904	Hvis der ikke tages højde for prisvariation mellem stater: egenpriselasticitet for forbrug (-0,39). Hvis der tages højde for prisvariation egenpriselasticitet: (-0,03). Tilgængelighed af billigere cigaretter øger ryning med 2 til 4,3 %.	Udmærket studie på individ niveau, men tallene for grænsehandel kan ikke overføres til danske forhold.
Huang et al. (2004)	USA	Estimerer cigaretefterspørgsel efter unit root test er lavet.	Unit root test Fixed effect model bruges til estimation af cigaretefterspørgsel.	Panel data, 42 stater og Washington DC fra 1961-2002	Priselasticitet er (-0,41). Indkomstelasticitet er (0,06). Priselasticiteterne for nabostaterne er (0,09) Substitutionselasticitet på (-0,3)	Studie på stat niveau og der ikke fokuseres på grænsehandel.

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Stehr (2004)	USA	Arbejdes ud fra hypotesen at hvis der findes smugling/grænsehandel, så salgstal og forbrugstal burde være meget forskellige i staterne.	En række panel regressioner, hvor den afhængige er salg/forbrug ratio.	Panel data på staten-niveau. Årlig forbrug og salgsdata i visse stater i perioden 1984 - 2001. 732 observationer i alt.	Egenpriselasticitet for forbrug ved den bedste specifikation: (-0,09) mens den for salget af cigaretter er (-0,69). Smugling/grænsehandel udgjorde mindre end 1% i stater med laveste afgifter, og 18.8% i staten med højeste afgift.	Resultater kan ikke overføres, men metoden for estimering af smuglings niveau måske kan overføres for DK.
Coats (1995)	USA	Ser på hvordan man kan estimere den grænse-krydsnings virkning som skatter på cigaretter giver. Desuden ses der på hvordan man kan estimere reduktionen i indtægter fra skatter på cigaretter som følge af grænsehandel samt effekten af en prisstigning hos den enkelte forbruger.	Empirisk model hvor, enten ændres prisen på cigaretter i en stat og alt andet holdes fast eller også ændres prisen på cigaretter sig i alle stater og alt andet holdes fast. OLS og derefter Durbin proceduren for at korrigere for serie korrelation.	Pooled cross-section, time-series data fra 1964-86 for 48 sammenhængende stater og DC.	1 cents stigning i afgift (1964 priser) medfører et tab fra smugling/grænsehandel svarende til 2,4% af salgsvolumen.	Gamle data, men hvor resultater fra grænsehandel heller ikke kan overføres til danske forhold.
Saba et al. (1995)	USA	Undersøger cigaretsalget i US i 1960-1986	Mikroøkonometrisk model for forbrugers beslutning om at krydse grænser. Der bliver opdelt i professionel smugling og alm grænsehandel.	State-level cigaretsalg for 48 sammenhængende stater samt Columbia distriktet i perioden 1960-1986	Der beregnes elasticiteter for alle stater for året 1986, og de ligger mellem -0,65 og -1,39	Elasticiteter er af af ældre dato og ingen tal for grænsehandel som kan bruges.
Chiles & Sollars (1993)	USA	Empirisk cigarette-tax revenue model som kan forudsige potentielle skatteindtægter.	Teoretisk model bestående af en Cigarette-tax revenue model. Den empiriske model består af en flere-lignings system. OLS bruges til at estimere modellen.	Årlige salgsdata fra Alabama og omkringliggende stater 1955-1990	Egenpriselasticitet for efterspørgsel: -0,50. Grænsehandel: 10% forøgelse af gennemsnitsprisen i grænsestater kan give en 1,76% forøgelse i salget i Alabama.	Udgangspunkt i en stat, derfor i tilfælde af grænsehandel er det interessant og kan afprøves på danske forhold.

Tabel B3. Studier af smugling

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Yurekli & Sayginsoy (2010)	-	Kortlægge smugling på verdensplan og estimere en global efterspørgsels model hvor incitament for smugling indgår i ligningen.	OLS log-linear efterspørgselsmodel, hvor cigaretforbrug per capita er en funktion af forskellige variable.	På landeniveau, cross-section af 110 lande. Data er fra 1999.	De får en (global) priselasticitet på -0,41 og indkomstelasticitet på 0,37. Estimerer bruges også til at simulere smuglings andel af forbruget landevis. For DK beregner man sig frem til at 6,2 % af cigaretforbrug kommer fra smugling.	Forholdsvis gammel datasæt og givet at det er på landeniveau er resultater mindre relevante.
Duffy (2006)	UK	Undersøger empirisk hvordan smugling påvirker priselasticitet for tobaksefterspørgsel i England. Det undersøges om reklamer påvirker tobaksforbruget.	Empirisk model specificeres ud fra Rational Addiction model, samt Myopic model for afhængighed og Statisk model for efterspørgsel. Estimeres vha. af OLS og IV.	Tidsserie data fra 1964, Q2 til 2002, Q3.	Hvis data justeres for effekten af smugling/grænsehandel fås gennemsnitlig priselasticitet på -0,62.	Godt gennemført empirisk analyse af forbrug, men den ikke indeholder mere detaljeret analyse af grænsehandel, med dertil hørende afstands elasticiteter.
Goel (2004)	USA	Empirisk undersøgelse af effekten af en reduktion i Canadas cigaretbeskatning på smugling.	Ordinary Least Squares (OLS) estimation, hvor der kontrolleres for priser i US	Årlige cigaretpriser, forbrug målt ved salg per delstat, personlig indkomst og population for 10 provinser i Canada 1994-1999	Priselasticitet for canadisk cigaretefterspørgsel er mellem -0,67 og -0,79, der er ikke signifikant forskel, hvis man inkluderer prisforskelle mellem US og Canada Denne er større end den for USA på 0,4.	Studie tager højde for smugling/grænsehandel, men der ikke arbejdes med grænsehandel specifikt.
Gallet & List (2003)	USA	At lave en meta-analyse, der undersøger de faktorer som påvirker variation mellem studier og på tværs af studier	Der tages udgangspunkt i 86 studier.	Både tidsseriedata og tværsnitsdata er repræsenteret. Både individniveau og aggregeret niveau.	De forskellige priselasticiteter fremgår af tabel 2, side 824-825 i artiklen.	Studiet giver et godt overblik over, hvordan priselasticiteten varierer alt afhængigt af hvilket datasæt og metode der bruges.

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Gruber et al. (2003)	Canada	Estimerer efterspørgselsmodel for Canada hvor der forsøges at korrigere for smugling.	To metoder: ekskludere provinserne og år hvor smugling var størst samt brug af data for udgifter på rygning på husholdningsniveau.	Data fra forskellige kilder, bl. Canadian Survey of Family Expenditure. Data er på mikroniveau.	Priselasticiteter på mellem -0,45 og -0,47. Efterspørgselselasticitet er meget højere for individer med lav indkomst ifht individer med høj indkomst.	Studie tager højde for smugling/grænsehandel, men der ikke arbejdes med grænsehandel specifikt.
Yurekli & Zhang (2000)	USA	Undersøger effekten af love angående ren indendørs luft og smugleraktivitet på landets cigarette forbrug og indtægter.	En statisk efterspørgselsmodel benyttes, hvor cigaretforbrug per capita er en funktion af en række variable, bl.a. en variabel der måler smuglingsincitament.	Data fra 50 stater og the district of columbia gennem perioden 1970-1995.	Elasticiteter for efterspørgsels af cigaretter. En hvor skatter er brugt som instrument variabel, på -0,62 og en hvor prisens selv er brugt som instrument variabel på -0,47. De finder også det provenu tab som lang og kort distance smugleri giver, nemlig hhv. \$328.9 mio. og \$83.6 mio.	Svært at genbruge, da effekterne af grænsehandel beregnes på baggrund af index sammensat af priser og afstande.

BILAGSTABELLER

Tabel B4: Statens nettoprovenu ved forskellige scenarier, i mio. kr.

	$\epsilon = -0,115$				$\epsilon = -0,40$				$\epsilon = -0,70$			
	Scenarie 1	Scenarie 2	Scenarie 3	Scenarie 4	Scenarie 1	Scenarie 2	Scenarie 3	Scenarie 4	Scenarie 1	Scenarie 2	Scenarie 3	Scenarie 4
Δ 1 kr.	41	126	210	99	-23	63	63	36	-89	-4	-4	-6
Δ 3 kr.	-15	132	490	172	-219	-72	-72	-31	-433	-286	-286	-75
Δ 5 kr.	163	460	329	493	-199	97	-391	131	-581	-284	-773	-223
Δ 7 kr.	301	806	79	789	-239	267	-819	249	-807	-301	-1387	-448
Δ 9 kr.	398	1132	-261	1058	-337	397	-1354	323	-1110	-376	-2127	-752
Δ 11 kr.	455	1435	-690	1301	-493	487	-1996	352	-1492	-511	-2994	-1133
Δ 24 kr.	-172	1728	-5615	2323	-2954	-135	-8397	-459	-5882	-2096	-11325	-5524

BILAGSTABELLER

Tabel B1: Studier af indenlandsk efterspørgsel

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Mushtaq et al. (2011)	Pakistan	At vurdere effekten af en afgiftsstigning på tobaksefterspørgsel.	Panel og brug af <i>Autoregressive distributive lag (ARDL)</i> bruges til at estimere elasticitet på kort og langt sigt.	Data indsamlet i forskellige statslige og internationale institutioner. Data fra 1981-2009.	Elasticiteter på kort sigt: priselasticitet (-1,17) og indkomstelasticitet (-0,84) Elasticiteter på lang sigt: priselasticitet (-0,48) og indkomstelasticitet (-0,34)	Muligvis problemer med data; upræcise estimater da det årlige cigaretforbrug ikke kendes, men er estimeret. Tager ikke højde for smugling.
Ross et al. (2011)	Ukraine	At evaluere effekten af den dynamiske 2007-2010 tobaksafgiftspolitik på cigaretpriser, cigaretforbruget, skatteprovenu og tobaksindustriens prisstrategi.	To metoder benyttes: Årlig data benyttes til at estimere punkt-priselasticiteter, mens månedlige data benyttes til at estimere priselasticitet vha. Engle-Granger metode.	Bruger makroniveau data. Tidsseriedata, både på årlig basis og på månedlig basis.	Priselasticitet på langt sigt: (-0,28). Point-priselasticitet kan ses i tabel 6, side 6 i artiklen.	Studiet fokuserer kun på filtercigaretter, og tager ikke højde for ufiltrerede cigaretter. Tager ikke højde for smugling, selvom det er et stort problem for Ukraine.
Chen et al. (2010)	Taiwan	Ser på effekten af afgifter på betelnødder på cigaretforbrug.	Central Bureau of Statistics demand model for tidsserie data, for at undersøge cross-prices elasticiteter for betelnødder og cigaretforbruget.	Skattesatser på tobak fra 2002 og 2006, Taiwan tidsserie data fra 1971–2007	Priselasticitet for indenlandske cigaretter -0,609. Priselasticitet for importerede cigaretter (-0,824).	Undersøgelsen handler om cross-elasticitet mellem betelnødder og cigaretter. .
Lee et al. (2010)	Taiwan	At analysere hvorvidt en cigaretafgift på 10 NT\$ i 2009 vil reducere cigaretforbruget, og hvorvidt denne afgift vil påvirke forbruget af cigaretter, alkohol, kaffe og te.	<i>Central Bureau of Statistics</i> efterspørgselsmodel.	Tidsseriedata for forbruget i periode 1973-2007. Årlig salgstal af alkohol og tobak: <i>Taiwan Tobacco and Liquor Corporation</i> (1973-2000) og <i>the National Treasury Agency</i> (2001-2007).	Egenpriselasticitet for cigaretter: (-0,726). Krydspriselasticitet for cigaretter og alkohol: (-0,280). Krydspriselasticitet for alkohol og cigaretter (-0,191). Dvs. de to goder er komplementære goder. Andre krydspriselasticiteter fremgår af tabel 4, side 434 i artiklen.	Data er indsamlet i produktion og import databaser - priselasticiteter kan være upræcise. Tager ikke højde for smugling.

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Markowitz & Tauras (2010)	USA	At estimere efterspørgslen for cigaretter, alkohol og narkotika for teenagere, under hensyn til andre goder teenagere forbruger og i forhold til deres indkomst.	OLS estimater, hvor der tages højde for bl.a. alder, køn, race, størrelse på husstand og familie struktur.	Survey data, US data fra National Longitudinal Survey of Youth 1977 Cohort. Sample af 9.022 individer i alderen 12-16 fra 31. dec. 1996-2001. Månedligt data. Begrænset til Primary og secondary school for at få unge der bor hjemme.	Krydspriselasticitet mellem alkohol og cigaretter for individer er (-0.14). Hvis indkomsten øges med 1000\$ pr år så stiger sandsynligheden for rygning med 0,6-1,9 % point. Cigaretter og alkohol er mulige substitutter. Kønspecifik priselasticitet fremgår af tabel 3, side 439-440 i artiklen.	
Ahmad and Franz (2008)	USA	At estimere sundhedsmæssige og økonomiske effekter af at hæve cigaretafgift.	Til at estimere priselasticitet bruges OLS. Yderligere bruges en simulationsmodel til at estimere de sundhedsmæssige og økonomiske effekter	Data er samlet fra offentlige tilgængelige kilder, bl.a. <i>National Health Interview Survey</i> , <i>US Census bureau</i> osv. Respondenter over 18 år.	Priselasticiteter opdelt efter alder: 18-23 år: (-0,3565) 24-29 år: (-0,2957) 30-39 år: (-0,1809) 40-65 år: (-0,1979) > 65 år: (-0,3286) Ved at hæve prisen med 20% vil skatteprovenuet blive øget med 194,98 mia. I tilfælde af 40% prisstigning vil skatteprovenuet blive øget med 364,87 mia.	Tager ikke højde for substitutionseffekt og smugling.
Carpenter og Cook (2008)	USA	Empirisk analyse af cigaretbeskatnings effekt på unges rygning.	To datasæt. Det ene estimeres ved 2-way <i>fixed effects</i> modeller vha. standard logit-regression. Det andet ved OLS.	Data fra individer >18 år fra Current Population Survey (CPS), Tobacco Use Supplements og CPS, March Income Supplements 1993-2003	Hvis der ikke tages højde for priser i andre stater fås egenpriselasticitet for forbrug (-0,31).	

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
DeCiccan et al. (2008)	USA	Empirisk analyse af unge voksnes beslutning om at starte eller stoppe med at ryge. De tager hensyn til at rygning er vanedannende.	Simpel empirisk model, samt en myopic afhængighedsmodel. Estimerer probit model for rygere.	USA data fra National Education Longitudinal Study fra 1992 og 2000. Sample på 10.706 individer	Implicit priselastisitet / Prævalenselasticitet: Rygere: 1992: (-0.49) 2000: (-0.13) Startende rygere: 1992: (-0.17) 2000: (0.08) Rygestop: 1992: (0.93) 2000: (0.47)	De bruger ikke cigaretpriser men beskatningen på cigaretter.
Goel (2008)	USA	Empirisk analyse af US cigaret efterspørgsel. Effekten af sygesikring og arbejdsløshed på efterspørgsel undersøges.	OLS estimation. Der medtages flere forklaringsvariabler end tidligere set.	Cross-sectional state-level US data.	Højere cigaretpriser, mangel på sygesikring, restriktioner på rygning i hjemmet reducerer rygning. Indkomst og arbejdsløshed har ingen effekt. Priselastisitet for cigaretefterspørgsel er (-0,82).	
Hanewinkel et al. (2008)	Tyskland	Undersøger hvordan prisen påvirker salget af fabriksfabrikerede cigaretter i fht. Håndlavede cigaretter (løs tobak).	Bruger tidsserie test. ADF test for cointegration.	Data for forbrug af cigaretter: Federal Statistical Office Germany fra 1991-2006.	1 euro forøgelse i den gennemsnitlige pris reducerer overordnet forbruget per capita med omkring 28 cigaretter. Den langsigtede effekt er mindre end den kortsigtede effekt.	De bruger salget som et mål for forbrug og skelner ikke mellem det faktiske forbrug og hvad der går til grænsehandel mv.
Jiménez-Ruiz et al. (2008)	Mexico	At undersøge effekten af en afgiftsstigning på et husholds beslutning om at stoppe med at ryge, antallet af cigaretter der ryges og skatteprovenu.	Pooled cross-sectional analyse. Bruger two-part model, hvor der i første omgang estimeres sandsynlighed for, at der er en ryger i et hushold og i anden omgang	<i>National Household Income and Expenditure Survey</i> fra 1994-2005. Fokuserer på hushold som en enhed.	Priselastisitet (-0,52) og indkomstelasticitet (0,49). En afgiftsstigning på 10% vil øge skatteprovenu med 15,6%. Vha. simulering beregnes at en afgiftsstigning på 75% vil øge skatteprovenu med 48,4%.	Problemer med at bruge data på husholdnings-niveau. De beregnede elasticiteter er på hushold-niveau og ikke på individniveau, hvilket skaber begrænsninger. Tager ikke højde for smugling.

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
John (2008)	Indien	At estimere priselasticitet på forskellige tobaksprodukter.	Har ikke adgang til priser på cigaretter, men bruger enhedsværdier som et estimat for priser. En log-linear model estimeres.	<i>The National Sample Survey Organization</i> i periode juli 1999 til juni 2000. Data på hushold niveau.	Både egenpriselasticiteter og krydspriselasticiteter er oplyst, se tabel 5, side 205 i artiklen.	De beregnede elasticiteter er på husholdningsniveau og ikke på individniveau, hvilket skaber begrænsninger. Evt. upræcise estimerer som følge af måden hvorpå prisen er beregnet og som følge af mulige endogenitetsproblemer. Beregner skatteprovenuet ved at lave antagelser, der ikke helt holder, f.eks. at øget tobaksafgift ikke vil medføre smugling.
Lee (2008)	Taiwan	Estimation af priselasticiteter for at kunne afdække effekten af ændringer i afgifter.	Tobit model	Telefonsurvey, 483 observationer (lille stikprøve ift. 4,5 mio. rygere).	Cigarettafgift på 44%. Priselasticitet (-0,29) og indkomstelasticitet (-0,04). Segmentspecifik priselasticitet for alder, køn, indkomst, uddannelse & rygestadie fremgår af tabel 2, side 1065 i	Problemer med telefonundersøgelser. Tvivl om resultaterne holder, idet respondenter udsat for en hypotetisk situation – svært at vide om de vil reagere sådan.
Singleton (2008)	USA	Empirisk analyse af proxier for offentlig mening om rygning og undersøger sammenhæng mellem proxierne og ændringer i cigaretafgifter.	Likelihood estimation og brug af proxies for den offentlige mening.	Sample på 193.808 fra 1995-2001	Elasticitet for cigaretefterspørgsel: (-2,0). Elasticitet for raten for rygning: (-0,48). Aldersspecifik priselasticitet fremgår af tabel 4, side 28 i artiklen.	
Duffy (2006)	UK	Undersøger empirisk hvordan smugling påvirker priselasticitet for tobaksefterspørgsel i England. Det undersøges om reklamer påvirker tobaksforbruget.	Empirisk model specificeres ud fra Rational Addiction model, samt Myopic model for afhængighed og Statisk model for efterspørgsel, hvor udover pris også andre forklarende faktorer indgår. Estimeres vha. af OLS og IV.	Tidsserie data fra 1964, Q2 til 2002, Q3.	Hvis estimeres på data, som ikke er justeret for effekten af smugling/grænsehandel: fårs gennemsnitlig priselasticitet på -0,76.	Godt gennemført empirisk analyse af forbrug, men den indeholder ikke en mere detaljeret analyse af grænsehandel, med dertil hørende afstandselasticiteter.

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Lee et al. (2005)	Taiwan	At evaluere effekten af 5 New Taiwan Dollar (NT\$) Health and Welfare Tax stigning på efterspørgslen af indenlandske og importerede cigaretter.	Der bruges en <i>Central Bureau of Statistics</i> efterspørgselsmodel, der beskriver den differentiale ændring i kvantitets andel som en funktion af ændring i totale tobaksudgifter og priser.	Efterspørgslen: aggregeret tidsseriedata i periode 1971-2000. Årlig salg af cigaretter: <i>Taiwan Tobacco and Wine Monopoly Bureau</i> i periode 1971-2000.	Indenlandsk priselasticitet: (0,644). Priselasticitet for importerede cigaretter: (-0,822). Skatteprovenuets vil blive øget med yderligere 9,6 NT\$ mia.	Problemer med aggregeret data.
Powell et al. (2005)	USA	Empirisk model til analyse af vigtigheden af påvirkning fra jævnaldrende, priseffekter og tobakskontrol policer på unges rygeadfærd.	To-trins generaliseret least square estimation, hvor der tages højde for at individet kan påvirkes af sine jævnaldrende og ligeledes kan påvirke dem. Individens præference er en funktion af standard variablene og jævnaldrenes opførsel.	Survey data fra 1996. Stikprøven består af 17.287 high school elever.	Baseret på en Youth Smoking model er priselasticitet (-0,49). Baseret på probit modellen er priselasticitet (-0,31). AGLS modellen giver priselasticitet på (-0,50). Indirekte mål for priselasticitet, hvor der er taget højde for påvirkningen fra jævnaldrende: (-0,18).	
Baltagi & Goel (2004)	USA	Opdatering af quasi-experimental priselasticitet af cigaretefterspørgsel, målt ved det årlige cigaretsalg. Ser på følsomheden af elasticiteter ifht. cigaretmarkedet og grænsehandel.	Quasi-eksperimentale metode.	1956-1997, data bestående af 336 USA stater skatteændringer.	Median priselasticiteten : 1956-1964: (-0,59); 1965-1971: (-0,434); 1972-1983: (-0,2); 1984-1994: (-0,14); 1992-1997: (-0,35). For hele perioden 1956-1997: er median priselasticiteten (-0,32) og ikke signifikant påvirket af grænsehandel.	Studie på stat niveau, der forefindes ikke grænsehandels specifikke elasticiteter.
Escario & Molina (2004)	Spanien	Modellerer rygernes adfærd, samt den optimale finanspolitik på tre typer tobak, i form af de optimale skattesatser for tobakken for at finde de sociale omkostninger.	Priselasticitet findes vha. estimering af en Addictive and Linear Almost Ideal Demand System (ALAIDS) Der testes for autokorrelation vha Harvey test og de teoretiske betingelser testes vha The corrected Wald test.	Spansk tidsserie 1964-1995	Middelværdi af priselasticiteter: Virginia tobak mellem (-0,80) & (-0,42) Sort tobak mellem (-0,48) & (-0,67) Cigarer mellem (-1,22) & (-1,11).	

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Lee et al. (2004)	Taiwan	At estimere effekten af cigaretafgift på cigaretforbrug og undersøge reaktion for forskellige typer af rygere.	Estimere efterspørgselsfunktion for cigaretter vha. OLS.	Cross-section data fra the <i>Health Interview Survey</i> fra 2000 – 2003. Kun personer i alder 17-69 år.	År 2000-2001: Priselasticitet: (-0,34) Indkomstelasticitet: (0,01) År 2002-2003: Priselasticitet: (-0,41) Indkomstelasticitet: (0,02) Segmentspecifikke priselasticiteter for alder, køn, indkomst, uddannelse & rygestadie fremgår af tabel 3, side 5 i artiklen.	Ikke repræsentativ stikprøve - stærk overrepræsentation af mænd (90%) ift. kvinder (10%). Ser kun på kortsigtet elasticitet. Tager ikke højde for smugling (evt. overestimeret priselasticitet).
Ding (20003)	USA	At analysere forskellen i priselasticiteter i forskellige kohorter, især mellem de voksne og de unge.	Der estimeres en to-variabel log-log model vha. OLS. Den afhængige variabel er forskellige mål for cigaretforbrug, mens den uafhængige variabel er den reelle pris på en pakke cigaretter.	Tidsseriedata fra forskellige databaser, bl.a. <i>the Center for Disease Control</i> og <i>the Tax Burden of Tobacco</i> .	Priselasticitet for de voksne: (-0,15) & (-0,19). Priselasticitet for de unge: (-1,4). Flere elasticiteter fremgår af tabel 3, side 121 i artiklen.	Resultaterne er muligt biased, som følge af modellens specifikation. Desuden bliver modellen ikke udsat for diagnostiske test. Tager ikke højde for smugling.
Gallet & List (2003)	USA	At lave en meta-analyse, der undersøger de faktorer som påvirker variation mellem studier og på tværs af studier	Der tages udgangspunkt i 86 studier.	Både tidsseriedata og tværsnitsdata er repræsenteret. Både individniveau og aggregeret niveau.	De forskellige priselasticiteter fremgår af tabel 2, side 824-825 i artiklen.	Studiet giver et godt overblik over, hvordan priselasticiteten varierer alt afhængigt af hvilket datasæt og metode der bruges.
Gruber et al. (2003)	Canada	Estimerer efterspørgselsmodel for Canada, hvor der forsøges at korrigere for smugling.	To metoder: ekskludere provinserne og år hvor smugling var størst samt brug af data for udgifter på rygning på husholdningsniveau.	Data fra 50 stater og District of Columbia gennem perioden 1970-1995.	Priselasticitet på (-0,72), hvis der anvendes data for legale salgs. Efterspørgselselasticitet er meget højere for individer med lav indkomst ifht individer med høj indkomst.	Studie tager højde for smugling/grænsehandel, men der ikke arbejdes med grænsehandel specifikt.

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Hu & Mao (2002)	Kina	At analysere et politisk dilemma på sundhed versus tobakøkonomi gennem en yderligere cigaretafgift.	To efterspørgselsmodeller opstilles: en hvor den lagged afhængige variabel er inkluderet, for at kunne finde både kortsigtet og langsigtet priselasticitet og en hvor den ikke er inkluderet, for at finde den langsigtede priselasticitet.	Bruger nationalt aggregerede tidsseriedata per capita fra den kinesiske statistikbank.	Priselasticitet på kort sigt: (-0,35) og på lang sigt: (-0,66). Ved at bruge den anden model fås en priselasticitet på (-0,54).	Tager ikke højde for smugling. Problemer med aggregeret data.
Reinhardt & Giles (2001)	Canada	Estimerer Canadas efterspørgselsfunktion for cigaretter og bruger dette til demonstration af konsekvenserne af en øget beskatning som alternativ til cigaretforbud.	Unit root test vha HEGY test. Cointegration test vha. Engle test OLS estimering.	3 kvartalsvise tidsserier. 1968, Q1 til 1990, Q2	Kortsigtet priselasticitet (-0,62). Kortsigtet indkomstelasticitet (0,19).	
Tauras et al. (2001)	USA	Determinanterne for at unge begynder at ryge under den kraftige stigning i rygning i 1990'erne. Mere præcist undersøger indvirkningen af cigaretpriser, love for adgang til cigaretter for ugen og andre samfundsøkonomiske og demografiske faktorer, på unges valg af at begynde at ryge.	Hazard model i diskret tid.	Survey data indsamlet af Intitute of Social Research of the University Of Michigan. Indsamlet over 1991,1992 og 1993.	No state fixed effects included, som giver en gennemsnitpris elasticitet for at begynde at ryge baseret på hhv. ingen rygning, mindst 1-5 cigaretter pr dag i gen. og mindst ½ pakke pr dag igen på (-0.27), (-0.81) og (-0.96). State fixed effects inkluderet, som giver en gen. priselasticitet for at begynde at ryge baseret på det samme på (-0.11), (-1.23) og (-1.43).	Datasættet er ikke helt nyt.
Chaloupka & Warner (1999)		En økonomisk analyse af tobakskontrol politikker så som reklamerestriktioner, udviklingen af information omkring helbredskonsekvenser af rygning, love der begrænser rygning i det offentlige.	Metanalyse	Metaanalyse	Gennemgang af andres arbejde afslører priselasticitet mellem (-0,30) og (-0,50).	En gennemgang af andres arbejde.

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Tauras & Chaloupka (1999)	USA	Give bevis for den effekt, cigaret priser og restriktioner for rygning i det offentlige rum og på private arbejdspladse, har på cigaret forbruget hos de unge voksne.	Individual fixed effect modelering	Cross-sectional surveys of high school seniors fra 1976-1993. Der er opfølgninger 7 gange på 2.400 elever. Der er brugt mellem 125 og 145 skoler.	De estimerer to gennemsnitlige pris elasticiteter for efterspørgsel. En hvor de ikke medtager lov omkring ren indendørsluft, som er på -0.711 og en hvor de medtager loven, som giver -0.791.	Datasættet er ikke helt nyt.
Lanoie & Leclair (1998)	Canada	Effekten af to anti-rygningspolitikker, skatter og reguleringer, på at tilskynde reduktioner i cigaretforbrug og rygestop eller opstart. De bruger en mere direkte vej til at tage højde for smugleri, i forhold til andre papers. De tilføjer et estimat for antal cigaretter solgt illegalt hvert år til forbruget.	De bruger en model der er estimeret vha. generalized least-squares. Hvor cigaretforbrug per capita er en funktion af en realprisen inkluderet skatter, indkomst, en vektor af kontrol variable og en lag forbrugs variabel.	Canadisk data fra perioden 1982 til 1995.	De finder en elasticitet på (-0.28).	
Becker et al. (1994)	USA	Tester modellen for <i>rational addiction</i> ved at se på cigaretforbrugets reaktion på en ændring i cigaretpriser. Der tages højde for at cigaretter er vanedannende.	Model med 2 goder. Myopic model for afhængighed. Først estimeres en myopic model vha. two-stage least-square (2SLS) og OLS. Denne sammenlignes så resultater fra modellen for rational addiction	State-level data: per capita cigaretsalg, årligt 1955-1985. 1517 observationer	Langsigtet priselasticitet for 2SLS: -0,734 til -0,788 (gennemsnit -0,75) Kortsigtet priselasticitet for 2SLS: -0,436 til -0,355	Ældre data
Keeler et al. (1993)	USA	At analysere effekten af priser, afgifter, indkomst og anti-rygnings reguleringer på cigaretforbruget.	<i>Full-information maximum likelihood techniques</i> med instrumentvariable. <i>Two-step generalized least square.</i>	Tidsseriedata på månedlig basis fra 1980 til 1990.	Priselasticitet med tidstrend: (-0,13) dog insignifikant. Priselasticitet uden tidstrend: (-0,36). Flere elasticiteter fremgår i artiklen.	Tager ikke højde for smugling.
Sung et al. (1992)	USA	Undersøger indvirkningen af forøgelsen af cigaretpriser og cigaretforbrug i Californien sammenlignet med ti andre vestlige stater i perioden 1967 til 1990.	Estimation vha. cross-sectionally correlated and time-related autoregressive method.	Data fra 11 vestlige stater i perioden 1967-1990. 264 observationer.	Gennemsnitlige kortsigtet og langsigtet egenpriselasticitet er hhv. (-0,33) og (-0,44).	

Tabel B2: Studier af grænsehandel

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Chiou & Muehlegger (2010)	USA	Undersøge empirisk effekten på grænsehandel, herunder de kortsigtede effekter, som 'stockpiling' (hamstring)	Opstiller en to-periode model for cigaret forbrug, og så bruger de panel data at estimere effekten af ændringer i afgiften i staten Illinois på forbrug, hamstring, substitution mellem kvalitet af cigaretter og grænsehandel.	Data er mængden af cigaretter solgt fra supermakeder på ugentlig basis i perioden 1989 til 1996. Overordnet er data fra staten Illinois.	Priselasticiteten estimeres til at være -0,35 til -0,40. Der findes en tendens af hamstring for billige cigaretter. På kort sigt substitution over til billigere cigaretter. Der findes en positiv forhold mellem afstand og incitament til at handle over grænsen: salget af cigaretter i butik nær grænsen (8 km) er omkring 44% lavere end i butik 44km længere væk.	Spændende undersøgelse som tager højde for alle de faktorer der kommer i spil når afgifterne ændres. Man kan måske anvende deres afstand elasticitet for afstand til Tysk grænse i Danmark.
DeCicca et al. (2010)	USA	Empirisk undersøgelse af afgifter og deres effekter på grænsehandelen og finde den optimale Pigou-skat.	Først linear sandsynlighedsmodel for grænsehandel, hvor der kontrolleres for en række socio-demografiske faktorer, afstand til grænsen og prisforskelle mellem individets bosted og den nærmeste område med anderledes afgifter.	Representativ stikprøve på individ niveau fra 2003 og 2006-2007 aggregret på staternes niveau. 29.377 individer.	Priselasticiteten for salget i staterne allene estimeres til at være -0,80, men hvis man tager højde for grænsehandel i andre stater er den lig med -0,61. Marginal effekt af afstand til grænsen estimeres til at være -0.07, dvs. for hver mil tættere på grænsen stiger sandsynlighed for at individ vil grænse handle med 7% (gennemsnitning afstand for dem som køber over grænsen er 520 mil eller 800 km)	God undersøgelse. Dog, de afstande man arbejder med er meget større end man finder i DK.
Merriman (2010)	USA	Chicago city har større afgifter end omkringliggende amter. Der undersøges forbrug af cigaretter købt andre amter.	Simple statistiske tabeller over fordelingen af cigaretter købt i udlandet og probit estimationer, hvor der kontrolleres for bl. for prisforskelle og afstand til grænsen.	Stikprøven består af 2391 cigaretterpakker afgifts mærkater fra forskellige amter, som man har systematisk indsmålet i Chicago city.	Sandsynlighed for at finde cigaret pakke fra Indiana reduceres med 5% for hver mil længere væk fra grænsen. Tæt ved grænsen (1-5 mil) udgør fundne pakker fra Indiana 80%. Der er besparelse på 3,11 \$.	Der beregnes ikke priselasticiteter som sådan, men kigges på mængden af grænsehandlede cig. Der skal tages højde for at det drejer sig om små afstande i undersøgelsen, op til 30 mil.

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Chiou & Muehlegger (2008)	USA	Empirisk undersøgelse af individers beslutning om grænsehandel som respons på beskatning på cigaretter, med udvidelser hvor der ses på stockpilling og brug af internettet.	Diskret beslutningsmodel hvor der opstilles et nytte maksimeringsproble m. Til estimering af modellen bruges MLE, og til sammenligning probit.	Data er på forbruger niveau fra 2003. Sample på 9.588 i fht dagligt forbrug af cigaretter og stedet hvor cigaretter købes.	Egenpriselasticitet uden prisforskelle mellem stater - 0,27, mens med prisforskelle -0,4 til -0,5. Ellers bergnes det, at forbrugerne er vilige at køre 2,7 mil for at spare 1\$ per pakke cigaretter.	Tal for villigheden at køre til grænsen kan måske bruges, men der skal dog tages højde at det er USA.
Colman and Remler (2008)	-	Ser på hvordan en forøgelse af skat på tobak påvirker den lave, middel og rige indkomstgruppe. Grænsehandel og smugling undersøges empirisk.	2 delte model. 1. del: Modellerer en LMP model. 2. del: OLS regression. Finder koefficienter for: OLS, probit, log-linear og IV estimerer.	Data fra individer >18 år fra Current Population Survey (CPS), Tobacco Use Supplements og CPS, March Income Supplements 1993-2003.	Hvis man kontrollerer for priser i omkringliggende stater, fås egenpriselasticitet lig med (-0,11).	Der præsenteres ikke brugbare parametre for grænsehandel.
Lovenheim (2008)	USA	Empirisk efterspørgselsmodel som tager højde for grænsehandel. Estimering af indvirkning af grænsehandel.	Linear probability model	Survey Microdata: 92-93, 95-96, 98-99, 01-02. Observationer i alt 2.904	Hvis der ikke tages højde for prisvariation mellem stater: egenpriselasticitet for forbrug (-0,39). Hvis der tages højde for prisvariation egenpriselasticitet: (-0,03). Tilgængelighed af billigere cigaretter øger ryning med 2 til 4,3 %.	Udmærket studie på individ niveau, men tallene for grænsehandel kan ikke overføres til danske forhold.
Huang et al. (2004)	USA	Estimerer cigaretefterspørgsel efter unit root test er lavet.	Unit root test Fixed effect model bruges til estimation af cigaretefterspørgsel.	Panel data, 42 stater og Washington DC fra 1961-2002	Priselasticitet er (-0,41). Indkomstelasticitet er (0,06). Priselasticiteterne for nabostaterne er (0,09) Substitutionselasticitet på (-0,3)	Studie på stat niveau og der ikke fokuseres på grænsehandel.

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Stehr (2004)	USA	Arbejdes ud fra hypotesen at hvis der findes smugling/grænsehandel, så salgstal og forbrugstal burde være meget forskellige i staterne.	En række panel regressioner, hvor den afhængige er salg/forbrug ratio.	Panel data på staten-niveau. Årlig forbrug og salgsdata i visse stater i perioden 1984 - 2001. 732 observationer i alt.	Egenpriselasticitet for forbrug ved den bedste specifikation: (-0,09) mens den for salget af cigaretter er (-0,69). Smugling/grænsehandel udgjorde mindre end 1% i stater med laveste afgifter, og 18.8% i staten med højeste afgift.	Resultater kan ikke overføres, men metoden for estimering af smuglings niveau måske kan overføres for DK.
Coats (1995)	USA	Ser på hvordan man kan estimere den grænse-krydsnings virkning som skatter på cigaretter giver. Desuden ses der på hvordan man kan estimere reduktionen i indtægter fra skatter på cigaretter som følge af grænsehandel samt effekten af en prisstigning hos den enkelte forbruger.	Empirisk model hvor, enten ændres prisen på cigaretter i en stat og alt andet holdes fast eller også ændres prisen på cigaretter sig i alle stater og alt andet holdes fast. OLS og derefter Durbin proceduren for at korrigere for serie korrelation.	Pooled cross-section, time-series data fra 1964-86 for 48 sammenhængende stater og DC.	1 cents stigning i afgift (1964 priser) medfører et tab fra smugling/grænsehandel svarende til 2,4% af salgsvolumen.	Gamle data, men hvor resultater fra grænsehandel heller ikke kan overføres til danske forhold.
Saba et al. (1995)	USA	Undersøger cigaretsalget i US i 1960-1986	Mikroøkonometrisk model for forbrugers beslutning om at krydse grænser. Der bliver opdelt i professionel smugling og alm grænsehandel.	State-level cigaretsalg for 48 sammenhængende stater samt Columbia distriktet i perioden 1960-1986	Der beregnes elasticiteter for alle stater for året 1986, og de ligger mellem -0,65 og -1,39	Elasticiteter er af af ældre dato og ingen tal for grænsehandel som kan bruges.
Chiles & Sollars (1993)	USA	Empirisk cigarette-tax revenue model som kan forudsige potentielle skatteindtægter.	Teoretisk model bestående af en Cigarette-tax revenue model. Den empiriske model består af en flere-lignings system. OLS bruges til at estimere modellen.	Årlige salgsdata fra Alabama og omkringliggende stater 1955-1990	Egenpriselasticitet for efterspørgsel: -0,50. Grænsehandel: 10% forøgelse af gennemsnitsprisen i grænsestater kan give en 1,76% forøgelse i salget i Alabama.	Udgangspunkt i en stat, derfor i tilfælde af grænsehandel er det interessant og kan afprøves på danske forhold.

Tabel B3: Studier af smugling

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Yurekli & Sayginsoy (2010)	-	Kortlægge smugling på verdensplan og estimere en global efterspørgsels model hvor incitament for smugling indgår i ligningen.	OLS log-linear efterspørgselsmodel, hvor cigaretforbrug per capita er en funktion af forskellige variable.	På landeniveau, cross-section af 110 lande. Data er fra 1999.	De får en (global) priselasticitet på -0,41 og indkomstelasticitet på 0,37. Estimerer bruges også til at simulere smuglings andel af forbruget landevis. For DK beregner man sig frem til at 6,2 % af cigaretforbrug kommer fra smugling.	Forholdsvis gammel datasæt og givet at det er på landeniveau er resultater mindre relevante.
Duffy (2006)	UK	Undersøger empirisk hvordan smugling påvirker priselasticitet for tobaksefterspørgsel i England. Det undersøges om reklamer påvirker tobaksforbruget.	Empirisk model specificeres ud fra Rational Addiction model, samt Myopic model for afhængighed og Statisk model for efterspørgsel. Estimeres vha. af OLS og IV.	Tidsserie data fra 1964, Q2 til 2002, Q3.	Hvis data justeres for effekten af smugling/grænsehandel fås gennemsnitlig priselasticitet på -0,62.	Godt genneført empirisk analyse af forbrug, men den ikke indeholder mere detaljeret analyse af grænsehandel, med dertil hørende afstands elasticiteter.
Goel (2004)	USA	Empirisk undersøgelse af effekten af en reduktion i Canadas cigaretbeskatning på smugling.	Ordinary Least Squares (OLS) estimation, hvor der kontrolleres for priser i US	Årlige cigaretpriser, forbrug målt ved salg per delstat, personlig indkomst og population for 10 provinser i Canada 1994-1999	Priselasticitet for canadisk cigaretefterspørgsel er mellem -0,67 og -0,79, der er ikke signifikant forskel, hvis man inkluderer prisforskelle mellem US og Canada Denne er større end den for USA på 0,4.	Studie tager højde for smugling/grænsehandel, men der ikke arbejdes med grænsehandel specifikt.
Gallet & List (2003)	USA	At lave en meta-analyse, der undersøger de faktorer som påvirker variation mellem studier og på tværs af studier	Der tages udgangspunkt i 86 studier.	Både tidsseriedata og tværsnitsdata er repræsenteret. Både individniveau og aggregeret niveau.	De forskellige priselasticiteter fremgår af tabel 2, side 824-825 i artiklen.	Studiet giver et godt overblik over, hvordan priselasticiteten varierer alt afhængigt af hvilket datasæt og metode der bruges.

BILAGSTABELLER

Studie	Land	Studiets formål	Studiedesign	Data	Hovedresultater	Vurdering
Gruber et al. (2003)	Canada	Estimerer efterspørgselsmodel for Canada hvor der forsøges at korrigere for smugling.	To metoder: ekskludere provinserne og år hvor smugling var størst samt brug af data for udgifter på rygning på husholdningsniveau.	Data fra forskellige kilder, bl. Canadian Survey of Family Expenditure. Data er på mikroniveau.	Priselasticiteter på mellem -0,45 og -0,47. Efterspørgselasticitet er meget højere for individer med lav indkomst ifht individer med høj indkomst.	Studie tager højde for smugling/grænsehandel, men der ikke arbejdes med grænsehandel specifikt.
Yurekli & Zhang (2000)	USA	Undersøger effekten af love angående ren indendørs luft og smugleraktivitet på landets cigarette forbrug og indtægter.	En statisk efterspørgselsmodel benyttes, hvor cigaretteforbrug per capita er en funktion af en række variable, bl.a. en variabel der måler smuglingsincitament.	Data fra 50 stater og the district of columbia gennem perioden 1970-1995.	Elasticiteter for efterspørgselen af cigaretter. En hvor skatter er brugt som instrument variabel, på -0,62 og en hvor prisens selv er brugt som instrument variabel på -0,47. De finder også det provenu tab som lang og kort distance smugleri giver, nemlig hhv. \$328.9 mio. og \$83.6 mio.	Svært at genbruge, da effekterne af grænsehandel beregnes på baggrund af index sammensat af priser og afstande.

BILAGSTABELLER

Tabel B4: Statens nettoprovenu ved forskellige scenarier, i mio. kr.

	$\epsilon = -0,115$				$\epsilon = -0,40$				$\epsilon = -0,70$			
	Scenarie 1	Scenarie 2	Scenarie 3	Scenarie 4	Scenarie 1	Scenarie 2	Scenarie 3	Scenarie 4	Scenarie 1	Scenarie 2	Scenarie 3	Scenarie 4
Δ 1 kr.	41	126	210	99	-23	63	63	36	-89	-4	-4	-6
Δ 3 kr.	-15	132	490	172	-219	-72	-72	-31	-433	-286	-286	-75
Δ 5 kr.	163	460	329	493	-199	97	-391	131	-581	-284	-773	-223
Δ 7 kr.	301	806	79	789	-239	267	-819	249	-807	-301	-1387	-448
Δ 9 kr.	398	1132	-261	1058	-337	397	-1354	323	-1110	-376	-2127	-752
Δ 11 kr.	455	1435	-690	1301	-493	487	-1996	352	-1492	-511	-2994	-1133
Δ 24 kr.	-172	1728	-5615	2323	-2954	-135	-8397	-459	-5882	-2096	-11325	-5524