



CPB Memo

Aan: Geïnteresseerden

Centraal Planbureau
Van Stolkweg 14
Postbus 80510
2508 GM Den Haag

T (070) 3383 380
I www.cpb.nl

Contactpersoon
Henry van der Wiel

Datum: 13 september 2012

Betreft: Econometrische schattingen bij achtergronddocument Antony et al. (2012)

1 Inleiding

Dit memo geeft een uitgebreide uitleg en beschrijving van de econometrische schattingen voor het achtergronddocument *Hogere productiviteit onder zakelijke dienstverleners door meer concurrentie* (Antony et al., 2012). Dat document richt zich op de vraag in hoeverre bepaalde belemmeringen de productiviteitsprestaties van bedrijven in de Nederlandse zakelijke dienstverlening drukken. Bij belemmeringen moet onder andere gedacht worden aan allerlei productmarktreguleringen rond toetreding zoals vergunningen en licenties en aan arbeidsmarktreguleringen zoals ontslagkosten. Ook maakt de mate van concurrentie deel uit van het onderzoek.

Het memo is verder als volgt opgebouwd. Paragraaf 2 beschrijft hoe met het econometrische model de relatie tussen concurrentie, reguleringen en arbeidsproductiviteit is onderzocht. Het legt de belangrijkste mechanismen in het model uit waarlangs zowel concurrentie als regulering invloed kunnen hebben op de productiviteitsontwikkeling van de Nederlandse zakelijke dienstverlening. Paragraaf 3 loopt een aantal econometrische problemen langs, waaronder meetfouten, niet waargenomen bedrijfskenmerken, selectiebias en endogeniteit, en gaat in op de keuze van de schatter voor het onderzoek. Paragraaf 4 geeft de schattingsresultaten voor de basisspecificatie en laat de uitkomsten van een aantal varianten zien.

2 Econometrisch model

2.1 Econometrisch kader

Het vertrekpunt in ons model is een standaard neoklassieke productiefunctie voor bedrijf i in sector j op tijdstip t :

$$Y_{ijt} = AF(L, K) = A_{ijt} L_{ijt}^{\alpha} K_{ijt}^{\beta} \quad (0.1)$$

Waarbij Y staat voor de toegevoegde waarde, A voor de totale factor productiviteit (=TFP), L is arbeid en K is kapitaal.¹ De inputfactoren K , L en A zijn hierbij dus bepalende factoren voor de output van het bedrijf. Daar we geïnteresseerd zijn in de groei van de arbeidsproductiviteit van de Nederlandse zakelijke dienstverlening, schrijven we bovenstaande vergelijking om in de bijdrage van deze factoren aan de arbeidsproductiviteitsontwikkeling (=lp), waarbij een kleine letter van de variabele staat voor de natuurlijke logaritme:

$$\Delta p_{ijt} \equiv \Delta y_{ijt} - \Delta l_{ijt} = \Delta a_{ijt} + \beta (\Delta k_{ijt} - \Delta l_{ijt}) + (\alpha + \beta - 1) \Delta l_{ijt} \quad (0.2)$$

De parameter voor de factor arbeid geeft aan of er sprake is van afnemende schaalopbrengsten. Dit is het geval als: $\alpha + \beta - 1 < 0$.

Aan deze vergelijking voegen we mechanismen uit de endogene groeitheorie toe, die vooral aangrijpen op een verdere ontrafeling van a (=TFP). In dit geval is het vooral de rol van concurrentie (en regulering) als bron van productiviteitsgroei. Het model integreert daarnaast standpunten uit verschillende stromingen, zoals het convergentiedebat en het bestaan van heterogeniteit in productiviteit op bedrijfsniveau. Ons empirisch model bestaat uit vergelijkbare elementen als de studies van Nickell (1996), Griffith et al. (2004) en Griffith et al. (2006). Zo keek Nickell (1996) met behulp van een productiefunctiebenadering naar de invloed van concurrentie op productiviteit. Net als Griffith et al. (2004) houden we daarnaast rekening met de inzichten uit de convergentie literatuur. Daarin wordt gesteld dat de afstand tot de productiviteitsgrens ook bepalend kan zijn voor de ontwikkeling van de arbeidsproductiviteit. Als bedrijven met hun productiviteit onder de productiviteitsgrens liggen dan kunnen ze hun productiviteit verhogen door te imiteren.

Naast de traditionele inputfactoren kapitaal en arbeid, zijn de belangrijkste verklarende variabelen in ons model achtereenvolgens:

- Concurrentie
- Afstand tot de productiviteitsgrens
- Reguleringen

Uitgezonderd reguleringen, deze bespreken we in de volgende subparagraaf, lichten we deze variabelen hieronder afzonderlijk kort toe.

Concurrentie (=PE)

Zoals in het achtergronddocument uitvoeriger is uiteengezet, kan concurrentie langs verschillende kanalen de productiviteit bevorderen. In de vergelijking gebruiken we de winstelasticiteit als maatstaf voor concurrentie. De winstelasticiteit volgt uit een schatting (zie o.a. Van der Wiel, 2010) en is bepaald op het 3-digit niveau binnen de zakelijke dienstverlening. Bij de robuustheidsanalyse testen we of een andere definiëring van de relevante markt van invloed is op de resultaten. We verwachten een positieve samenhang.

Afstand tot productiviteitsgrens (=g)

Als het productiviteitsniveau van een bedrijf onder de productiviteitsgrens ligt, dan is er volgens de endogene groeitheorie een 'catch up' bonus beschikbaar. Dit bedrijf kan dan via imitatie en adoptie zijn productiviteit verbeteren. In de vergelijking nemen we de afstand van ieder individueel bedrijf tot de productiviteitsgrens op. De productiviteitsgrens is bepaald op het 3-digit niveau van de zakelijke dienstverlening. We kijken naar de nationale productiviteitsgrens en niet naar de internationale, omdat de Nederlandse zakelijke dienstverlening ver onder de internationale productiviteitsgrens ligt en bedrijven eerder zullen leren van de 'best practices' hier in Nederland dan van buitenlandse bedrijven (zie ook Van der Wiel et al., 2008).

¹ Merk op dat we hier uitgaan van een productiefunctie in termen van toegevoegde waarde, omdat arbeidsproductiviteit in dit onderzoek is gedefinieerd als bruto toegevoegde waarde per eenheid arbeid. Natuurlijk zijn er ook intermediaire input factoren die relevant kunnen zijn voor de productiviteitsprestaties van de zakelijke dienstverlening. Echter, in dit onderzoek analyseren wij bedrijven na correctie voor deze input factor.

In de vergelijking koppelen we de afstand tot de productiviteitsgrens ook aan de mate van concurrentie.² De interactieterm tussen concurrentie en de afstand tot de nationale grens geeft aan dat de mate waarin achteroplopende bedrijven trachten een inhaalslag te maken afhangt van de mate van concurrentie. Het ligt voor de hand dat bedrijven daartoe eerder geneigd zijn als de concurrentie sterker is. Vanuit een theoretisch perspectief ligt echter het teken van dit effect niet op voorhand vast, want dit is mede afhankelijk van hoe ver bedrijven achterliggen en de kosten die gemaakt moeten worden bij die inhaalslag. Een positieve coëfficiënt van de interactieterm suggereert dat meer concurrentie de meeste bedrijven stimuleert tot imitatie. Een negatieve coëfficiënt wijst erop dat meer concurrentie bedrijven ertoe aanzet zich te onthouden van innovatie omdat de kosten van imitatie niet opwegen tegen de voordelen ervan. Het laatste geval is waarschijnlijker voor bedrijven die verder afdiggen van de nationale grens, omdat de kosten van imitatie toenemen met de afstand tot de grens.

Na invoegen van pe en g in vergelijking (0.2) resulteert de volgende te schatten vergelijking voor de groei van de arbeidsproductiviteit:

$$\Delta p_{ijt} = \beta_1 pe_{jt-1} + \beta_2 g_{ijt-1} + \beta_3 pe_{jt-1} g_{ijt-1} + \beta_4 (\Delta k_{ijt} - \Delta l_{ijt}) + \beta_5 \Delta l_{ijt} + v_{ijt} \quad (0.3)$$

De factor a wordt nu deels verklaard uit pe en g en een storingsterm v_{it} . Wat er in deze storingsterm kan zitten aan verklarende variabelen gaan we hieronder op in. Overigens zijn de verklarende variabelen concurrentie en (de interactie tussen) de afstand tot de nationale productiviteitsgrens vertraagd opgenomen om te voorkomen dat er causaliteitsproblemen kunnen optreden met de arbeidsproductiviteit.

2.2 Uitbreiding met identificatie effecten regulering

Determinanten die een bijdrage kunnen leveren aan de productiviteitsprestaties, maar waar nog niet expliciet rekening mee houden, zijn bijvoorbeeld reguleringen en instituties. Deze paragraaf bespreekt hoe we dat wel doen.

Allereerst maken we onderscheid tussen interne en externe factoren voor een bedrijf. Over interne factoren kan het bedrijf in principe zelf beslissen. Interne factoren zijn variabelen in onze dataset die bedrijfspecifiek zijn, zoals de omvang van het personeelsbestand of de hoeveelheid ingezet kapitaal.³ De externe factoren zijn in ons geval de regelgeving en institutionele factoren die mogelijk de ontwikkeling in de arbeidsproductiviteit kunnen belemmeren. Op deze factoren heeft een individueel bedrijf geen invloed. Anders gezegd, ze zijn exogeen voor het bedrijf.

Het opnemen van bedrijfspecifieke kenmerken in regressiemodellen is algemeen aanvaard en goed uitvoerbaar. Het opnemen van externe factoren hierin is echter om twee redenen minder voor de hand liggend. Ten eerste omdat veel van deze (exogene) factoren generiek zijn. Regelgeving en institutionele factoren zijn daardoor meestal gelijk voor de economie als geheel. Op zijn best variëren ze in enigermate op lager aggregatieniveau, maar zeker niet op het bedrijfsniveau terwijl daar de beslissingen worden genomen hoe de winst te maximaliseren. Om een significant verband te vinden met arbeidsproductiviteit is echter vanuit econometrisch oogpunt variatie in dergelijke variabelen wenselijk, liefst op zo laag mogelijk aggregatieniveau. Ten tweede is het meten van dergelijke factoren pas de laatste jaren in opkomst, hierdoor is de beschikbaarheid van gegevens nog beperkt. Kortom als er al indicatoren zijn voor belemmeringen of reguleringen dan is de tijdreeks veelal kort.

Hoe hebben we het probleem van beperkte aantallen indicatoren met bovendien weinig variatie nu opgelost? Hoewel reguleringen en instituties kunnen gelden voor alle bedrijven, kan ieder bedrijf afzonderlijk daarop toch anders reageren. Dit is omdat bedrijven heterogeen zijn. Onze aanpak berust daarom op het idee om deze verschillende bedrijfsreacties te identificeren. En onze data laat dat toe omdat we bedrijfsgegevens hebben. De toegepaste economische literatuur biedt ons ook handvatten (zie o.a. Rajan

² Dit doen we later overigens ook bij regulering (zie paragraaf 2.2).

³ Voor kapitaal gebruiken we de afschrijvingen als indicator.

and Zingales (1998)), want deze situatie is niet uniek voor onze analyse. We veronderstellen dat interacties tussen regelgevende/institutionele factoren en bedrijfsspecifieke kenmerken bepalend kunnen zijn voor de groei van de arbeidsproductiviteit van bedrijven in de zakelijke dienstverlening. Praktisch pakken we dit op door het opnemen van interacties met bedrijfsspecifieke factoren. De externe factoren beïnvloeden de groei van de arbeidsproductiviteit van het bedrijf via een bedrijfskenmerk. Dit bedrijfskenmerk bepaalt de blootstelling van het bedrijf voor de externe factor. In ons model veronderstellen we dat deze bedrijfskenmerken de inputfactoren kapitaal en arbeid zijn en de afstand tot de productiviteitsgrens. Kortom, we veronderstellen een mogelijke wisselwerking tussen deze interne en externe factoren, waardoor (veranderingen in) bepaalde regels of instituties niet van invloed zijn op alle bedrijven of verschillend uitwerken op bedrijven.

Technisch noteren we de mate van blootstelling van het productiviteitsniveau van bedrijf i in het jaar t als β_{it} . De externe factor is identiek voor alle bedrijven en verschilt alleen in de tijd. We noteren deze externe factor als REG_t . Het effect op het individuele bedrijf is dan simpelweg het product van de blootstelling en de externe factor, dat wil zeggen: $\beta_{it} \cdot REG_t$. Vervolgens hangt de mate van blootstelling af van de omvang van de bedrijfsspecifieke factor X_{it} . De totale impact van de externe factor op bedrijf i wordt dan uiteindelijk gegeven door:

$$\beta_{it} * x_{ijt}$$

Daar ons model is uitgeschreven in termen van groei, loopt het effect van regulering op de inputfactoren kapitaal en arbeid via twee wegen:

- Het effect van het niveau van regulering op de groei van kapitaal respectievelijk arbeid en daarmee op de groei van de arbeidsproductiviteit (=niveaueffect),
- Het effect van een verandering in de regulering op het niveau van kapitaal respectievelijk arbeid (= groei-effect).

Deze beide effecten hebben verschillende economische implicaties. Het eerste effect is gerelateerd aan een permanent niveaueffect op de groei van de arbeidsproductiviteit, terwijl het tweede effect een tijdelijke impuls geeft aan deze groei. Een korte toelichting, waarbij we starten met het eerste effect.

Stel beleid zorgt voor deregulatie op een markt in jaar t , maar verandert daarna niets meer aan de mate van regulatie. Dit resulteert in een eenmalige verandering van het niveau van de indicator in jaar t . Daarna blijft de indicator constant op dit nieuwe niveau. De hoogte van de coëfficiënt in ons model geeft aan in welke mate dit nieuwe niveau een permanent effect heeft op de productiviteitsgroei. In de economische theorie wordt dit gezien als endogene groei, omdat de groeivoet permanent door beleid kan worden beïnvloed.

Het tweede effect, het tijdelijke groei-effect, kwantificeert de gevolgen van een verandering in de reguleringsindicator. Stel wederom dat beleid zorgt voor een eenmalige deregulatie op een markt in jaar t . Dit resulteert in een eenmalige verandering van de indicator, in daaropvolgende perioden verandert deze variabele niet en is de verandering dus 0. De hoogte van deze coëfficiënt in ons model geeft aan in welke mate deregulatie een tijdelijk effect heeft op de productiviteitsgroei. Dit effect is niet permanent en verdwijnt zodra het gerealiseerd is. Dit is wat de economische theorie aanduidt met semi-endogene groei. Beleid kan in deze gedachte de groeivoet van arbeidsproductiviteit beïnvloeden maar niet op lange termijn.

Kortom, met beide wegen identificeren we de effecten van regulering die gerelateerd zijn aan bedrijfsspecifieke factoren. Als we dit toevoegen aan onze eerdere vergelijking (0.3) dan komen we uit op de volgende te schatten vergelijking.

$$\begin{aligned} \Delta p_{ijt} = & \beta_1 p e_{jt-1} + \beta_2 g_{ijt-1} + \beta_3 g_{ijt-1} p e_{jt-1} + \beta_5 (\Delta k_{ijt} - \Delta l_{ijt}) + \beta_6 REG_t (\Delta k_{ijt} - \Delta l_{ijt}) \\ & + \beta_7 \Delta l_{ijt} + \beta_8 REG_t \Delta l_{ijt} + \beta_9 dREG_t (k_{ijt} - l_{ijt}) + \beta_{10} dREG_t l_{ijt} + \mu_{ijt} \end{aligned} \quad (0.4)$$

Ten slotte veronderstellen we dat de mate van regulering ook een prikkel kan geven tot het dichtn van de productiviteitsachterstand, net als concurrentie. Op lange termijn is dit leereffect nul, omdat de afstand tot de productiviteitsgrens dan door de inhaalslag van alle bedrijven is gedicht. Ook dit is gerelateerd aan de semi-endogene groei. Beleid kan de groeivoet van arbeidsproductiviteit tijdelijk beïnvloeden maar niet permanent. De uiteindelijke te schatten vergelijking ziet er als volgt uit.

$$\begin{aligned} \Delta p_{ijt} = & \beta_1 p e_{jt-1} + \beta_2 g_{ijt-1} + \beta_3 g_{ijt-1} p e_{jt-1} + \beta_5 (\Delta k_{ijt} - \Delta l_{ijt}) + \beta_6 REG_t (\Delta k_{ijt} - \Delta l_{ijt}) \\ & + \beta_7 \Delta l_{ijt} + \beta_8 REG_t \Delta l_{ijt} + \beta_9 dREG_t (k_{ijt} - l_{ijt}) + \beta_{10} dREG_t l_{ijt} + \beta_{11} g_{ijt-1} REG_{t-1} + \tau_t + \nu_j + \alpha_i + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (0.5)$$

Om te controleren voor niet geobserveerde heterogeniteit, die eventueel gecorreleerd is met de opgenomen verklarende variabelen, ontbinden we μ_{it} verder door invoegen van dummyvariabelen voor tijd ($=\tau$)-, bedrijfstak ($=\nu$)- en bedrijfsspecifieke ($=\alpha_i$) effecten. Hiermee controleren we ook voor mogelijke samenhang tussen de (veranderingen in de) afstand tot de nationale productiviteitsgrens en de productiviteitstoename door bijvoorbeeld conjunctuur effecten. In paragraaf 3.1 bespreken we mogelijke econometrische problemen wat uitvoeriger.

Tot slot, regulering die specifiek uitwerkt op individuele bedrijven worden door dit model opgepakt. Effecten van regulering op productiviteit die niet langs deze weg verlopen, worden eventueel opgepakt door de concurrentiemaatstaf, pe .

3 Onderbouwing econometrische specificatie

3.1 Econometrische problemen

Deze paragraaf bespreekt een aantal econometrische problemen, die de uitkomsten van ons model in meer of mindere mate kunnen vertekenen. Het gaat hier om meetfouten, niet observeerbare factoren (heterogeniteit onder bedrijven, niet waargenomen/ weggelaten variabelen), endogeniteit c.q. simultaneiteitsprobleem en selectiebias.

Meetfouten

Daar we beschikken over paneldata met meerdere jaren zijn de output en inputs, waar nodig, gedefleerd met CBS-deflatoren op het laagste - voor het CPB beschikbare - aggregatieniveau. Dit is het niveau zoals toegepast in de Nationale Rekeningen. We veronderstellen daarmee dat de gebruikte prijzen voor ieder bedrijf binnen dit aggregatieniveau hetzelfde zijn. Echter als er sprake is van imperfecte concurrentie op de productmarkt en/of kapitaal- en arbeidsmarkt dan kunnen de gebruikte deflatoren leiden tot een prijsbias en daarmee tot een vertekening in de geschatte coëfficiënten. Immers dan is de veronderstelling van gelijke prijzen voor ieder bedrijf niet langer meer houdbaar.

Stel op de productmarkt is de concurrentie imperfect en het (niet-geobserveerde) prijsverschil tussen de individuele prijs en de NR-deflator is gecorreleerd met de inputs, dan zullen de geschatte coëfficiënten van de inputs zijn vertekend.⁴ Als dit verschil positief is gecorreleerd met de output en de prijzen negatief gecorreleerd met de output (wat voor de hand ligt), dan resulteert een negatieve bias voor de geschatte coëfficiënten van de inputs (zie De Loecker, 2007).

⁴ Als de meetfout in de te verklaren variabele random is, dan leidt dit niet tot een bias (zie o.a. Van der Wiel, 2010).

Wanneer er echter sprake is van imperfecties op de kapitaal- en/of arbeidsmarkt dan leidt ook dit tot een vertekening van de geschatte coëfficiënten van de inputs. Als een bedrijf lagere inkooprijzen kan bedingen dan gemiddeld, betekent dit dat de inputs van dit bedrijf bij deflating met NR-deflatoren worden onderschat. Dit leidt tot een positieve bias voor de geschatte coëfficiënten van de inputs.

Wat de uiteindelijke gevolgen voor de schatting van de parameters zijn als zowel op de productmarkt als op de inputmarkt imperfecte concurrentie het geval is, is niet duidelijk omdat er zowel een opwaartse als neerwaartse vertekening optreedt (zie ook Van Beveren, 2012). Net als de meeste andere studies die individuele bedrijfsdata gebruiken, beschikken we niet over individuele prijzen om de output en inputs te defleren. We laten deze bias door mogelijke meetfouten in de prijzen voor wat het is.

Niet observeerbare factoren

Onder bedrijven bestaat een grote mate van heterogeniteit. Dit geldt zeker voor de zakelijke dienstverlening, en in het bijzonder als we kijken naar de productiviteitsprestaties. Een deel van de verschillen in productiviteit valt te verklaren uit de verschillende hoeveelheden inputs die deze bedrijven inzetten in het productieproces, eventueel in samenhang met de mate van regulering. Echter, dit verklaart niet alles. Factoren die we niet waarnemen of weg hebben gelaten uit de vergelijking verklaren mogelijk ook een deel van de productiviteitsverschillen. Zo nemen we menselijk kapitaal in de vorm van bijvoorbeeld de kwaliteit van het management of het personeel niet mee. Ook blijven het gekozen productassortiment en bedrijfsstrategie voor zover ze een invloed hebben op de productiviteit van een bedrijf buiten beeld. Dit kan leiden tot een bias in de geschatte coëfficiënten van het model. Het beste wat kunnen doen is dummies (voor tijd, sector en bedrijf) opnemen om deze niet observeerbare factoren op te pikken om zodoende onze schattingsresultaten betrouwbaarder te maken.

Endogeniteit en simultaneïteitsprobleem

Een probleem bij het schatten van een productiefunctie als deze, is dat de keuze van de omvang van de inputs met productiviteit gecorreleerd kunnen zijn (zie o.a. Griliches en Mairesse (1995), Olley en Pakes (1996), en Levinsohn en Petrin (2003)). Er is dan sprake van endogeniteit tussen input factoren en productiviteit. Of, anders gezegd, de “keuze” van de productiviteit c.q. efficiëntie van een bedrijf vindt tegelijkertijd plaats met keuze van deze inputs (simultaneïteitsprobleem). De gedachte hierachter is dat bedrijven vooraf iets weten over de hoogte van hun productiviteit en daarop de keuze van de inputs aanpassen. Een productiviteitsschok zal dan leiden tot meer inputs. Als hier geen rekening mee wordt gehouden in de schatting, dan zullen de geschatte coëfficiënten van de variabele inputs opwaarts vertekend zijn. Levinsohn en Petrin (2003) laten zien dat dan de coëfficiënt van kapitaal is onderschat als er een positieve correlatie bestaat tussen kapitaal en arbeid. Het probleem is hier dat we niet weten wat deze productiviteit is, want deze zit in de hoofden van het bedrijf en niet in de data. We pakken in paragraaf 3.2 dit probleem op door het uitvoeren van een robuustheidcheck met een daarvoor ontwikkelde schattingstechniek.

Steekproef selectieprobleem

De schattingen van de effecten van concurrentie en regulering op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling van de zakelijke dienstverlening vinden plaats op basis van waargenomen observaties in het panel. Ook al werken we met een zogenaamd unbalanced panel en een representatieve steekproef, waarbij impliciet wel rekening wordt gehouden met toe- en uittreding van bedrijven, kunnen de uitkomsten toch vertekend zijn door een selectiebias. Dit is het geval als uittreding (of afwezigheid in panel) samenhangt met de reguleringsindicatoren.⁵ We hebben dan te maken met selectieve ondervertegenwoordiging van bepaalde

⁵ Hier is in feite ook sprake van een endogeniteitsprobleem.

groepen. In een random steekproef van bedrijven zullen de succesvolle bedrijven oververtegenwoordigd zijn, omdat minder succesvolle bedrijven (i.c. de uittrekers) niet meer bestaan. Zonder correctie voor deze selectiebias, zijn de resultaten van ons model gebaseerd op bedrijven die kans zien om te overleven gegeven de mate van regulering en dit kan vertekende resultaten opleveren. In paragraaf 3.2 pakken we dit probleem op door het uitvoeren van een robuustheidscheck met behulp van een uitgebreider schattingsmodel.

Tabel 3.1 Schattingsresultaten verschillende schatters: deel I

	OLS	RE	FE	LP
	1	2	3	4
Concurrentie (-1)	0.0845*** (0.0206)	0.0886*** (0.0261)	0.0846** (0.0340)	0.0882*** (0.0207)
Afstand tot grens (-1)	0.185*** (0.0203)	0.305*** (0.0249)	0.469*** (0.0324)	0.189*** (0.0233)
Concurrentie*afstand tot grens (-1)	0.0371** (0.0158)	0.0480*** (0.0185)	0.0573** (0.0229)	0.0384** (0.0180)
Groei arbeid	-0.271*** (0.0124)	-0.266*** (0.0141)	-0.259*** (0.0156)	-0.277*** (0.0147)
Groei kapitaalintensiteit	0.178*** (0.00665)	0.167*** (0.00765)	0.152*** (0.00803)	0.182*** (0.00744)
Observaties	31121	31121	31121	31119
R ²	0.277	0.397	0.411	.
Aantal bedrijven	8031	8031	8031	8031

Standaardfouten onder coëfficiënten zijn geclusterd op bedrijfsniveau. *** geeft significantie voor $p < 0.01$, ** voor $p < 0.05$ en * voor $p < 0.1$. Afhankelijke variabele is verandering in $\ln(\text{arbeidsproductiviteit})$. Nominale variabelen zijn gedefleerd. Alle kolommen hebben een set jaar- en bedrijfstakdummies. De schattingsperiode is 1995-2006.

3.2 Aantal econometrische testen

3.2.1 Standaard parametrische schatters

In deze paragraaf vergelijken we de resultaten van een aantal schatters.⁶ Doel van deze vergelijking is een keuze te maken in de uiteindelijke schatter voor het model en om het belang van een aantal bovengenoemde problemen te inventariseren. Tabel 3.1 presenteert de uitkomsten van de volgende vier schatters:

- Ordinary Least Squares (OLS)
- Random effects (RE)
- Fixed effects (FE)
- Levinsohn Petrin (LP)

Om de tabellen niet nodeloos lang te maken, nemen we wel alle bedrijfsspecifieke verklarende variabelen in de te schatten vergelijking op, maar laten we de interactie met de reguleringsindicatoren hier achterwege.

⁶ De gebruikte data inclusief reguleringsindicatoren staan beschreven in het achtergronddocument (zie Antony et al., 2012).

Van alle verklarende variabelen zijn deze indicatoren het meest exogeen voor bedrijven en daardoor econometrisch minder problematisch.

De verschillen in de geschatte parameters tussen de eerste drie schatters zijn niet groot, uitgezonderd die voor de afstand tot de productiviteitsgrens (zie tabel 3.1, kolom 1 tot en met kolom 3).⁷ Een 1% hogere intensiteit van de concurrentie leidt voor al deze schatters direct tot 0,08 à 0,09% hogere groei in de arbeidsproductiviteit van de zakelijke dienstverlening. Als ook nog rekening wordt gehouden met de afstand tot de productiviteitsgrens, leidt een 1% hogere concurrentie tot 0,10 à 0,11% hogere productiviteitsgroei. Een toename van de kapitaalintensiteit met 1% geeft als hoogste uitkomst een groeistijging van de arbeidsproductiviteit van 0,18% (OLS) en als laagste uitkomst 0,15% (FE). Dit zijn dus kleine verschillen. Alle schatters geven aan dat er sprake is van afnemende schaalopbrengsten in de zakelijke dienstverlening. De parameter voor de factor arbeid is namelijk negatief: meer arbeid leidt tot een lagere arbeidsproductiviteit.

Bij OLS is rekening gehouden met tijd ($=\tau$)- en bedrijfstak ($=v$) dummies, maar niet met bedrijfsspecifieke ($=\alpha_i$) effecten. De cruciale vraag bij een schatter is altijd wat er uiteindelijk nog in de tijdelijke storing zit: de error term ($=\varepsilon_{it}$). OLS geeft een probleem als inputs reageren op een schok door niet geobserveerde heterogeniteit onder bedrijven. De productiviteit en de inputs zijn dan gecorreleerd en dat veroorzaakt een simultaneïteits- of endogeneïteitsprobleem. Dit speelt vooral voor inputs die zich snel aanpassen zoals arbeid en verbruik. FE en RE veronderstellen dat deze niet geobserveerde heterogeniteit constant respectievelijk toevallig (random) is. In de vergelijking van deze schatters wordt dan α_i toegevoegd. Dit bedrijfsspecifieke effect meet het permanente verschil tussen de productiviteit van bedrijven door bijvoorbeeld verschillend productassortiment en verschillend managementniveau. Deze zijn bekend bij het bedrijf als ze de variabele- en vaste inputs kiest. De veronderstelling is dat dit effect constant is over de tijd. FE en RE geven echter een probleem als er tijdelijke verschillen tussen de productiviteit van bedrijven zijn vanwege bijvoorbeeld vraag- en aanbodschokken. Deze schokken zijn bekend bij het bedrijf als ze de variabele inputs kiest, maar niet voor de vaste inputs. De praktijk moet uitwijzen in hoeverre het simultaneïteitsprobleem een rol speelt.

De econometrie biedt een aantal testen om de verschillende schatters met elkaar te vergelijken.

De Breusch Pagan Lagrange multiplier test kan gebruikt worden om te testen of er in de gebruikte paneldata bedrijfsspecifieke effecten zitten, waardoor OLS minder geschikt is. De RE-schatter gaat er vanuit dat er heterogeniteit onder bedrijven aanwezig is, maar dat deze toevallig is. De nulhypothese is dat er geen verschillen tussen bedrijven zijn in individuele effecten, zoals door OLS wordt verondersteld. Uitvoering van de test gaf aan dat de nulhypothese wordt verworpen en daarmee RE te prefereren is boven OLS.

De volgende vergelijking is die tussen RE en FE. Beide schatters gaan er vanuit dat er bedrijfsspecifieke effecten bestaan die belangrijk zijn. FE veronderstelt dat dit bedrijfsspecifieke effect van invloed is op de te verklaren variabele, in ons geval: de arbeidsproductiviteit. Toepassing van FE haalt dit effect eruit, zodat de relatie tussen andere verklarende en arbeidsproductiviteit niet wordt vertekend door niet waargenomen variabelen zoals managementkwaliteit. FE veronderstelt daarbij dat dit bedrijfsspecifieke effect constant is in de tijd en gecorreleerd is met andere kenmerken van het bedrijf (bv. kapitaalintensiteit). Bij RE zijn de bedrijfsspecifieke effecten willekeurig en niet gecorreleerd met andere kenmerken van het bedrijf. Met behulp van de Hausman test kan worden nagegaan welke schatter de voorkeur heeft (zie Hausman, 1978). Deze methode test of de bedrijfsspecifieke effecten gecorreleerd zijn met de verklarende variabelen. De nulhypothese is dat ze dat niet zijn. In ons geval wordt de nulhypothese verworpen (P-value is $< 0,05$). De FE-schatter verdient dus de voorkeur.

Kijkend naar de econometrische problemen zoals geschetst in paragraaf 3.1, lost FE het probleem van niet observeerbare factoren op zolang deze factoren niet veranderen in de tijd. Dit geldt ook voor het simultaneïteitsprobleem als de niet geobserveerde productiviteit constant is in de tijd. Dit is ook het geval voor de selectiebias als de selectie bepaald wordt door vaste bedrijfsspecifieke effecten.

Echter, FE veronderstelt dat de inputs volledig exogeen zijn conditioneel op bedrijfsheterogeniteit ($=\alpha_{it}$). Dit betekent dat de inputs niet zouden kunnen worden aangepast als er sprake is van productiviteitsschokken bij bedrijven. Dit lijkt minder waarschijnlijk, zeker de factor arbeid is op korte

⁷ De uitkomsten van de LP-schatter bespreken we in paragraaf 3.3.2.

termijn snel aan te passen, sneller dan kapitaal. De vraag is echter of deze mogelijke endogeniteit gevolgen heeft voor ons model en vooral of dit tot een (opwaartse) vertekening leidt in de geschatte parameters.

Met instrumentele variabelen kan getracht worden voor endogeniteitsproblemen te corrigeren. Instrumenten zoals exogene prijsschokken in verbruikskosten of lonen die wel gecorreleerd zijn met de inputs, maar niet met bedrijfsspecifieke effecten, zijn echter vaak moeilijk te vinden of gewoonweg niet beschikbaar in de gebruikte databronnen. En dat is ook bij ons het geval. Een alternatieve oplossingsrichting is dan om gebruik te maken van de data die men wel tot de beschikking heeft, waarbij de centrale gedachte is dat vertraagde van de te verklaren variabele en de verklarende variabelen gebruikt kunnen worden als instrumenten (zie o.a. Arrellano en Bond (1991) en Blundell en Bond (1998)).

We testen drie schatters die gebruik maken van instrumenten die aanwezig zijn in de data. Tabel 3.2 presenteert de resultaten voor deze schatters. Kolom 1 geeft de uitkomsten van de stata optie “ivregress” waarbij de endogene verklarende variabelen (i.c. K en L) geïnstrumenteerd zijn met een lijst van exogene variabelen waaronder de exogene verklarende variabelen (i.c. concurrentie en afstand tot grens). Afgezien dat de coëfficiënten van kapitaalintensiteit en arbeid in absolute omvang hoger zijn dan in tabel 3.1, zijn de overige verklarende variabelen niet significant. Ook de bijbehorende toetsen voor de validiteit van de instrumenten en dat de gebruikte instrumenten exogeen impliceren dat de instrumenten niet relevant en ook niet exogeen zijn.

Kolom 2 in tabel 3.2 laat de uitkomsten voor de Generalised Methods of Moments difference schatter (GMM-dif) zien. Deze schatter herschrijft het model naar een model in eerste verschillen. De vertragingen van de afhankelijke variabele worden dan vervolgens als instrumenten gebruikt om voor de mogelijkheid van endogeniteit bij kapitaal en arbeid te corrigeren. Ook deze schatter geeft behoorlijk afwijkende resultaten vergeleken met tabel 3.1. De toetsen voor het belang van de instrumenten en of ze exogeen zijn worden verworpen.

Kolom 3 in tabel 3.2 presenteert de uitkomsten van de GMM-system (sys). Naast dat deze schatter gebruik maakt van de vertragingen van de afhankelijke variabele (en de onafhankelijke variabelen), worden hier de vertraagde eerste verschillen van deze variabelen als instrumenten gebruikt voor de schatting van het model in niveaus. De uitkomsten van deze schatter liggen dicht bij de FE-resultaten. Dat geldt zeker voor de varianten in kolom 4 (GMM-sys+) en 5 (GMM_sys_dyn) in tabel 3.2. Bij de eerste wordt een grotere vertraging gebruikt dan GMM-sys. GMM-sys_dyn is een dynamische specificatie, waarbij de vertraagde afhankelijke variabele is toegevoegd. Wel geldt dat de toetsen voor het belang van de instrumenten en of ze exogeen zijn, worden verworpen.

3.2.2 Semi-parametrische schatter: Levinsohn en Patrin

Een alternatieve methode om de simultaneiteitsbias tussen inputs en output en de selectiebias aan te pakken is door toepassing van een semi-parametrische schatter. De schatters ontwikkeld door Olley en Pakes (1996) en Levinsohn en Petrin (2003) zijn hiervan voorbeelden. De claim is dat OLS, FE en GMM-schatters mogelijk minder realistische schattingen oplevert, doordat onvoldoende rekening wordt gehouden met de simultaneiteits- en de selectiebias.

Aanpak Olley Pakes (OP)

In grote lijnen bestaat de aanpak van OP uit twee stappen waarin eerst de niet-geobserveerde productiviteit van een bedrijf wordt bepaald en deze vervolgens wordt ingezet in de te schatten productiefunctie. OP gebruiken de investeringen als proxy voor de niet-geobserveerde productiviteit. Zij veronderstellen namelijk een monotone relatie tussen de investeringen die nodig zijn voor de factor kapitaal en de niet-geobserveerde productiviteit van een bedrijf.⁸ De factor arbeid is volledig flexibel in de OP-aanpak en kan ieder moment worden aangepast nadat de productiviteit is waargenomen.

⁸ OP veronderstellen dat uittreding ook afhangt van deze niet-geobserveerde productiviteit van een bedrijf. Dit kan als extra stap via een probit regressie worden ingevoegd voordat de productiefunctie wordt geschat.

In onze dataset staat geen informatie over de investeringen van zakelijke dienstverleners. De OP-aanpak valt daarom af als schatter.

Tabel 3.2 Schattingsresultaten verschillende schatters: deel II

	IVregress 1	GMM-dif 2	GMM-sys 3	GMM-sys+ 4	GMM_sys_dyn 5
Concurrentie (-1)	-0.0590 (0.125)	0.00149 (0.0261)	0.0901*** (0.0130)	0.0975*** (0.0132)	0.0660*** (0.0245)
Afstand tot grens (-1)	0.0713 (0.0739)	0.594*** (0.0285)	0.302*** (0.0116)	0.317*** (0.0146)	0.250*** (0.0299)
Concurrentie*afstand tot grens (-1)	0.0638 (0.0485)	0.115*** (0.0152)	0.0487*** (0.00765)	0.0501*** (0.00769)	0.0369*** (0.0128)
Groei arbeid	-0.377*** (0.0939)	-0.0993 (0.0884)	-0.293*** (0.0526)	-0.292*** (0.0722)	-0.239*** (0.0461)
Groei kapitaalintensiteit	0.209*** (0.0346)	0.292*** (0.0448)	0.294*** (0.0274)	0.216*** (0.0470)	0.244*** (0.0297)
Arbeidsproductiviteit (1)					-0.123*** (0.0364)
Concurrentie (-2)					0.0189 (0.0980)
Afstand tot grens (-2)					-0.0262 (0.0602)
Concurrentie*afstand tot grens (-2)					0.0123 (0.0331)
Groei arbeid (-1)					-0.0323*** (0.0106)
Groei kapitaalintensiteit (-1)					0.0107* (0.00633)
Observaties	14372	20298	31119	31119	20314
Aantal bedrijven		5245	8029	8029	5248
R ²	

Standaardfouten onder coëfficiënten zijn geclusterd op bedrijfsniveau. *** geeft significantie voor p<0.01, ** voor p<0.05 en * voor p<0.1. Afhankelijke variabele is verandering in Ln(arbeidsproductiviteit). Nominale variabelen zijn gedefleerd. Alle kolommen hebben een set jaar- en bedrijfstakdummies. De schattingsperiode is 1995-2006.

Aanpak Levinsohn en Petrin (LP)

In de aanpak van LP worden de intermediaire inputs gebruikt als proxy voor de niet-geobserveerde productiviteit in plaats van de investeringen. Deze proxy zou volgens LP meer gelijkmatig reageren op productiviteitsschokken dan de investeringen in de aanpak van OP. De voorwaarde voor een monotone positieve relatie tussen investeringen en productiviteit, betekent dat alleen waarnemingen worden meegenomen als bedrijven investeren. Bedrijven investeren echter niet altijd elk jaar, dit vermindert het aantal bruikbare observaties. Dit probleem is minder of niet van toepassing op het intermediaire verbruik, omdat bedrijven dit nodig hebben om te produceren. Wel wordt nog steeds een positieve samenhang tussen de niet-geobserveerde productiviteit en het intermediaire verbruik verondersteld. Dit is betwistbaar als bedrijven efficiënter willen gaan opereren door het wegnemen van inefficiënties in het verbruik. Een andere kanttekening bij deze aanpak is dat ze geen rekening houdt met bedrijfsspecifieke effecten die constant zijn in de tijd. Dit kan leiden tot een vertekening in de geschatte parameters.

Onze dataset bevat gegevens over het verbruik door de zakelijke dienstverlening. We kunnen dan ook de LP-aanpak toepassen als schatter en de uitkomsten ervan vergelijken met FE. De resultaten van LP staan in kolom 5 van tabel 3.1. De verschillen tussen FE (i.c. kolom 4) en LP zijn in de meeste gevallen beperkt. Zo geeft een 1% verhoging van de mate van concurrentie langs directe weg een arbeidsproductiviteitstoename van 0,09% bij de LP-aanpak tegen 0,08% bij FE. Dit is een marginaal verschil. Ook een verhoging van de kapitaalintensiteit leidt bij de LP-aanpak tot een vergelijkbaar effect op de arbeidsproductiviteit als bij FE. Verder vindt LP ook dat er sprake is van afnemende schaalopbrengsten (n.b. de Wald-test van nulhypothese constante schaalopbrengsten wordt verworpen). De verschillen tussen FE en LP zijn wel substantieel voor de variabele “afstand tot de grens”, maar deze variabele is niet het onderwerp van onze studie.

3.2.3 Keuze schatter

Voor het schatten van ons model gebruiken we in het vervolg FE als schatter. Vanuit theoretische gronden is er geen voorkeur uit te spreken voor parametrische of semi-parametrische schatters. De eigenschappen van de bedrijfsdata van de zakelijke dienstverlening geven dan ook de doorslag. Voor zover na te gaan, leidt FE op dit punt volgens de uitgevoerde testen in ieder geval tot betere resultaten dan OLS en RE. We vinden aanwijzingen voor bedrijfsspecifieke effecten. OLS verdient dan niet de voorkeur. Daarnaast wordt FE boven RE geprefereerd op grond van Hausman test. Een van de belangrijkste problemen bij het schatten van een productiefunctie is echter de niet-geobserveerde productiviteit van bedrijven die samenhangt met de inputfactoren kapitaal en arbeid. De LP-aanpak is speciaal ontwikkeld om voor dit endogeniteitsprobleem te controleren. De verschillen tussen de relevante coëfficiënten van FE en die van LP blijken echter klein te zijn. We hebben een voorkeur voor FE boven LP om de volgende redenen. Ten eerste veronderstelt de LP-aanpak altijd een positieve samenhang tussen de niet-geobserveerde productiviteit en het intermediair verbruik. Dit is niet het geval als bedrijven efficiënter/productiever zijn gaan werken door het wegnemen van inefficiënties in het verbruik. Zeker in ons onderzoek is de veronderstelling discutabel. We onderzoeken immers of meer concurrentie (of minder regulering) leidt tot een hogere productiviteit bijvoorbeeld door het verminderen van inefficiënties. Ten tweede negeert de LP-aanpak bedrijfsspecifieke effecten die constant zijn in de tijd. Ook dit is in ons onderzoek lastig daar bijvoorbeeld managementkwaliteit een belangrijke rol kan spelen. Ten slotte kiezen we niet voor een GMM-schatter, omdat de GMM-schatters de statistische toetsen rond de instrumenten niet doorstaan.

3.2.4 Aanpak selectiebias

De gekozen FE schatter corrigeert niet voor de mogelijke selectiebias die kan optreden als uittreding samenhangt met regulering. Deze bias treedt bij FE op als de relatie tussen de storingsterm en de selectieregel in de tijd varieert. We hebben twee toetsen uitgevoerd om na te gaan of deze bias van belang is. Beide geven geen significante resultaten voor mogelijke aanwezigheid van een selectiebias in de Nederlandse zakelijke dienstverlening. We veronderstellen dus dat resultaten in paragraaf 4 niet (significant) vertekend zijn door het niet meenemen van daadwerkelijke uittreders.

De eerste toets schat een extra vergelijking om de selectiebias te minimaliseren (zie o.a. Wooldridge, 2002). Dit is gebaseerd op Heckman (1979), die een schattingsprocedure voorstelde in twee stappen. In de eerste stap, wordt een regressie voor het waarnemen van een positief resultaat van de afhankelijke variabele gemodelleerd met een probit of logit model. De geschatte parameters worden via de zogenaamde Mills-ratio in de tweede stap als extra verklarende variabele opgenomen in de basisvergelijking. De extra vergelijking verklaart de status van een bedrijf (i.c. 0= niet meer aanwezig in panel, ii) 1= aanwezig). Als selectievariabelen hebben we onder meer vertraagden van kapitaal, arbeid en arbeidsproductiviteit gebruikt.⁹ Schatting van deze vergelijking leverde echter geen significante aanwijzingen op voor de aanwezigheid van een selectiebias. De geschatte waarschijnlijkheid of een bedrijf wel of niet uittreed was niet significant.

De tweede toets komt uit Verbeek en Nijman (1992). Zij stellen een aantal simpele testen voor om de aanwezigheid van een mogelijke selectiebias te toetsen. In ons geval hebben we bijvoorbeeld een dummy in jaar t toegevoegd welke aangaf of een bedrijf in $t+1$ nog wel (=0) of niet (=1) bestond. Deze dummy bleek niet significant. Ook een andere dummyconstructie gebaseerd op het aantal beschikbare waarnemingen van een bedrijf in het panel leverde geen significante resultaten op.

4 Schattingsresultaten

4.1 Keuze basisspecificatie

Voordat we de definitieve basisspecificatie kiezen die we gaan schatten, kijken we eerst nog naar de volgende twee aspecten.

Ten eerste, voor het onderzoek maken we gebruik van drie reguleringsindicatoren van het Fraser Institute: kredietmarktregulering (=CMR), arbeidsmarktregulering (=LMR) en productmarktregulering (=PMR).¹⁰ Dit zijn hoofdindicatoren die ieder bestaan uit een aantal subindicatoren. De overweging nu is om of uitsluitend de hoofdindicatoren te gebruiken in de te schatten vergelijking of daarnaast ook nog enkele subindicatoren. In het laatste geval veronderstellen we dat deze subindicatoren nog variatie oppikken die niet al door de hoofdindicatoren is opgepikt.

Het tweede aspect betreft of we alleen het niveau-effect van de indicatoren opnemen in de productiviteitsvergelijking of ook het groei-effect (zie paragraaf 2.2).

Dit betekent uiteindelijk dat er vier mogelijkheden zijn om de productiviteitsvergelijking te schatten:

- 1) Alleen niveau hoofdindicatoren
- 2) Niveau hoofdindicatoren aangevuld met niveau subindicatoren
- 3) Niveau en verandering in hoofdindicatoren
- 4) Niveau en verandering in hoofdindicatoren aangevuld met niveau en verandering in subindicatoren

Voor de keuze uit deze vier mogelijkheden hebben we gekeken naar de tekens, significantie van de coëfficiënten, verklaringsgraad van de vergelijking en we hebben het e.e.a. verder getoetst (o.a. F-toets). De tekens en de mate van significantie was voor de te vergelijken parameters in grote lijnen hetzelfde. Mogelijkheid 1 en 2 bleken echter wat betreft verklaringsgraad ondergeschikt te zijn aan mogelijkheid 3 en 4. Voor de basisspecificatie hebben we uiteindelijk gekozen voor mogelijkheid 3, omdat mogelijkheid 4 minder significante resultaten opleverden.

⁹ De twee stappen worden in Stata in 1 bewerking uitgevoerd met het commando `heckman`.

¹⁰ In Antony et al. (2012) is beschreven waarom deze indicatoren zijn gekozen.

4.2 Uitkomsten basisspecificatie en varianten

Tabel 4.1 tot en met tabel 4.3 geven de uitkomsten van de basisspecificatie voor de zakelijke dienstverlening en allerlei varianten. Voor de vergelijkbaarheid is telkens met exact dezelfde specificatie geschat.¹¹ We schatten over de periode 1995-2006. Tabel 4.1 kolom 1 presenteert de uitkomsten voor de zakelijke dienstverlening. In kolom 2 tot en met 4 staan de uitkomsten voor de industrie, juridische diensten en reclamebureaus. Tabel 4.2 start in kolom 1 en 2 met de uitkomsten voor de gereguleerde zakelijk diensten (i.c. sbi 741 en 742) respectievelijk minder gereguleerde diensten (i.c. rest zakelijke dienstverlening niet zijnde sbi 741 en 742), kolom 3 en 4 vergelijkt de standaard diensten (i.c. sbi 710 en sbi > 742) met de klantspecifieke zakelijke diensten (i.c. sbi 720, 741 en 742). Tabel 4.3 vergelijkt de uitkomsten voor de zakelijke dienstverlening als we de markt in 2-en verdelen: tot en met 50 en groter dan 50 werknemers. Hierbij is PE binnen het 3 digit-niveau ook op deze tweedeling geschat.

Doordat gewerkt is met interacties zijn de coëfficiënten van de factor arbeid en kapitaal niet direct vergelijkbaar meer met de resultaten in tabel 3.1. Het is ook niet meteen duidelijk wat het effect is van regulering op productiviteit. Dit komt doordat de groei van arbeidsproductiviteit afhangt van onder meer de afstand tot de productiviteitsgrens en de factoren arbeid en kapitaal en deze veronderstellen we weer afhankelijk te zijn van de reguleringsindicatoren. Om precies te weten te komen wat het effect is van een verandering in de regulering hebben we marginale effecten (dy/dx) nodig.¹² Met het stata commando “margins” hebben we de marginale effecten berekend van concurrentie en de reguleringsindicatoren. Dit commando levert tevens de significantie van deze marginale effecten op. De betreffende marginale effecten en de significantieniveaus zijn gerapporteerd in Antony et al. (2012).

¹¹ In de specificatie zijn ook tijdsdummies en waar nodig bedrijfstakdummies meegenomen. We hebben ook een variant gedraaid waarbij we via dummies onderscheid maken tussen kleine, middelgrote en grote bedrijven. Deze bedrijfsgrootte dummies zijn gekoppeld aan de bestaande interactietermen tussen enerzijds de afstand tot de grens of de input factoren en anderzijds de reguleringsindicatoren. De resultaten in de vorm van marginale effecten staan vermeld in Antony et al. (2012). De geschatte coëfficiënten zijn opvraagbaar bij de auteurs, maar vanwege de lengte van de tabel niet in dit memo opgenomen.

¹² Dit heeft gelijkenissen met een probit of logit schatting, waar de geschatte coëfficiënten op zichzelf ook niets zeggen. Dit is pas het geval door het berekenen van de marginale effecten.

Tabel 4.1 Uitkomsten basisspecificatie voor zakelijke diensten en allerlei varianten (deel I)

	Zakelijke diensten	Industrie	Jur. diensten	Reclamebureaus
	1	2	3	4
Concurrentie (-1)	-0.000105 (0.0344)	0.0766*** (0.0231)	0.159 (0.280)	0.965*** (0.207)
Afstand tot grens (-1)	-0.424 (0.333)	-0.614 (0.401)	-0.395 (1.304)	3.651** (1.462)
Concurrentie*afstand tot grens (-1)	0.108*** (0.0236)	0.0277 (0.0246)	0.0983 (0.201)	-0.381*** (0.146)
CMR*afstand tot grens (-1)	0.0791** (0.0383)	0.129*** (0.0428)	0.107 (0.118)	-0.220 (0.166)
LMR*afstand tot grens (-1)	0.0506*** (0.0122)	-0.0275** (0.0117)	0.0626** (0.0309)	0.0620 (0.0518)
PMR*afstand tot grens (-1)	-0.0261** (0.0118)	0.00728 (0.0123)	-0.0412 (0.0289)	-0.127*** (0.0413)
Groei arbeid	0.806 (0.740)	2.177*** (0.841)	-0.0180 (1.683)	-1.737 (2.498)
Groei arbeid*CMR	-0.0229 (0.0834)	-0.176** (0.0860)	0.0913 (0.188)	-0.0428 (0.261)
Groei arbeid*LMR	-0.0777*** (0.0232)	-0.0334 (0.0224)	-0.102** (0.0449)	-0.0837 (0.0764)
Groei arbeid*PMR	-0.0575*** (0.0195)	-0.0845*** (0.0218)	-0.0776* (0.0414)	-0.146** (0.0659)
Arbeid (-1)*delta CMR	-0.0564*** (0.0182)	-0.148*** (0.0194)	-0.143*** (0.0408)	-0.0731 (0.131)
Arbeid (-1)*delta LMR	-0.000106 (0.00672)	-0.0580*** (0.00763)	-0.0448*** (0.0160)	-0.00504 (0.0564)
Arbeid (-1)*delta PMR	-0.000465 (0.00336)	0.0218*** (0.00337)	0.00476 (0.00760)	0.0272 (0.0268)
Groei kapitaal	-0.345 (0.443)	0.527 (0.408)	-0.927 (0.860)	-1.296 (1.467)
Groei kapitaal*CMR	0.141*** (0.0482)	0.0126 (0.0432)	0.244*** (0.0938)	0.207 (0.161)
Groei kapitaal*LMR	-0.0927*** (0.0131)	0.00111 (0.0116)	-0.0971*** (0.0243)	-0.0819* (0.0466)
Groei kapitaal*PMR	-0.0361** (0.0141)	-0.0679*** (0.00975)	-0.0866*** (0.0288)	-0.00120 (0.0544)
Kapitaal (-1)*delta CMR	0.187*** (0.0164)	0.151*** (0.0168)	0.249*** (0.0413)	0.0711 (0.0829)
Kapitaal (-1)*delta LMR	0.0212*** (0.00611)	0.0757*** (0.00621)	0.0804*** (0.0145)	0.00536 (0.0377)
Kapitaal (-1)*delta PMR	-0.0152*** (0.00316)	-0.0265*** (0.00329)	-0.0376*** (0.00760)	-0.0237 (0.0173)
Constante	-0.480*** (0.102)	-0.952*** (0.107)	-1.206*** (0.329)	-2.345*** (0.272)
Observaties	27603	54705	5594	1868
R ²	0.440	0.335	0.609	0.492
Aantal bedrijven	7134	8637	1624	496

Standaardfouten onder coëfficiënten zijn geclusterd op bedrijfsniveau. *** geeft significantie voor p<0.01, ** voor p<0.05 en * voor p<0.1. Afhankelijke variabele is verandering in Ln(arbeidsproductiviteit). Nominale variabelen zijn gedefleerd. Alle kolommen hebben een set jaar- en bedrijfstakdummies. De schattingsperiode is 1995-2006.

Tabel 4.2 Uitkomsten basisspecificatie voor allerlei varianten (deel II)

	Minder gereguleerd 1	Gereguleerd 2	Standaard 3	Klantspecifiek 4
Concurrentie (-1)	-0.0139 (0.0382)	0.498*** (0.0671)	0.0801 (0.0625)	0.165*** (0.0484)
Afstand tot grens (-1)	-0.867** (0.420)	-0.558 (0.819)	-0.833* (0.447)	1.107 (0.704)
Concurrentie*afstand tot grens (-1)	0.0888*** (0.0248)	0.193*** (0.0622)	0.0451 (0.0339)	0.0381 (0.0373)
CMR*afstand tot grens (-1)	0.115** (0.0490)	0.114 (0.0839)	0.131** (0.0555)	-0.0779 (0.0754)
LMR*afstand tot grens (-1)	0.0645*** (0.0155)	0.0403* (0.0240)	0.0249 (0.0190)	0.0919*** (0.0208)
PMR*afstand tot grens (-1)	-0.0255* (0.0155)	-0.0274 (0.0217)	-0.0223 (0.0183)	-0.0373* (0.0204)
Groei arbeid	0.983 (0.937)	0.149 (1.125)	0.128 (1.126)	1.521 (0.960)
Groei arbeid*CMR	-0.0260 (0.105)	0.0168 (0.128)	0.0492 (0.122)	-0.113 (0.113)
Groei arbeid*LMR	-0.0816*** (0.0289)	-0.0804** (0.0358)	-0.0520 (0.0349)	-0.0922*** (0.0319)
Groei arbeid*PMR	-0.0741*** (0.0244)	-0.0164 (0.0317)	-0.0761*** (0.0278)	-0.0287 (0.0281)
Arbeid (-1)*delta CMR	-0.0112 (0.0228)	-0.157*** (0.0307)	-0.0134 (0.0249)	-0.102*** (0.0285)
Arbeid (-1)*delta LMR	0.0136* (0.00801)	-0.0474*** (0.0122)	0.0295*** (0.00826)	-0.0563*** (0.0120)
Arbeid (-1)*delta PMR	-0.000362 (0.00427)	0.0101* (0.00565)	-0.00227 (0.00482)	0.0110** (0.00549)
Groei kapitaal	-0.366 (0.546)	-0.502 (0.668)	-0.308 (0.635)	-0.480 (0.583)
Groei kapitaal*CMR	0.148** (0.0602)	0.148** (0.0701)	0.139** (0.0695)	0.149** (0.0625)
Groei kapitaal*LMR	-0.103*** (0.0165)	-0.0656*** (0.0190)	-0.0879*** (0.0191)	-0.0881*** (0.0167)
Groei kapitaal*PMR	-0.0323* (0.0169)	-0.0491** (0.0235)	-0.0375* (0.0192)	-0.0360* (0.0196)
Kapitaal (-1)*delta CMR	0.161*** (0.0203)	0.194*** (0.0277)	0.159*** (0.0227)	0.178*** (0.0249)
Kapitaal (-1)*delta LMR	0.00575 (0.00734)	0.0757*** (0.0110)	0.000213 (0.00778)	0.0626*** (0.0101)
Kapitaal (-1)*delta PMR	-0.00908** (0.00369)	-0.0328*** (0.00558)	-0.00791** (0.00395)	-0.0291*** (0.00540)
Constante	-0.827*** (0.0932)	-1.620*** (0.115)	-1.108*** (0.255)	-1.167*** (0.114)
Observaties	16720	10883	11193	16410
R ²	0.421	0.550	0.447	0.471
Aantal bedrijven	4362	2857	2655	4536

Standaardfouten onder coëfficiënten zijn geclusterd op bedrijfsniveau. *** geeft significantie voor p<0.01, ** voor p<0.05 en * voor p<0.1. Afhankelijke variabele is verandering in Ln(arbeidsproductiviteit). Nominale variabelen zijn gedefleerd. Alle kolommen hebben een set jaar- en bedrijfstakdummies. De schattingsperiode is 1995-2006.

Tabel 4.3 Uitkomsten basisspecificatie voor zakelijke diensten en allerlei varianten (deel III)

	Zakelijke dienstverlening 1	Tot 50 werknemers 2	>50 werknemers 3
Concurrentie (-1)	-0.000105 (0.0344)	-0.0739* (0.0407)	-0.0173 (0.0423)
Afstand tot grens (-1)	-0.424 (0.333)	-0.962** (0.485)	0.432 (0.456)
Concurrentie*afstand tot grens (-1)	0.108*** (0.0236)	0.114*** (0.0291)	0.0560** (0.0271)
CMR*afstand tot grens (-1)	0.0791** (0.0383)	0.164*** (0.0545)	-0.0459 (0.0536)
LMR*afstand tot grens (-1)	0.0506*** (0.0122)	0.0430** (0.0173)	0.0640*** (0.0170)
PMR*afstand tot grens (-1)	-0.0261** (0.0118)	-0.0448*** (0.0174)	0.00344 (0.0154)
Groei arbeid	0.806 (0.740)	0.551 (0.917)	2.548** (1.104)
Groei arbeid*CMR	-0.0229 (0.0834)	0.0128 (0.106)	-0.230* (0.119)
Groei arbeid*LMR	-0.0777*** (0.0232)	-0.112*** (0.0345)	0.0127 (0.0318)
Groei arbeid*PMR	-0.0575*** (0.0195)	-0.0422 (0.0309)	-0.0991*** (0.0292)
Arbeid (-1)*delta CMR	-0.0564*** (0.0182)	-0.0993** (0.0393)	0.0559** (0.0266)
Arbeid (-1)*delta LMR	-0.000106 (0.00672)	-0.0164 (0.0127)	0.0185* (0.00988)
Arbeid (-1)*delta PMR	-0.000465 (0.00336)	-0.00767 (0.00717)	-0.00538 (0.00535)
Groei kapitaal	-0.345 (0.443)	-0.553 (0.605)	-0.482 (0.644)
Groei kapitaal*CMR	0.141*** (0.0482)	0.194*** (0.0684)	0.119* (0.0689)
Groei kapitaal*LMR	-0.0927*** (0.0131)	-0.125*** (0.0204)	-0.0543*** (0.0167)
Groei kapitaal*PMR	-0.0361** (0.0141)	-0.0517** (0.0222)	-0.0174 (0.0175)
Kapitaal (-1)*delta CMR	0.187*** (0.0164)	0.180*** (0.0289)	0.171*** (0.0302)
Kapitaal (-1)*delta LMR	0.0212*** (0.00611)	0.0264*** (0.0101)	0.0107 (0.0110)
Kapitaal (-1)*delta PMR	-0.0152*** (0.00316)	-0.0179*** (0.00545)	-0.00410 (0.00539)
Constante	-0.480*** (0.102)	-1.081*** (0.237)	-0.739*** (0.265)
Observaties	27603	15402	12161
R ²	0.440	0.467	0.419
Aantal bedrijven	7134	5374	2718

Standaardfouten onder coëfficiënten zijn geclusterd op bedrijfsniveau. *** geeft significantie voor $p < 0.01$, ** voor $p < 0.05$ en * voor $p < 0.1$. Afhankelijke variabele is verandering in $\ln(\text{arbeidsproductiviteit})$. Nominale variabelen zijn gedefleerd. Alle kolommen hebben een set jaar- en bedrijfstakdummies. De schattingsperiode is 1995-2006.

Literatuur

- Antony, J., F. Kuypers en H. van der Wiel, 2012, Hogere productiviteit onder zakelijke dienstverleners door meer concurrentie, Achtergronddocument.
- Arellano, M. en S. Bond, 1991, Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, *Review of Economic Studies*, vol. 58(2), pages 277-97, april.
- Beveren, I. van, 2012, Total factor productivity estimation: a practical review, *Journal of Economic Surveys*, 26: 98–128.
- Blundell, R. en S. Bond, 1999, GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions, IFS Working Paper W99/4.
- De Loecker, J., 2007, Product differentiation, multi-product firms and estimating the impact of trade liberalization on productivity, National Bureau of Economic Research Working Paper Series 13155.
- Griffith, R., S. Redding en J. van Reenen, 2004, Mapping the two faces of R&D: Productivity growth in a panel of OECD industries, *Review of Economics and Statistics*, vol. 86, no. 4, pp. 883–895.
- Griffith, R., R. Harrison en H. Simpson, 2006, Product market reform and innovation in the EU, Working Paper 06/17, IFS.
- Griliches, Z. en J. Mairesse, 1995, Production Functions: The Search for Identification, NBER Working Papers 5067, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Hausman, J.A., 1978, Specification tests in econometrics, *Econometrica*, vol. 46, no. issue 6, pp. 1251–71.
- Heckman, J., 1979, Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, vol. 47, pp.153–61.
- Levinsohn, J. en A. Petrin, 2003 Estimating production functions using inputs to control for unobservables. *Review of Economic Studies* 70: 317–341.
- Nickell, S., 1996, Competition and corporate performance, *Journal of Political Economy*, vol. 104, pp. 724–746.
- Olley, S.G. en A. Pakes, 1996, The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry, *Econometrica* 64: 1263–1297.
- Rajan, R.G. en L. Zingales, 1998, Power In A Theory Of The Firm, *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 113(2), pages 387-432, mei.
- Verbeek, M. and T. Nijman, 1992, Testing for selectivity bias in panel data models, *International Economic Review*, vol. 33, pp. 681–703.
- Wiel, H. van der, H. Creusen, G. van Leeuwen en E. van der Pijll, 2008, Cross your border and look around, CPB Document 170, CPB&Statistics Netherlands.
- Wiel, H.P. van der, 2010, Competition and Innovation: Together a Tricky Rollercoaster for Productivity, Tilburg University.
- Wooldridge, J., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Londen.