

**De prijs van luchtvervuiling; een empirisch onderzoek naar de
prijselasticiteit van de uitstoot van broeikasgassen op Europese wegen.**

1. Inleiding

In deze wereld waar fossiele brandstoffen een levensbehoefte zijn geworden, gaat de alsmaar groeiende consumptie ervan van nature gepaard met een groeiende uitstoot van broeikasgassen als CO₂. Het verbruik van deze fossiele brandstoffen brengt n.a.v. de uitstoot van deze gassen en andere bijproducten een aantal negatieve externaliteiten met zich mee en hoewel een deel hiervan tot de lokale omgeving beperkt blijft, is de uitstoot van broeikasgassen als CO₂ een belangrijke oorzaak van de temperatuurstijging van de Aarde. Deze temperatuurstijging naar aanleiding van onder andere het effect van deze gassen kan catastrofale gevolgen hebben op de wereldbevolking door een stijging van de internationale zeespiegel als gevolg van het smelten van het poolijs. (Voor details, zie Reilly et al., 1999) Om deze effecten van de broeikasgassen tegen te gaan, zijn naast lokale pogingen om de uitstoot te verminderen, ook op globaal niveau maatregelen getroffen in de vorm van de Rio Earth Summit (1992) en de Kyoto Conference (1997). Tijdens deze bijeenkomsten is onder andere besloten dat bindende quota's betreffende de CO₂-uitstoot in het merendeel van de ontwikkelde landen een gepaste manier was om de atmosferische concentratie van deze broeikasgassen te stabiliseren. (Raux, 2005) Een grote focus hierbij heeft gelegen op het terugdringen van de CO₂-uitstoot in de transportsector, welke een groot aandeel heeft in de totale uitstoot en daarnaast het grootste groeipotentieel heeft van de belangrijkste bronnen van deze broeikasgassen door de natuur van de sector.

In dit paper zal de focus liggen op de uitstoot van CO₂ met als oorsprong het verbruik van benzine en diesel van het wegtransport binnen Europa. Hierbij zal gekeken worden naar het effect van de prijzen van benzine en diesel en daarmee het effect van de combinatie van de verschillende prijsverhogende heffingen op deze brandstoffen op de CO₂-uitstoot van het wegverkeer binnen de Europese Unie. De keuze om in dit onderzoek de focus te leggen op de EU in plaats van een grotere dataset is gemaakt naar aanleiding van de vergelijkbare wetgeving met betrekking tot het brandstofverbruik in de EU en de vergelijkbare prijsniveaus van deze brandstoffen ten opzichte van de verschillen tussen de EU en de rest van de wereld. Het minimaliseren van culturele, economische en wettelijke verschillen tussen de waarnemingen heeft als doel om de werkelijke prijseffecten duidelijker naar voren te laten komen.

Hoewel de eerder genoemde heffingen op benzine en diesel een veelvoorkomende manier is om het stijgende verbruik van fossiele brandstoffen tegen te gaan, bestaat er geen algemeen vastgesteld belastingniveau binnen de EU op de brandstoffen, waardoor de effectieve belastingpercentages tussen deze landen en over de tijd nog steeds verschillen. In dit paper zal gebruik gemaakt worden van deze verschillen om een schatting te maken van het prijseffect op de consumptie van deze brandstoffen. Dit probleem zal in sectie 2 verder behandeld worden in de vorm van een literatuuranalyse. Sectie 3 van dit paper bevat een uitleg met betrekking tot de gebruikte dataset en de redenen waarom voor deze data is gekozen. Sectie 4 zal vervolgens het gebruikte model uitleggen voor de analyse. In sectie 5 zullen de resultaten weergegeven worden, waarna in sectie 6 een conclusie zal worden getrokken uit de verkregen resultaten. Sectie 7 zal afsluiten met een nawoord, waarin mogelijke verbeterpunten voor verder onderzoek aangedragen zullen worden.

2. Literatuuranalyse

Voorafgaand aan dit paper is wereldwijd een groot aantal onderzoeken uitgevoerd met als doel het schatten van de prijseffecten van benzine op het verbruik ervan. Over het algemeen worden deze

prijseffecten geschat met behulp van de prijselasticiteit die berekend wordt naar aanleiding van een OLS regressiemodel. Een klein aantal papers onderscheidt zich hierin van de rest (Ramanathan, 1999; Romilly et al., 1998) door het gebruik van de co-integratiemethode, een variatie op het OLS-model dat specifiek gebruikt wordt als er in het model sprake kan zijn van non-stationaire variabelen. In het onderzoek van Romilly et al. is echter het aantal auto's per capita als afhankelijke variabele gekozen. Hoewel dit zeker een invloed heeft op het brandstofverbruik per capita, heeft de meerderheid van de auteurs gekozen voor een afhankelijke variabele met een meer directe impact op de CO₂-uitstoot van de transportsector, namelijk het verbruik van benzine en diesel. Naast de prijselasticiteit van het verbruik van benzine en diesel worden ook vaak de inkomenseffecten op het verbruik ervan berekend. Tabel 1 geeft een samenvatting van de onderzoeksmethoden en resultaten van een aantal van de papers waar dit onderzoek op gebaseerd is.

Tabel 1:

<i>Auteur</i>	<i>Methode</i>	<i>Controlevariabelen</i>	<i>Prijselasticiteit korte termijn</i>	<i>Prijselasticiteit lange termijn</i>
<i>Abdel-Khalek (1988)</i>	OLS	Inkomen p. capita in de vorm van het reëel BBP, Dummy's bij structurele veranderingen	Niet significant	Niet significant
<i>Archibald & Gillingham (1980)</i>	OLS	Uitgaven p. huishouden, Relatieve prijsverandering van brandstoffen, Dummy's p. huishouden m.b.t.: de regio, het aantal en soort auto's, de leeftijd, geslacht, huidskleur en onderwijsniveau van het hoofd van het huishouden en de opbouw en werkstatus van het gezin.	-0,43	
<i>Baltagi & Griffin (1997)</i>	OLS, 2SLS (Two-staged Least Squares)	Inkomen p. capita, Aantal auto's p. capita, Schatter voor landspecifieke effecten, Brandstofverbruik op t-1	-0,18 (OLS), -0,19 (2SLS)	-0,46 (OLS), -0,43 (2SLS)
<i>Banaszak et al. (1999)</i>	OLS	Inkomen p.capita, Brandstofverbruik op t-1	-0,385 (Korea), -0,124 (Taiwan)	-0,866 (Korea), -0,519 (Taiwan)
<i>Bentzen (1994)</i>	OLS	Aantal auto's p. capita, Brandstofefficiëntie, Aantal afgelegde kilometers p. voertuig	-0,32	-0,41
<i>Berndt & Botero (1985)</i>	2SLS	Inkomen p. capita in de vorm van het BNP, Brandstofverbruik op t-1	-0,17	-0,33
<i>Blair et al. (1984)</i>	OLS	Inkomen p. capita, Brandstofefficiëntie, Aantal inwoners	-0,412	
<i>Blow & Crawford</i>	OLS	Kosten p. gereden kilometer, Inkomen p. capita,	-0,41	

(1997)		Bevolkingsdichtheid, Kosten en toegankelijkheid van openbaar vervoer, Dummy's p. huishouden m.b.t.: de regio, subsidies, gezinsopbouw, werkstatus, aantal kinderen, aantal personen tussen 17 en 75 jaar en de beschikbaarheid van "een auto van de zaak"		
<i>Brons et al. (2007)</i>	Meta-analyse		-0,34	-0,84
<i>Dahl (1979)</i>	2SLS	Inkomen p. capita, Aantal auto's per capita	-0,442	-0,778
<i>Dahl (1982)</i>	OLS	Inkomen p. capita, Aantal auto's p. capita, Brandstofverbruik op t-1	-0,20	-0,98
<i>Donnelly (1982)</i>	OLS	Inkomen p. capita, Brandstofverbruik op t-1	Tussen -0,10 en -0,18	Tussen -0,45 en -1,52
<i>Eltony & Al-Mutairi (1995)</i>	ECM	Inkomen p. capita	-0,37	-0,46
<i>Goodwin (2004)</i>	Meta-analyse		-0,25	-0,64
<i>Groot (2012)</i>	OLS	Brandstofprijzen en Brandstofverbruik op t-1, Strooklengte van het hoofdwegennet	-0,13	-0,19
<i>Johansson & Schipper (1997)</i>	OLS	Inkomen p. capita, Belastingpercentage, Bevolkingsdichtheid	-0,38	-0,7
<i>Ramanathan (1999)</i>	Co-integratie	Inkomen p. capita	-0,209	-0,319
<i>Reza & Spiro (1979)</i>	OLS	Inkomen p. capita, Brandstofefficiëntie	-0,210	-0,33
<i>Uri & Hassanein (1985)</i>	OLS	Inkomen p. capita, Weersomstandigheden	-0,1457	-0,4902

Verder onderscheiden twee papers (Archibald & Gillingham, 1980; Blow & Crawford, 1997) zich van de norm door het gebruik van data op microniveau in de vorm van metingen van het brandstofverbruik van specifieke huishoudens in plaats het gebruik van regionale of nationale data. Het gebruik van deze specifieke data geeft hen de mogelijkheid om te controleren voor een veel groter aantal variabelen, wat in tabel 1 terug te zien is in het aantal en de eigenschappen van de controlevariabelen dat bij deze onderzoeken gebruikt is. Een nadeel hiervan lijkt echter te zijn dat deze modellen vooral gelimiteerd zijn tot gebruik op de korte termijn, terwijl tabel 1 laat zien dat er sprake is van grote verschillen tussen de prijselasticiteit op korte termijn en de elasticiteit op lange termijn. Groot (2012) stelt dat de oorzaak van deze verschillen ligt bij de traagheid van een groot deel van het totale wegverkeer, met als voorbeeld het woon-werkverkeer dat over het algemeen op korte termijn voor een persoon vrijwel constant is. Op lange termijn kan men echter de keuze maken

om van woning te veranderen of een efficiëntere auto aan te schaffen. Hoewel op korte termijn alleen het rijgedrag over een vaste afstand aangepast kan worden door wat Groot (2012) “voetje van het gaspedaal” noemt, kan het zijn dat de uiteindelijke prijseffecten van benzine en diesel op de consumptie ervan groter is dan de coëfficiënten van analyses op korte termijn men laten geloven. Deze gedachte wordt door vrijwel alle papers ondersteund, zoals in tabel 1 te zien is aan de grotere absolute waarde van de gemeten prijselasticiteiten, die aantonen dat het negatieve effect dat de prijs van benzine en diesel op het verbruik ervan op de lange termijn sterker is dan op de korte termijn.

3. Data

Deze analyse zal uitgevoerd worden met behulp van data beschikbaar gesteld door de Europese Commissie. (The weekly oil bulletin; Eurostat) De data bestrijkt de periode van 1995 tot 2012 en heeft betrekking tot de landen behorend tot de EU-27. Door de dataset te limiteren tot gegevens uit de Europese Unie kan de analyse uitgevoerd worden zonder dat extreme cultuurverschillen met betrekking tot brandstofverbruik een effect kunnen hebben op de betrouwbaarheid ervan. Hierbij kan gedacht worden aan de lage belastingtarieven op benzine en diesel in de Verenigde Staten, wat gevolgd wordt door een verbruikspatroon dat sterk verschilt van het brandstofverbruik in Europese landen. In dit paper zal een poging gedaan worden om de data waar mogelijk te corrigeren voor waardeverschillen van de Euro over de tijd en/of tussen landen. Grote verschillen in de gemiddelde nominale inkomens per capita tussen landen laten namelijk zien dat er nog steeds sprake is van sterke prijsverschillen tussen de lidstaten van de EU-27, ondanks de invoering van de Euro. Een mogelijke oplossing hiervoor is het converteren van de prijzen in euro's per liter naar prijzen in ppp-eenheden per liter. Deze conversie bevat echter geen correcties met betrekking tot verschillen in inflatie en daarmee de verschillen in de reële waarden van de euro over de tijd. In dit paper zijn de monetaire waarden daarom naast de conversie naar PPP-eenheden ook aangepast met behulp van Consumer Price Indices om te controleren voor de inflatie over de jaren.

Om de effecten van de prijzen van benzine en diesel op de uitstoot van broeikasgassen op een optimale manier te meten, is in dit paper gekozen voor de jaarlijkse hoeveelheid uitgestoten broeikasgassen in kg CO₂-equivalenten per capita. Hoewel een groot aantal auteurs heeft gekozen voor een simpele vraagcurve, zal in dit paper de focus liggen op de uiteindelijke output van broeikasgassen, waardoor deze directe schatting van de uitstoot van de gassen zelf een meer passende oplossing is.

Voor dit onderzoek is de keuze gemaakt om de volgende variabelen aan het model toe te voegen:

- $pp_{c,y}$: De gemiddelde prijs van een liter benzine (na accijnzen en btw.), uitgedrukt in PPP-eenheden (EU-27 = 1), aangepast aan de Consumer Price Indices (CPI's)-index (2010 = 1) in land c en jaar y .
- $pd_{c,y}$: De gemiddelde prijs van een liter diesel (na accijnzen en btw.), uitgedrukt in PPP-eenheden (EU-27 = 1), aangepast aan de CPI's (2010 = 1) in land c en jaar y .
- $gdp_{c,y}$: De waarde van het BBP tegen marktprijzen van land c in jaar y , uitgedrukt in PPP-eenheden (EU-27 = 1) en aangepast aan de CPI's (2010 = 1).
- $d_{c,y}$: De gemiddelde bevolkingsdichtheid in het aantal inwoners per km² in land c en jaar y .
- $e_{c,y}$: De gemiddelde arbeidsparticipatie in een percentage van het aantal inwoners met een leeftijd tussen 15 en 64 in land c en jaar y .

- $m_{c,y}$: Het gemiddelde aantal personenauto's per 1000 inwoners in land c en jaar y .
- $\theta_{c,y}$: De gemiddelde CO₂-uitstoot van nieuwe auto's in gram per gereden kilometer in land c en jaar y . (Onder 'nieuw' is te verstaan dat deze auto's in jaar y zijn geregistreerd)
- dum_c : Een binaire dummyvariabele met als waarde 1 als de waarneming in land c gedaan is en 0 als dit niet het geval is. Oostenrijk zal in dit paper als basis gebruikt worden en zal dus geen dummyvariabele hebben.
- dum_y : Een binaire dummyvariabele met als waarde 1 als de waarneming in jaar y gedaan is en 0 als dit niet het geval is. Het jaar 1995 zal als basisjaar gebruikt worden.

De reden waarom hier is gekozen voor een dubbele modificatie van de geldeenheden is dat in dit paper de prijseffecten van benzine en diesel centraal staan. Als de prijzen waarop de analyse gebaseerd is niet gelijk is aan de reële prijs die een consument betaald, zal het nut wat deze consument aan het verbruik van het goed ontleent verkeerd ingeschat worden, wat de betrouwbaarheid van een model dat juist daarop gebaseerd is, niet ten goede zal komen. Zo zal een variabele die uitgedrukt is in purchasing power parities weliswaar aangepast zijn voor de grote loonverschillen binnen Europa, maar zolang deze elk jaar op de EU-27 standaard van hetzelfde jaar gebaseerd is, zal deze dezelfde trend ondergaan als een onaangepaste variabele. Om dit te voorkomen is gekozen voor de combinatie van PPPs en CPI's, zodat de prijsniveaus van benzine en diesel op een zo puur mogelijke manier kunnen worden weergegeven. In dit paper zal onderscheid worden gemaakt tussen de effecten van de benzineprijs en de dieselprijs op de totale uitstoot van broeikasgassen, aangezien hier mogelijk een verschil in bestaat. Omdat er geen onderscheid is gemaakt tussen de uitstoot van broeikasgassen door gebruik van voertuigen met dieselmotoren en voertuigen met benzinemotoren, is de verwachting dat de prijselasticiteit resulterend uit deze modellen kleiner zal zijn dan in een groot deel van de literatuur. Een sterke correlatie tussen de twee prijsvariabelen en de afwezigheid van een aanname van ceteris paribus resulterend uit het verwijderen van een tweede prijsvariabele in elk model zal echter betekenen dat dit effect naar alle waarschijnlijkheid niet heel ingrijpend zal zijn.

Naast de prijsvariabelen als verklarende variabelen, zal in dit paper gebruik gemaakt worden van een aantal controlevariabelen. Ten eerste is gekozen voor een inkomensvariabele in de vorm van het BBP per capita, wederom in PPP-eenheden en aangepast aan de CPI's. Naar aanleiding van de vele papers waarin deze variabele met significante resultaten in de modellen is opgenomen (tabel 1), zal in dit paper ook met het reële inkomen per capita rekening gehouden worden, zij het dat deze nu een rol van controlevariabele aanneemt, terwijl het inkomen in een groot aantal van de eerder genoemde papers als tweede verklarende variabele wordt beschouwd. Een simpele redenatie achter het opnemen van deze variabele in het model is dat wanneer het (reële) inkomen van een persoon of huishouden stijgt, deze simpelweg meer benzine of diesel kan kopen. Daarnaast zal een toename in het reële inkomen in de meeste gevallen leiden tot een grotere consumptie van andere goederen en diensten, waar in vele gevallen enige mate van brandstofverbruik voor nodig is, zij het voor het transport van een goed, zij het voor het transport van de consument van en naar de verstrekker van deze goederen of diensten. Als laatste zal een inkomensstijging nog een verkleinend effect hebben op de negatieve utility van het verbruik van brandstoffen, waardoor men mogelijk vaker en minder zuinig zal gaan rijden. Het paper van Blow en Crawford (1997) laat echter zien dat deze relatie mogelijk niet lineair is bij hoge inkomens. Hoewel dit bij het gebruik van het gemiddelde inkomen binnen een land van weinig invloed zal zijn, kan het goed zijn om te kijken of hier sprake is van een non-lineair verband.

Als tweede controlevariabele is de keuze gemaakt voor de bevolkingsdichtheid van een land. Hoewel deze variabele in de bestaande literatuur vooral op een andere wijze werd gebruikt door aparte schattingen te maken voor de verschillende onderzochte regio's (Banaszak et al., 1999; Donnelly, 1982) of door waarnemingen op microniveau te nemen en daardoor een meer gedetailleerde versie van de variabele verkregen is dan in dit paper mogelijk zal zijn (Archibald & Gillingham, 1980; Blow & Crawford, 1997), zal een poging gedaan worden om voor deze variabele te controleren. Een mogelijk effect dat tussen landen met een verschillende bevolkingsdichtheid kan bestaan is namelijk dat men in een uitgestrekt land meer kilometers zal moeten afleggen om dezelfde handelingen te verrichten. Tegengestelde effecten zijn echter ook aan de orde; een land met een hoge bevolkingsdichtheid zal namelijk eerder te maken hebben met verkeersopstoppingen, simpelweg door het hebben van een groter aantal voertuigen op dezelfde hoeveelheid grond. Daarnaast kan gesteld worden dat men zuiniger met benzine of diesel om zal gaan als de afstanden tussen bestemmingen groter worden. Omdat deze effecten elkaar tegenwerken, zal het moeilijk zijn om een schatting te maken met betrekking tot het teken en de grootte van de coëfficiënt van deze variabelen, maar ondanks dat zal het toevoegen van deze variabelen het model controleren voor effecten ervan, wat de uiteindelijke schatting van de prijseffecten ten goede zal komen.

Als derde is de arbeidsparticipatie als controle toegevoegd. Deze variabele komt weinig voor in de behandelde literatuur door de indirecte vorm waarop deze het Europese weggebruik beïnvloed, maar een klein aantal papers heeft de arbeidsparticipatie op microniveau in de modellen opgenomen, waaronder het paper van Blow en Crawford (1997). Dit heeft ertoe geleid dat deze variabele, hoewel de arbeidsparticipatie in essentie samenhangt met de inkomensvariabele, in een versimpelde wijze op macroniveau is toegevoegd. De reden dat de arbeidsparticipatie in het model opgenomen is, is dat het woon-werkverkeer een groot deel uitmaakt van het totale verkeer op het Europese wegennet. Een toename in de arbeidsparticipatie zal dus een toename in het totale verkeer en daarmee de uitstoot van gassen als CO₂ met zich meebrengen, terwijl deze niet per se een hogere in het BBP per capita hoeft te betekenen.

De volgende controlevariabele die in dit paper ter sprake zal komen is het gemiddelde aantal auto's in een land. De simpele redenatie achter het toevoegen van deze variabele is dat men over het algemeen een voertuig aanschaft om deze te gebruiken, waardoor het aantal auto's per 1000 inwoners een positief effect zal hebben op de uitstoot van broeikasgassen. Net als bij het inkomenseffect is ook hier sprake van een mogelijkheid op een non-lineair verband, aangezien het aanschaffen van een tweede auto zelden een verdubbeling van het weggebruik tot gevolg heeft (Baltagi & Griffin, 1997).

Als laatste is gekozen voor een technologische variabele in de vorm van de gemiddelde uitstoot per gereden km van auto's die geregistreerd zijn in het jaar van de meting. Door een efficiëntiecoëfficiënt aan de modellen toe te voegen, wordt gecontroleerd voor de toenemende brandstofefficiëntie naar aanleiding van nieuwe technologie, zonder dat een daadwerkelijk verschil in rijgedrag hoeft te bestaan. Hoewel de beschikbare data alleen geldt voor nieuwe auto's, kan deze als indicator dienen voor de brandstofefficiëntie van alle voertuigen binnen een land.

Alle besproken data is op jaarlijkse basis verzameld, wat het probleem met zich meebrengt dat de dataset te klein zal zijn voor het gebruik van tijdreeksen voor aparte landen met maximaal 18 waarnemingen per land. Dit zou een zeer onbetrouwbare analyse zal opleveren. Om dit te

voorkomen is gekozen voor een cross-section analyse, waarbij de jaarlijkse data van elk land in hetzelfde model wordt onderzocht. Om de effecten van mogelijke verschillen tussen de landen waarvan data verzameld is tegen te gaan, zal gebruik gemaakt worden van landdummy's, welke als doel hebben om deze fixed effects af te vangen en de betrouwbaarheid van het model te behouden. Denk hierbij aan verschillen in de wetgeving of aan culturele verschillen in brandstofverbruik of simpelweg het verschil in terrein tussen de landen. Naast het gebruik van landdummy's zal gebruik gemaakt worden van jaardummy's om het effect van mogelijke verschillen over de tijd, die niet gevangen zijn door de eerder genoemde controlevariabelen, tegen te gaan.

4. Model

In dit paper is gekozen voor twee aparte OLS-modellen om een schatting te maken van het effect van de prijzen van benzine en diesel op de uitstoot van broeikasgassen als CO₂. Deze methode laat de analyse van cross-sectie data op eenvoudige wijze toe, terwijl controlevariabelen de kwaliteit van het model waarborgen. Door de natuurlijke logaritmen van de data te gebruiken, is het mogelijk de percentuele veranderingen in de uitkomstvariabele te schatten naar aanleiding van de afhankelijke variabelen en zo kan de prijselasticiteit van benzine en diesel ten opzichte van de uitstoot van broeikasgassen in CO₂-equivalenten bepaald worden. De modellen die in dit onderzoek hiervoor gebruikt worden zijn als volgt:

$$\ln E_{p,c,y} = \beta_0 + \beta_{pp} \ln pp_{c,y} + \beta_g \ln gdp_{c,y} + \beta_d d_{c,y} + \beta_e e_{c,y} + \beta_m m_{c,y} + \beta_\theta \theta_{c,y} + \beta_c \text{dum}_c + \beta_y \text{dum}_y + \varepsilon_{c,y}$$

$$\ln E_{d,c,y} = \beta_0 + \beta_{pd} \ln pd_{c,y} + \beta_g \ln gdp_{c,y} + \beta_d d_{c,y} + \beta_e e_{c,y} + \beta_m m_{c,y} + \beta_\theta \theta_{c,y} + \beta_c \text{dum}_c + \beta_y \text{dum}_y + \varepsilon_{c,y}$$

Hoewel deze modellen gevormd zijn met de betrouwbaarheid van de prijseffecten als belangrijkste focus, bestaat het probleem dat het onmogelijk is om met behulp van deze modellen een aparte schatting te maken van de prijselasticiteit over de lange termijn op dezelfde manier als dat in de literatuur gedaan wordt. Hoewel deze methode in principe uitgebreid kan worden om ook deze schattingen op langere termijn toe te staan, zou het gebruik van een grotere dataset hiervoor geschikter zijn. Daarnaast bestaat de mogelijkheid dat het gebruik van de combinatie van jaardummy's en de aanpassingen van de prijzen en inkomens met behulp van PPP-eenheden en CPI's een verstoring effect heeft bij het uitvoeren van een analyse op langetermijneffecten.

5. Resultaten

Voordat het regressiemodel getest kan worden, zal eerst een correlatieanalyse uitgevoerd worden met betrekking tot de onafhankelijke variabelen. Significante correlatie tussen deze variabelen kan namelijk een teken zijn van multicollineariteit tussen de variabelen, waar de betrouwbaarheid van het model mogelijk onder zou lijden.

Tabel 2: Correlatietabel van de onafhankelijke variabelen

	$pp_{c,y}$	$pd_{c,y}$	$gdp_{c,y}$	$d_{c,y}$	$e_{c,y}$	$m_{c,y}$	$\theta_{c,y}$
$pp_{c,y}$	1	0,950**	-0,707**	0,094	-0,265**	-0,308**	-0,270**
$pd_{c,y}$	0,950**	1	-0,642**	0,030	-0,208**	-0,276**	-0,263**
$gdp_{c,y}$	-0,707**	-0,642**	1	0,069	0,339**	0,449**	-0,091
$d_{c,y}$	0,094	0,030	0,069	1	-0,273**	0,271**	-0,236**
$e_{c,y}$	-0,265**	-0,208**	0,339**	-0,273**	1	0,190**	0,187**
$m_{c,y}$	-0,308**	-0,276**	0,449**	0,271**	0,190**	1	-0,091
$\theta_{c,y}$	-0,270**	-0,263**	-0,091	-0,236**	0,187**	-0,091	1

***: Correlatie is significant bij een α van 0,01*

De resultaten uit deze tabel laten zien dat er een zeer grote kans bestaat dat multicollineariteit in dit geval problemen zal veroorzaken bij de uiteindelijke regressie. Hoewel significante correlatie niet per se hoeft te betekenen dat multicollineariteit een probleem zal zijn, is hier tussen vrijwel alle onafhankelijke variabelen sprake van significante correlatie. Op het eerste gezicht lijken deze variabelen niet gerelateerd aan elkaar, maar een poging zal worden gedaan om de verbanden tussen de verschillende variabelen te verklaren. Om te beginnen hangen de prijsvariabelen sterk samen met het BBP per capita in een negatief verband. Dit geeft aan dat de Europese landen waar het effectieve inkomen lager ligt, men een groter gedeelte van het inkomen aan brandstof kwijt is dan in andere Europese landen. Deze landen hebben ook vaak te maken met hogere werkloosheidscijfers. De combinatie hiervan zal ertoe leiden dat in deze landen minder auto's worden gekocht dan in een andere EU-lidstaat met een hoger effectief loonpeil. Verder zal men in de landen met een hoger effectief loonpeil eerder in staat zijn om een efficiëntere auto aan te schaffen. Dit zal echter niet de enige reden zijn dat de prijsniveaus negatief gecorreleerd zijn met de efficiëntie, anders zou ook de correlatie tussen het aangepaste BBP en de efficiëntiecoëfficiënt sterke significantie vertonen. Hieruit kan worden opgemaakt dat ook de keerzijde van het inkomenseffect in de empirie bestaat. Bij een hoger effectief BBP kan namelijk ook de keuze gemaakt worden om een grotere en zwaardere en daarmee minder zuinige auto te kopen. Een hogere bevolkingsdichtheid hangt echter wel samen met een neiging om efficiëntere auto's te kopen. Hierbij kan gedacht worden aan kleinere auto's die meer geschikt zijn voor het rijden in grote steden. De correlaties tussen de bevolkingsdichtheid, de arbeidsparticipatie en het aantal auto's per duizend inwoners is echter niet uit te leggen aan de hand van de data, aangezien de correlatietabel een paradox lijkt te bevatten doordat de bevolkingsdichtheid een significant positief effect op het aantal auto's en tegelijkertijd een significant negatief effect op het aantal auto's via een negatieve correlatie met de arbeidsparticipatiecijfers, welke positief gecorreleerd zijn met het aantal auto's per duizend inwoners.

Aangezien verdere aanwijzingen voor de aanwezigheid van multicollineariteit verschijnen bij het uitvoeren van de regressieanalyse, zal deze op voorzichtige wijze uitgevoerd worden door de onafhankelijke variabelen één voor één aan de regressie toe te voegen. Tabellen 3 en 4 zullen de resultaten hiervan laten zien.

Tabel 3: Regressietabel met betrekking tot het verbruik van benzine

	R^2	Constant	$pp_{c,y}$	$d_{c,y}$	$gdp_{c,y}$	$e_{c,y}$	$m_{c,y}$	$\theta_{c,y}$
Value	0,433	7,915	-1,207					
Std. Error		0,026	0,072					
Sig.		0,000	0,000					
Value	0,434	7,926	-1,222	4,343E-7				
Std. Error		0,031	0,074	0,000				
Sig.		0,000	0,000	0,996				
Value	0,773	-5,339	0,016	0,000	1,281			
Std. Error		0,561	0,067	0,000	0,054			
Sig.		0,000	0,816	0,000	0,000			
Value	0,789	-4,645	-0,049	0,000	1,300	-0,012		
Std. Error		0,556	0,066	0,000	0,052	0,002		
Sig.		0,000	0,459	0,000	0,000	0,000		
Value	0,820	-2,883	-0,129	-0,001	1,070	-0,010	0,001	

<i>Std. Error</i>		0,594	0,064	0,000	0,059	0,002	0,000	
<i>Sig.</i>		0,000	0,045	0,000	0,000	0,000	0,000	
<i>Value</i>	0,840	-4,053	0,070	-0,001	1,160	-0,014	0,001	0,002
<i>Std. Error</i>		0,785	0,097	0,000	0,074	0,003	0,000	0,001
<i>Sig.</i>		0,000	0,469	0,000	0,000	0,000	0,000	0,017
+ Landendummy's								
<i>Value</i>	0,991	1,541	-0,321	-0,001	0,578	-0,001	0,001	0,001
<i>Std. Error</i>		0,697	0,047	0,001	0,071	0,003	0,000	0,000
<i>Sig.</i>		0,028	0,000	0,629	0,000	0,720	0,000	0,107
+ Jaardummy's								
<i>Value</i>	0,992	2,196	-0,536	-0,001	0,559	-0,007	0,001	0,002
<i>Std. Error</i>		0,945	0,071	0,001	0,089	0,004	0,000	0,001
<i>Sig.</i>		0,021	0,000	0,571	0,000	0,070	0,001	0,069
<i>Value</i>	0,981	7,647	-0,568					
<i>Std. Error</i>		0,025	0,058					
<i>Sig.</i>		0,000	0,000					

Tabel 4: Regressietabel met betrekking tot het verbruik van diesel

	R^2	<i>Constant</i>	$pd_{c,y}$	$d_{c,y}$	$gdp_{c,y}$	$e_{c,y}$	$m_{c,y}$	$\theta_{c,y}$
<i>Value</i>	0,353	7,708	-0,855					
<i>Std. Error</i>		0,022	0,060					
<i>Sig.</i>		0,000	0,000					
<i>Value</i>	0,356	7,734	-0,868	0,000				
<i>Std. Error</i>		0,062	0,062	0,000				
<i>Sig.</i>		0,000	0,000	0,305				
<i>Value</i>	0,773	-5,315	0,010	0,000	1,279			
<i>Std. Error</i>		0,501	0,047	0,000	0,049			
<i>Sig.</i>		0,000	0,827	0,000	0,000			
<i>Value</i>	0,789	-4,814	-0,020	0,000	1,315	-0,012		
<i>Std. Error</i>		0,493	0,046	0,000	0,048	0,002		
<i>Sig.</i>		0,000	0,669	0,000	0,000	0,000		
<i>Value</i>	0,819	-3,232	-0,067	-0,001	1,099	-0,010	0,001	
<i>Std. Error</i>		0,536	0,045	0,000	0,055	0,002	0,000	
<i>Sig.</i>		0,000	0,133	0,000	0,000	0,000	0,000	
<i>Value</i>	0,841	-4,372	0,098	-0,001	1,188	-0,014	0,001	0,002
<i>Std. Error</i>		0,725	0,072	0,000	0,070	0,003	0,000	0,001
<i>Sig.</i>		0,000	0,174	0,000	0,000	0,000	0,000	0,010
+ Landendummy's								
<i>Value</i>	0,990	0,974	-0,235	0,000	0,605	0,002	0,001	0,001
<i>Std. Error</i>		0,758	0,039	0,001	0,076	0,003	0,000	0,000
<i>Sig.</i>		0,200	0,000	0,788	0,000	0,629	0,000	0,118
+ Jaardummy's								
<i>Value</i>	0,992	1,906	-0,529	-0,001	0,591	-0,006	0,000	0,001
<i>Std. Error</i>		0,930	0,064	0,001	0,088	0,004	0,000	0,001
<i>Sig.</i>		0,042	0,000	0,411	0,000	0,096	0,004	0,076
<i>Value</i>	0,982	7,532	-0,573					
<i>Std. Error</i>		0,028	0,052					
<i>Sig.</i>		0,000	0,000					

Uit de tabellen is een groot aantal zaken af te lezen. Ten eerste brengt de toevoeging van de inkomensvariabele een enorme verandering teweeg in de prijscoëfficiënten van beide modellen tot het punt waar deze een verandering van teken laten zien. Bij de toevoeging van de arbeidsparticipatievariabele lijkt deze schok enigszins teruggedraaid te zijn, hoewel de prijscoëfficiënten nog steeds erg klein zijn vergeleken met de kleinste modellen en deze nog steeds insignificant zijn, terwijl deze in de kleinste modellen wel degelijk significant waren. Alle variabelen hebben weer het verwachte teken, behalve het teken van de arbeidsparticipatiecoëfficiënt, welke vreemd genoeg slechts eenmaal een positief teken heeft. Dit zou betekenen dat hoe meer mensen werken, des te kleiner de uitstoot van broeikasgassen. Een mogelijke verklaring, naast de zeer significante correlatie tussen de arbeidsparticipatievariabele en alle andere variabelen, kan zijn dat hier sprake is van een onderliggende variabele, bijvoorbeeld door hoge participatiecijfers in landen waar relatief weinig gereden wordt. Deze gedachte wordt ondersteund door de verschuiving van de waarden van deze variabele naar boven bij het toevoegen van landendummy's.

Het verstorende effect op de prijsvariabelen is echter niet beperkt tot alleen de inkomensvariabele. Ook de technologische variabele leidt in beide modellen tot een positieve waarde voor de prijsvariabele. De coëfficiënt van deze technologische heeft echter, net als de inkomenscoëfficiënt, nog wel het juiste teken.

Verder vindt er een sterke verandering plaats bij drie van de variabelen op het moment dat de dummyvariabelen aan de modellen worden toegevoegd. De bevolkingsdichtheid, de arbeidsparticipatie en de brandstofefficiëntie verliezen hun significantie op de uitstoot van de broeikasgassen. Een verklaring hiervoor is dat de waarden van de variabelen sterk verschillen tussen de landen, zonder dat deze binnen de landen veel over de tijd verschillen. Op deze manier zullen de variabelen zich gedragen als constante waarden op het moment dat er voor effecten tussen de landen gecorrigeerd wordt, waardoor de significantie van deze variabelen sterk zal afnemen. Verder hebben de coëfficiënten van de prijsvariabelen en de inkomensvariabelen nu beiden een significant effect op de uitstoot van broeikasgassen. Een reden hiervoor kan zijn dat ook voor deze variabelen geldt dat naast de effecten over de tijd, de niveaus van deze variabelen sterk verschillen tussen de landen, zodat de inkomenscoëfficiënten overschat werden, terwijl de prijscoëfficiënten onderschat werden. Door een regressie uit te voeren met alleen de dummy's is geprobeerd om een schatting te maken van de prijseffecten zonder dat deze te lijden hebben onder het probleem van multicollineariteit. Verrassend genoeg liggen de prijscoëfficiënten van deze gereduceerde modellen dicht bij de coëfficiënten van de volledige modellen met beide dummiesets. Blijkbaar wordt het inkomenseffect in de volledige modellen dermate aangepast aan de tijdstrend en de verschillen tussen de landen, zodat deze niet langer het prijseffect overschaduwet en beiden significante coëfficiënten laten zien.

Voor het schatten van de uiteindelijke prijselasticiteit zal het volledige model met land- en jaardummy's gebruikt worden na het verwijderen van de bevolkingsdichtheidvariabele, aangezien deze door de sterke multicollineariteit met de landdummy's onbruikbaar is geworden in dit onderzoek. Verder zouden de arbeidsparticipatie en de technische variabele significant zijn geworden als gerekend zou worden met een α van 10% in plaats van de gebruikelijke 5%. Om deze reden zullen deze twee variabelen aan de uiteindelijke modellen worden toegevoegd. Deze modellen zullen dus de volgende vorm hebben:

$$\ln E_{p,c,y} = \beta_0 + \beta_{pp} \ln pp_{c,y} + \beta_g \ln gdp_{c,y} + \beta_e e_{c,y} + \beta_m m_{c,y} + \beta_\theta \theta_{c,y} + \beta_c \text{dum}_c + \beta_y \text{dum}_y + \varepsilon_{c,y}$$

$$\ln E_{d,c,y} = \beta_0 + \beta_{pd} \ln pd_{c,y} + \beta_g \ln gdp_{c,y} + \beta_e e_{c,y} + \beta_m m_{c,y} + \beta_\theta \theta_{c,y} + \beta_c \text{dum}_c + \beta_y \text{dum}_y + \varepsilon_{c,y}$$

Tabel 5: Regressiecoëfficiënten van het uiteindelijke model (met dummyvariabelen)

		R^2	Constant	$pp_{c,y}$	$gdp_{c,y}$	$e_{c,y}$	$m_{c,y}$	$\theta_{c,y}$
Benzine	Value	0,991	1,800	-0,547	0,587	-0,007	0,001	0,002
	Std. Error		0,900	0,071	0,088	0,004	0,000	0,001
	Sig.		0,047	0,000	0,000	0,055	0,001	0,016
Diesel	Value	0,992	1,350	-0,527	0,627	-0,006	0,000	0,001
	Std. Error		0,897	0,064	0,088	0,004	0,000	0,001
	Sig.		0,134	0,000	0,000	0,098	0,006	0,060

In tabel 5 bevinden zich de uiteindelijke coëfficiënten van de regressiefuncties. Om de prijscoëfficiënten op de best mogelijke manier te schatten, is geprobeerd om het volledige model waar mogelijk intact te houden. Hoewel de gebruikte variabelen significant met elkaar gecorreleerd zijn, kan gesteld worden dat hier geen sprake is van ingrijpende multicollineariteitseffecten door de uitkomsten te vergelijken met de versimpelde modellen waarin alleen de prijsvariabelen en de dummyvariabelen zijn opgenomen. Als gekeken wordt naar de prijselasticiteit van benzine en diesel kan gesteld worden dat, hoewel de standaardfouten iets groter zijn in het grote model, er geen grote verschillen bestaan tussen de twee coëfficiënten. Wel moet gezegd worden dat R^2 -waarden van 0,991 en 0,992 ongewoon hoog zijn. Dit is veroorzaakt door het gebruik van de combinatie van de twee soorten dummyvariabelen, aangezien elke waarneming een unieke combinatie van deze dummy's heeft, terwijl zelfs een simpel model met alleen de landdummy's en de prijsvariabelen al zeer hoge R^2 -waarden laten zien.

De korte-termijn prijselasticiteit naar aanleiding van de analyse in dit paper is geschat op -0,547 voor benzine en -0,527 voor diesel. Deze inelasticiteit ten opzichte van de uitstoot van broeikasgassen naar aanleiding van het verbruik van benzine en diesel in lijn met de behandelde literatuur. Er is echter wel een verschil te merken in de grootte van de coëfficiënt dat het gevolg kan zijn van twee effecten. Als eerste is er in dit paper gebruik gemaakt van een andere afhankelijke variabele. Hoewel de uitstoot van de broeikasgassen door het Europese wegtransport het verbruik van benzine en diesel als oorsprong heeft, zal deze niet geheel gelijk lopen met de totale geconsumeerde hoeveelheid brandstoffen door mogelijke verschillen in brandstoffefficiëntie tussen de voertuigen die gebruik maken van het Europese wegennet. Verder kunnen de verhoogde gevonden waarden voor de prijselasticiteit binnen de modellen het resultaat zijn van het gebruik van de dummyvariabelen in het model. In tabellen 3 en 4 is namelijk duidelijk te zien hoe het opnemen van deze dummy's de prijscoëfficiënten van de modellen beïnvloedt.

Verder is ook de inkomenselasticiteit in het model berekend, zij het in de rol van een controlevariabele. De positieve waarden van de gevonden coëfficiënten laten een positief effect zien van het inkomen op de uitstoot van broeikasgassen. Dit is in lijn met de eerdere verwachtingen dat het inkomen een positief effect zou hebben op de uitgaven met betrekking tot het weggebruik. Verder is onderzocht of er inderdaad sprake is van een non-lineair verband tussen het inkomen per capita en de uitstoot. Hoewel een kwadratisch model een iets betere fit heeft ($R^2 = 0,541$) ten opzichte van een lineair model ($R^2 = 0,403$), is toch de keuze gemaakt om de voorkeur te geven aan simpliciteit en is ervoor gekozen om het lineaire model te behouden. Een lineair model stelt ons

namelijk in staat om gemakkelijk de inkomenselasticiteit af te lezen en deze te vergelijken met bevindingen van andere onderzoeken. Bij nader onderzoek blijkt dat dit non-lineaire verband echter het resultaat was van outliers in de dataset. Als deze outliers tijdelijk uit het model verwijderd worden, blijkt namelijk dat het verschil tussen de modellen minimaal is met een R^2 van 0,781 voor het lineaire model en een R^2 van 0,790 voor het kwadratische model. Er blijkt echter dat deze outliers vooral behoren tot waarnemingen van de prijsdata niet beschikbaar is. Daarnaast zijn er extreme residuen gevonden bij de waarnemingen die bij de data van Luxemburg horen, wat niet geheel onverwacht was. Luxemburg heeft namelijk een zeer hoog BBP, beiden in nominale en reële vorm, in combinatie met zeer lage prijsniveaus voor benzine en diesel. Hoewel deze waarden voor outliers zorgen, zullen deze geen probleem zijn op het moment dat de landdummy's aan het model zijn toegevoegd. Verder is vastgesteld dat een lineaire inkomensvariabele voldoende zal zijn om tot een betrouwbare conclusie te komen, nu non-lineariteit geen probleem meer vormt.

Vervolgens is ook de keuze gemaakt om de arbeidsparticipatie, die normaal gesproken vrijwel alleen op microniveau in modellen is verwerkt, op te nemen in de uiteindelijke analyse. Hoewel deze variabele bij een α van 5% niet significant is, verandert dit als gekozen zou worden voor een α van 10%. Hoewel dit niet het geval is, kan het waardevol zijn om deze vindingen verder onder de loep te nemen voor mogelijk verder onderzoek waar deze variabele mogelijk wel significante effecten met zich meebrengt. In beide gevallen is er sprake van een negatief effect op de uitstoot van broeikasgassen naar aanleiding van het verbruik van benzine en diesel, wat een vrij verrassende uitkomst is, aangezien een toename in het aantal werkende inwoners binnen een land het inkomen en daarmee het verbruik van benzine en/of diesel van deze inwoners kan verhogen. Onderliggende variabelen op microniveau zouden deze resultaten echter kunnen verklaren. Deze tegengestelde effecten op het gebied van de arbeidsparticipatie kunnen ook een verklaring zijn waarom deze variabele net geen significant effect heeft op de uitkomstvariabele.

Ook is het aantal personenauto's in de regressieanalyse opgenomen. Het significante, positieve effect hier laat zien dat een stijging in het aantal auto's per capita een stijging in uitkomstvariabele teweeg brengt. De coëfficiënt van deze variabele lijkt klein, maar aangezien het hier niet gaat om een lineair verband zoals bij de prijselasticiteit en de inkomenselasticiteit omdat ervoor gekozen is om de normale waarden te gebruiken in plaats van het natuurlijke logaritme van waarden en het hier dus gaat om een logaritmisch verband, moet bij de interpretatie van de coëfficiënt hiervoor opgelet worden. Verder zou er ook bij deze variabele een mogelijkheid bestaan dat er sprake is van een non-lineair verband. Het verschil tussen de R^2 -waarde behorende tot het lineaire model (0,587) en de optimale R^2 -waarde van 0,607 van een exponentieel model laat echter zien dat hier geen sprake van is.

Als laatste is de brandstofefficiëntie in het model opgenomen. Hoewel deze bij een α van 5% alleen een significant positief effect heeft in het model waarmee de prijselasticiteit van benzine geschat wordt, zal ook de toevoeging van deze variabele de precisie van het model ten goede komen, aangezien het regressiemodel de verschillen in uitstoot naar aanleiding van technologische verbeteringen nu toegeschreven kunnen worden aan deze variabele, in plaats van aan de prijsvariabelen. Verder is ook niets aan te merken op de coëfficiënt, aangezien het teken hier aangeeft dat wanneer in een land het gebruik van auto's die meer CO₂ uitstoten per gereden kilometer toeneemt, een toename in de uitstoot van broeikasgassen per capita als resultaat heeft.

Naast de gebruikelijke controlevariabelen, heeft het gebruik van de dummyvariabelen ertoe geleid dat de variabelen op een juiste wijze zijn geschat door de effecten van de multicollineariteit in de eerdere modellen te verminderen. De reden waarom deze dummy's de effecten van de zeer significante correlaties tegen kunnen gaan ligt in de manier waarop de variabelen met elkaar verbonden zijn. Een deel van deze correlaties kan verklaard worden door de dataset nader te bestuderen. Hoewel de monetaire eenheden in de gebruikte dataset gecorrigeerd zijn voor de inflatie en prijsverschillen tussen de Europese landen, is in de data bij veel landen nog steeds een stijgende trend over de jaren te ontdekken. Als de waarden van twee variabelen die behoren tot hetzelfde land beiden een stijgende trend vertonen over de jaren, zal dit leiden tot statistische samenhang tussen de variabelen, zelfs als de variabelen verder niets met elkaar te maken hebben. Tabel 5 laat echter zien dat naast de tijdsdummy's ook het gebruik van landendummy's noodzakelijk is voor het tegengaan van multicollineariteit in een model. Waar tijdsdummy's zich focussen op de correlatieveroorzakende trendeffecten, hebben de landendummy's als doel de correlatie-effecten die door landeffecten veroorzaakt zijn tegen te verminderen. In een dataset waarbij een klein aantal metingen per regio beschikbaar is, is het mogelijk dat de verschillen in de data binnen een land significant kleiner zijn dan de verschillen in de data tussen de landen. Een gevolg hiervan is dat hoewel het corrigeren van de data met behulp van CPI's en tijdsdummy's gedaan is met als bedoeling de precisie van het model te verbeteren, deze zonder het gebruik van landendummy's juist een averechts effect op de betrouwbaarheid van het model doordat de veranderingen over de tijd nog verder verkleind worden ten opzichte van de verschillen tussen de landen. Het verbruik van PPP's heeft een vergelijkbaar tegengesteld effect, aangezien het gebruik ervan de verschillen in de data tussen landen zal verkleinen. Het gebruik van beide soorten dummyvariabelen zal de precisie van de uitkomsten van een regressiemodel dus ten goede komen door beide correlatieveroorzakende effecten zo goed mogelijk te elimineren. Dit verklaart dus de veranderingen van de significantie en de grootte van de regressiecoëfficiënten naar aanleiding van het toevoegen van de dummy's.

De redenatie waarom in deze gevallen in grotere mate sprake is van statistische correlatie tussen de variabelen, zonder dat deze in werkelijkheid met elkaar samenhangen, kan ook een mogelijke verklaring bieden voor de paradox die aan het begin van de analyse ter sprake kwam. Omdat bij het maken van de correlatietabellen aan het begin van de analyse nog geen sprake was van de beschermende dummyvariabelen, is het mogelijk dat de werkelijke correlatie tussen de variabelen kleiner is dan in tabel 2 weergegeven wordt.

Verder is uit tabel 5 ook op te maken dat er verschillen zijn tussen de mate waarin de variabelen, die in het model opgenomen zijn, een effect hebben op het de uitstoot van broeikasgassen naar aanleiding van benzine in vergelijking tot de uitstoot veroorzaakt door het verbruik van diesel. Omdat de data betreffende de uitstoot van CO₂ en andere schadelijke gassen niet onderverdeeld is tussen de twee brandstofsoorten kan echter niet duidelijk gesteld worden wat deze verschillen veroorzaakt. Wat echter wel met zekerheid te zeggen is, is dat de effectiviteit van een effectieve prijsverhoging van benzine iets groter zal zijn dan eenzelfde prijsverhoging van diesel. Ook de grootte van de andere coëfficiënten kunnen om deze reden niet goed geïnterpreteerd worden. Hoewel 'The Weekly Oil Bulletin' data bevat betreffende de jaarlijkse consumptie van benzine, waaruit geschat kan worden dat de totale consumptie van diesel tussen 2002 en 2012 in de EU-27-landen 2,23 maal zo groot was als de consumptie van benzine, zal meer informatie nodig zijn met betrekking tot de verschillen in uitstoot tussen benzinemotoren en dieselmotoren om de grootte van de waarden in tabel 5 op een goede wijze te interpreteren.

6. Conclusie

Het doel van dit paper was de omvang te bepalen van het prijseffect op de uitstoot van CO₂ en andere schadelijke gassen afkomstig van het Europese wegennet. Dit is gedaan met behulp van een OLS-model, waarbij de prijselasticiteit van benzine en diesel met betrekking tot de uitstoot van broeikasgassen in CO₂-equivalenten bepaald is met behulp van twee aparte regressievergelijkingen. Ondanks een gelimiteerde dataset van 242 waarnemingen, is met behulp van een aantal controlevariabelen en dummy's voor tijdseffecten en verschillen tussen landen een poging gedaan om een betrouwbaar beeld te geven van de effecten van benzine en diesel op de uitstoot van schadelijke gassen door het Europese wegtransport. Op de korte termijn zijn deze prijselasticiteiten geschat op -0,547 voor benzine en -0,527 voor diesel. Deze coëfficiënten laten zien dat het verbruik van brandstoffen en daarmee de uitstoot van CO₂ en andere schadelijke gassen, inelastisch is ten opzichte van de brandstofprijzen.

7. Discussie

Als men dit paper met de bestaande literatuur vergelijkt, is er één punt waar dit paper in tekort schiet. Waar in de meeste andere papers de modellen een langetermijneffect bevatten, is dit hier niet het geval, hoewel tabel 1 grote verschillen laat zien tussen de effecten op lange en op korte termijn. Hier is een simpele reden voor, namelijk dat de dataset uit slechts 242 waarnemingen bestaat. Hoewel het schatten van langetermijneffecten nu een mogelijkheid is, zou het gebruik van een lag van de 3 jaar, die in het paper van Goodwin et al. (2004) als ondergrens van de gemiddelde responstijd voor langetermijneffecten wordt beschouwd, de dataset terugbrengen tot slechts 161 waarnemingen, wat neerkomt op een gemiddelde van net onder 6 waarnemingen per land. Om deze reden is in dit paper gekozen om geen langetermijneffecten in de modellen op te nemen. Het gebruik van een grotere dataset is dus zeker aan te raden.

Een ander mogelijk verbeterpunt voor verdere studies is het toevoegen van een manier om de coëfficiënten van de variabelen die in dit paper als controle in het model zijn te interpreteren. Door het uitvoeren van een meer gedetailleerde studie van de verschillen in brandstofefficiëntie van benzinemotoren en dieselmotoren in combinatie met een meting van de totale consumptie van benzine en diesel, zou men de coëfficiënten die in dit paper gevonden zijn kunnen relativeren en interpreteren. Hoewel deze interpretatie in principe niet gerelateerd was aan de onderzoeksvraag van dit paper, zou het zeker een interessante toevoeging zijn aan de bestaande literatuur.

8. Literatuurlijst

Abdel-Khalek, G. (1988). Income and price elasticities of energy consumption in Egypt: a time-series analysis. *Energy Economics*, 10(1), 47-58.

Archibald, R., & Gillingham, R. (1980). An analysis of the short-run consumer demand for gasoline using household survey data. *The Review of Economics and Statistics*, 622-628.

Baltagi, B. H., & Griffin, J. M. (1997). Pooled estimators vs. their heterogeneous counterparts in the context of dynamic demand for gasoline. *Journal of Econometrics*, 77(2), 303-327.

Banaszak, S., Chakravorty, U., & Leung, P. (1999). Demand for ground transportation fuel and pricing policy in Asian tigers: a comparative study of Korea and Taiwan. *The Energy Journal*, 145-165.

- Bentzen, J. (1994). An empirical analysis of gasoline demand in Denmark using cointegration techniques. *Energy Economics*, 16(2), 139-143.
- Berndt, E. R., & Botero, G. (1985). Energy demand in the transportation sector of Mexico. *Journal of Development Economics*, 17(3), 219-238.
- Blair, R. D., Kaserman, D. L., & Tepel, R. C. (1984). The impact of improved mileage on gasoline consumption. *Economic Inquiry*, 22(2), 209-217.
- Blow, L., & Crawford, I. (1997). The distributional effects of taxes on private motoring.
- Brons, M., Nijkamp, P., Pels, E., & Rietveld, P. (2008). A meta-analysis of the price elasticity of gasoline demand. A SUR approach. *Energy Economics*, 30(5), 2105-2122.
- Dahl, C. A. (1979). Consumer adjustment to a gasoline tax. *The review of economics and statistics*, 427-432.
- Dahl, C. A. (1982). Do gasoline demand elasticities vary?. *Land Economics*, 373-382.
- Donnelly, W. A. (1982). The Regional Demand for Petrol in Australia*. *Economic Record*, 58(4), 317-327.
- Eltony, M. N., & Al-Mutairi, N. H. (1995). Demand for gasoline in Kuwait: an empirical analysis using cointegration techniques. *Energy economics*, 17(3), 249-253.
- Goodwin, P., Dargay, J., & Hanly, M. (2004). Elasticities of road traffic and fuel consumption with respect to price and income: a review. *Transport reviews*, 24(3), 275-292.
- Groot, W. (2012). Over brandstofprijzen en automobilititeit. Voor Kennisinstituut Mobiliteitsbeleid
- Johansson, O., & Schipper, L. (1997). Measuring the long-run fuel demand of cars: separate estimations of vehicle stock, mean fuel intensity, and mean annual driving distance. *Journal of Transport Economics and policy*, 277-292.
- Ramanathan, R. (1999). Short-and long-run elasticities of gasoline demand in India: An empirical analysis using cointegration techniques. *Energy economics*, 21(4), 321-330.
- Raux, C., & Marlot, G. (2005). A system of tradable CO 2 permits applied to fuel consumption by motorists. *Transport policy*, 12(3), 255-265.
- Reilly, J., et al. (1999) "Multi-gas assessment of the Kyoto Protocol." *Nature* 401.6753: 549-555.
- Reza, A. M., & Spiro, M. H. (1979). The demand for passenger car transport services and for gasoline. *Journal of transport economics and policy*, 304-319.
- Romilly, P., Song, H., & Liu, X. (1998). Modelling and forecasting car ownership in Britain: a cointegration and general to specific approach. *Journal of Transport Economics and Policy*, 165-185.
- Uri, N. D., & Hassanein, S. A. (1985). Testing for stability: motor gasoline demand and distillate fuel oil demand. *Energy economics*, 7(2), 87-92.