

De Vraag naar Productiefactoren onder Vast Kapitaal

Kees Zeelenberg*

2 september 1998

Samenvatting

Micro-data van bedrijven zijn belangrijk voor wetenschap en statistiek. Een probleem bij onderzoek met behulp van micro-data is echter dat er vaak geen gegevens over de kapitaalgoederenvoorraad beschikbaar zijn. In dit artikel worden daarom drie herformuleringen van het neoklassieke model van de vraag naar productiefactoren gegeven, die gemakkelijker toe te passen zijn. De drie herformuleringen zijn: meting van de kapitaalgoederenvoorraad door een verdeelde vertraging van de investeringen, meting van de reële kapitaaldiensten door de gedefleerde kapitaalkosten, en uitdrukken van de kapitaalgoederenvoorraad als een functie van productie en bezettingsgraad.

Trefwoorden: vraag naar productiefactoren, vast kapitaal, bezettingsgraad

1 Inleiding

Micro-data van bedrijven zijn om een aantal redenen interessant. Allereerst is er de laatste jaren in de wetenschap de overtuiging gegroeid, dat verscheidene vraagstukken, ook macro-economische, alleen nuttig met micro-data onderzocht kunnen worden. Zo stelt Bean (1994, blz. 615-6) in een overzichtsartikel over werkloosheid, dat er op dit gebied weinig meer van macro-data geleerd kan worden, en dat vooral micro-econometrische studies licht op de determinanten van lonen en werkgelegenheid kunnen werpen. Ook Nobelprijswinnaar Richard Coase benadrukte in zijn rede bij het ontvangen van de Nobelprijs, het belang van micro-data (Coase, 1994, blz. 14). Een belangrijke reden waarom micro-data nodig zijn voor analyse van macro-economische vraagstukken, is dat veel recente macro-economische theorieën niet meer uitgaan van de representatieve producent, maar juist van heterogene producenten. Toepassing en toetsing van deze theorieën kan dus niet met geaggregeerde data, maar vereisen micro-data.

Daarnaast zijn er een aantal praktische voordelen van het gebruik van micro-data (Hamermesh, 1986 en Stafford, 1986). Ten eerste zijn veel verklarende variabelen in economische modellen, bijvoorbeeld de prijzen van de productiefactoren, op micro-niveau een gegeven, terwijl op macro-niveau vaak simultaneïteit

* Centraal Bureau voor de Statistiek, Sector Statistische Methoden, Postbus 4000, 2270 JM Voorburg, e-mail: kzl@kzlg@cbs.nl. De in dit rapport weergegeven opvattingen zijn die van de auteur en komen niet noodzakelijk overeen met het beleid van het Centraal Bureau voor de Statistiek.

tussen prijzen en hoeveelheden bestaat. Zo zal een toename van de vraag naar arbeid door een enkel bedrijf weinig invloed op de loonvoet hebben, maar een toename van de vraag in de economie als geheel zal in het algemeen leiden tot een stijging van de loonvoet. Een tweede voordeel is dat micro-data een grote mate van desaggregatie, bijvoorbeeld naar bedrijfsklasse of bedrijfsgrootte, mogelijk maken; van macro-data zijn meestal niet voldoende lange, gedesaggregeerde, tijdreeksen beschikbaar.

Behalve voor wetenschap en beleid hebben micro-data ook belang voor de statistiek. Ten eerste kunnen door koppeling tussen verschillende enquêtes nieuwe statistische producten gemaakt worden. Als we bijvoorbeeld de micro-data van de R&D-statistieken koppelen aan die van de Productiestatistieken, kan in simpele kruistabellen het verband tussen R&D en winstgevendheid of tussen R&D en werkgelegenheid gepresenteerd worden. En door het koppelen van meerdere jaren van dezelfde enquête kunnen dynamische verbanden veel beter in kaart gebracht worden. Ook bij het ontwerpen van bedrijfs- en goederenindelingen kunnen micro-data gebruikt worden, bijvoorbeeld om de gevolgen van mogelijke indelingen te onderzoeken of om m.b.v. statistische technieken, zoals clusteranalyse, indelingen te ontwerpen.

Ten tweede zijn inconsistenties en trendbreuken in een statistiek vaak alleen te onderzoeken door terug te gaan naar de micro-data. Een voorbeeld van dit laatste wordt gegeven door Van Leeuwen (1992), die verschillen tussen de investeringen in gebouwen (volgens de Investeringsstatistiek) en de productie van gebouwen (volgens de Statistiek Voortgang van de Bouw) in kaart heeft gebracht. De verschillen bleken uiteindelijk terug te voeren op waarnemingsverschillen bij grote bouwwerken en alleen te traceren door de gegevens van het dezelfde bedrijf uit beide statistieken met elkaar te confronteren.

Ten derde kunnen wetenschappelijke analyses aanwijzingen geven voor problemen met statistieken. Naast statistici zijn wetenschappers de belangrijkste gebruikers (waarschijnlijk zelfs de enige) en zij gebruiken micro-data vaak voor een onderzoeksvraag die niet door de statistiekproducent voorzien is. Problemen die zij hierbij ervaren, kunnen belangrijke aanwijzingen geven voor verbetering van de statistiek.

Vanwege deze redenen is in de periode 1985-1990 door CBS (Centraal Bureau voor de Statistiek), EIM (Economisch Instituut voor het Midden- en Kleinbedrijf) en EUR (Erasmus Universiteit Rotterdam) in het samenwerkingsproject MOPS (Micro-onderzoek Productiestatistieken) onderzoek gedaan met de micro-data van de Productiestatistieken van de industrie; in deze Productiestatistieken worden bedrijven geënquêteerd naar hun jaarrekening. Dit project heeft geleid tot een groot aantal publicaties; zie Huigen e.a., 1992 voor een overzicht van het project, en Kleijweg e.a. voor een voorbeeld van één van de onderzoeken.

Een probleem bij onderzoek met behulp van micro-data is echter dat er vaak geen gegevens over de kapitaalgoederenvoorraad beschikbaar zijn. Dit is in het bijzonder een probleem bij analyse van de input-vraag onder vast kapitaal (paragraaf 2). In dit artikel worden daarom drie herformuleringen van het neoklassieke model van de vraag naar productiefactoren gegeven, die gemakkelijker toe te passen zijn. De drie herformuleringen zijn: meting van de kapitaalgoederenvoorraad door een verdeelde vertraging van de investeringen (paragraaf 3), meting van de reële kapitaaldiensten door de gedefleerde kapitaalkosten (paragraaf 4), en uitdrukken van de kapitaalgoederenvoorraad als een functie van

productie en bezettingsgraad (paragraaf 5).

Het in dit artikel behandelde probleem hoe de kapitaalgoederenvoorraad te meten, kwam meer dan 20 jaar geleden al aan de orde in het werkcollege Werkgelegenheid dat door professor Merkies gegeven werd. Een hoofdonderwerp van dit werkcollege was het jaargangenmodel van Den Hartog en Tjan (1974). Eén van de belangrijkste empirische bezwaren tegen dit model was dat het model het verloop van de kapitaalgoederenvoorraad niet goed kon beschrijven. Later had ik als student-assistent bij professor Merkies gelegenheid het model van Den Hartog en Tjan verder te bestuderen en daarbij ook op de meting van de kapitaalgoederenvoorraad in te gaan (Zeelenberg, 1978).

2 Lange-termijn en korte-termijn vraag

Alle modellen zijn gebaseerd op de translog-kostenfunctie:

$$\begin{aligned} \log c = & \alpha_0 + \alpha_y \log y + \sum_{i=1}^n \alpha_i \log p_i + \frac{1}{2} \beta_y (\log y)^2 \\ & + (\log y) \sum_{i=1}^n \beta_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} (\log p_i) (\log p_j) \end{aligned} \quad (1)$$

met

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0, \quad \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad (i = 1, 2, \dots, n),$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (i, j = 1, 2, \dots, n),$$

waarin c de totale kosten is, y de productie, en p_i de prijs van productiefactor i .

Het model van vergelijking (1) is een lange-termijn-model: er is verondersteld dat alle productiefactoren variabel zijn, zij het dat dit door het opnemen van vertragingen gemodificeerd kan worden. We kunnen echter ook de werkgelegenheid op korte termijn analyseren, door aan te nemen dat de productiefactor kapitaal vast is. In een volledige analyse zouden ook de redenen dat kapitaal op de korte termijn vast is (bijvoorbeeld aanpassingskosten) aan de orde moeten komen, maar hier worden deze buiten beschouwing gelaten. De ondernemer minimaliseert dan zijn variabele kosten, die een functie zijn van de productie, de omvang van de vaste productiefactor kapitaal en de prijzen van de variabele productiefactoren. We nemen aan dat de variabele kosten een translog-vorm hebben:

$$\begin{aligned} \log c^V = & \alpha_0 + \alpha_y \log y + \sum_{i=1}^n \alpha_i \log p_i + (\log y) \sum_{i=1}^n \beta_{yi} \log p_i \\ & + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} (\log p_i) (\log p_j) + \frac{1}{2} \beta_y (\log y)^2 + \alpha_k \log k \\ & + \frac{1}{2} \beta_k (\log k)^2 + (\log k) \sum_{i=1}^n \beta_{ki} \log p_i + \beta_{yk} (\log y) (\log k), \end{aligned} \quad (2)$$

met

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1}^n \beta_{yi} = 0, \quad \sum_{i=1}^n \beta_{ki} = 0,$$

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad (i = 1, 2, \dots, n), \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (i, j = 1, 2, \dots, n),$$

waarin k de omvang van de kapitaalgoederenvoorraad is en n nu het aantal variabele productiefactoren is. Merk op dat onder de prijzen p_i nu niet de prijs van kapitaal voorkomt. Er is verondersteld dat de geleverde kapitaaldiensten proportioneel met de kapitaalgoederenvoorraad zijn. Dat in (1) en (2) voor de coëfficiënten dezelfde symbolen gebruikt zijn, is uitsluitend om het aantal symbolen beperkt te houden. Het is mogelijk om de korte-termijn coëfficiënten uit te drukken in de lange-termijn coëfficiënten met behulp van de theorie van het gedrag onder rantsoenering (Neary en Roberts, 1980). We kunnen dan zelfs met het korte-termijn model (2) de substitutie tussen arbeid en kapitaal analyseren.

Voor het aandeel in de variabele kosten geldt

$$s_i^V = \frac{p_i q_i}{c^V} = \frac{\partial \log c^V}{\partial \log p_i} = \alpha_i + \beta_{yi} \log y + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_{ki} \log k. \quad (3)$$

De kostenaandelen hangen dus af van de productie, de kapitaalgoederenvoorraad en de prijzen (excl. die van kapitaal).

Om vergelijking (3) te kunnen schatten is behalve de gegevens die ook nodig zijn voor het model in de vorige paragraaf, ook de kapitaalgoederenvoorraad nodig. Deze zijn vaak moeilijk te verkrijgen, vooral als de analyse op individueel bedrijfsniveau gedaan wordt. Voor de CBS Statistiek van de Kapitaalgoederenvoorraad worden bijvoorbeeld alleen grotere bedrijven geënquêteerd en dan nog alleen om de 5 jaar.

Is het niet mogelijk om per bedrijf een tijdreeks van de kapitaalgoederenvoorraad te bepalen, dan zijn er 3 alternatieven, die elk ook een bepaalde interpretatie aan het model geven. De drie herformuleringen zijn: meting van de kapitaalgoederenvoorraad door een verdeelde vertraging van de investeringen, meting van de reële kapitaaldiensten door de gedefleerde kapitaalkosten, en uitdrukken van de kapitaalgoederenvoorraad als een functie van productie en bezettingsgraad.

3 Kapitaalgoederenvoorraad en investeringen

Ten eerste kan de kapitaalgoederenvoorraad uitgedrukt worden in de jaargangen investeringen. We nemen aan dat de afstoot volgens een vast schema plaatsvindt: in elke periode wordt van de kapitaalgoederen met een leeftijd u een fractie $1 - \omega_u$ afgestoten; we veronderstellen dat het afstootschema constant is, dus onafhankelijk van economische grootheden als prijzen. Dan geldt

$$k_t = \sum_{u=1}^{\infty} \omega_u i_{t-u},$$

waarin t de tijdsperiode aangeeft.

We nemen nu verder aan dat voor kapitaalgoederen ouder dan een bepaalde leeftijd L^* de afstoot proportioneel is met de nog aanwezig kapitaalgoederen. We kiezen een bepaald basisjaar t^* zodanig dat voor alle perioden in de steekproef de afstoot van kapitaalgoederen uit jaren voor dit basisjaar proportioneel is, dat wil zeggen als jaar 1 de eerste periode in de steekproef is, dan geldt $t^* < 1 - L^*$. Voor de kapitaalgoederenvoorraad geldt dan

$$k_t = (1 - \delta)^{t-1} k^* + \sum_{u=1}^{t-t^*} \omega_u i_{t-u},$$

waarin δ het proportionele afstootfractie is en k^* de in jaar 1 nog aanwezige kapitaalgoederen uit de jaren t^* en eerder. Derhalve

$$\begin{aligned} \log k_t &= (t-1) \log(1 - \delta) + \log k^* + \log \left(1 + \sum_{u=1}^{t-t^*} \frac{\omega_u}{(1 - \delta)^{t-1}} \frac{i_{t-u}}{k^*} \right) \\ &\approx (t-1) \log(1 - \delta) + \log k^* + \sum_{u=1}^{t-t^*} \frac{\omega_u}{(1 - \delta)^{t-1}} \frac{i_{t-u}}{k^*}, \end{aligned}$$

waarin de benadering gebaseerd is op $\log(1 + x) \approx x$.

Na substitutie van deze vergelijking in (3) en toevoegen van een subscript t om de tijdsperiode aan te geven, krijgen we

$$\begin{aligned} s_{it}^V &= \alpha_i + \beta_{yi} \log y_t + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_{ki} \sum_{u=1}^{t-t^*} \frac{\omega_u}{(1 - \delta)^{t-1}} \frac{i_{t-u}}{k^*} \\ &\quad + \beta_{ki} (t-1) \log(1 - \delta) - \beta_{ki} \log k^*. \end{aligned} \quad (4)$$

Dus de kostenaandelen hangen af van de productie, de prijzen, een verdeelde verdeling van de investeringen, de kapitaalgoederenvoorraad uit een basisjaar en een trend. Deze vergelijking kan op een aantal manieren geschat worden. Er kan een waarde voor δ geprikt worden (bijvoorbeeld per bedrijfsklasse op grond van gegevens uit de statistiek kapitaalgoederenvoorraad); dan kan (4) met een lineaire schattingsmethode geschat worden. Het is ook mogelijk om met een niet-lineaire schattingstechniek zowel β_{ki}/k^* als δ te schatten.

Als we aannemen dat alle afstoot proportioneel is, dus $\omega_u = (1 - \delta)^u$, dan krijgen we uit (4)

$$\begin{aligned} s_{it}^V &= \alpha_i + \beta_{yi} \log y_t + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_{ki} \sum_{u=1}^{t-t^*} \frac{1}{(1 - \delta)^{t-1-u}} \frac{i_{t-u}}{k^*} \\ &\quad + \beta_{ki} (t-1) \log(1 - \delta) - \beta_{ki} \log k^*, \end{aligned} \quad (5)$$

zodat de variabele-kostenaandelen onder meer afhangen van een verdeelde verdeling van de investeringen. Door eerste verschillen van (5) te nemen krijgen we

$$\Delta s_{it}^V = \beta_{yi} \Delta \log y_t + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \Delta \log p_{jt} + \frac{\beta_{ki}}{(1 - \delta)^t} \frac{i_{t-1}}{k^*} + \beta_{ki} \log(1 - \delta),$$

wat relatief eenvoudig te schatten is.

4 Kapitaalgoederenvoorraad en kapitaalkosten

Ten tweede is het mogelijk om, als we gegevens over de prijs van kapitaal en over de kapitaalkosten hebben, een maatstaf voor de reële hoeveelheid kapitaal te berekenen als het quotiënt van kapitaalkosten en kapitaalsprijs. Vergelijking (3) kan dan geschreven worden als

$$s_i^V = \frac{p_i q_i}{c^V} = \alpha_i + \beta_{yi} \log y + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_{ki} \log F - \beta_{ki} \log r,$$

waarin F de kapitaalkosten is, en r de prijs van kapitaaldiensten.

Het is vaak moeilijk om de kapitaalkosten te meten. We zouden ze gelijk kunnen stellen aan het exploitatie-overschot, maar dan bevatten ze ook de overwinsten.

Een andere manier om de kapitaalkosten te meten loopt via de afschrijvingen. Als we veronderstellen dat de afstoot van kapitaalgoederen proportioneel is met de bestaande voorraad, dan is de economische afschrijving proportioneel met de vervangingswaarde van de voorraad:

$$D = \frac{1}{\delta} p_k k,$$

waar D de afschrijvingen is, p_k de prijs van kapitaalgoederen, en δ de afstootfractie. De waarde van de kapitaaldiensten is dan

$$F = \rho k + D = (\rho \delta / p_k + 1) D,$$

waarin ρ de rentevoet is. Deze maatstaf van de kapitaalkosten kan bepaald worden als gegevens over de rentevoet, ρ , de prijs van kapitaalgoederen, p_k , de afstootfractie δ , en de afschrijvingen, D beschikbaar zijn. Deze maatstaf is gebruikt in Kleijweg e.a. (1993), omdat zij vrij eenvoudig uit de gegevens van de Productiestatistiek te berekenen is. De belangrijkste beperking bij het gebruik van deze maatstaf is dat de gemeten afschrijvingen niet altijd de ware economische afschrijvingen weergeven, zodat zij met meetfouten behept is.

5 Kapitaalgoederenvoorraad en bezettingsgraad

Een derde manier is om gebruik te maken van gegevens over de bezettingsgraad. We nemen aan dat de productiecapaciteit gelijk is aan het niveau van de productie waarbij de lange-termijncosten gelijk zijn aan de korte-termijncosten:

$$LRC(y^*, p, r) = SRC(y^*, p, k) = c^V(y^*, p, k) + rk, \quad (6)$$

waarbij y^* de productiecapaciteit is en r de prijs van kapitaal. Door (6) te differentiëren naar k volgt

$$\frac{\partial c^V}{\partial k}(y^*, p, k) = -r.$$

en dus

$$\frac{\partial \log c^V}{\partial \log k}(y^*, p, k) = -\frac{rk}{c^V}, \quad (7)$$

waarin $c^{V*} = c^V(y^*, p, k)$ de variabele kosten bij de productiecapaciteit zijn. Uit (2) en (7) volgt dan

$$\alpha_k + \beta_k \log k + \beta_{yk} \log y^* + \sum_{j=1}^n \beta_{kj} \log p_j = -\frac{rk}{c^{V*}}. \quad (8)$$

Door (8) te substitueren in (3) krijgen we een vergelijking in in de productie y , de productiecapaciteit y^* , de prijzen van de variabele inputs, p_j en de verhouding tussen kapitaalkosten en variabele kosten, rk/c^{V*} . Omdat c^{V*} afhangt van y^* en k , is dit nog geen vergelijking die eenvoudig te schatten is. We nemen daarom aan dat op lange termijn de technologie constante schaalopbrengsten vertoont. Dit betekent dat de lange-termijn gemiddelde kosten horizontaal lopen en dat het raakpunt van korte en lange-termijn kosten tevens het minimum van de korte-termijn gemiddelde kosten is. Uitwerken van de eerste-orde-voorwaarde voor het minimum van de korte-termijn gemiddelde kosten geeft

$$\frac{\partial \log c^V}{\partial \log y}(y^*, p, k) = 1 + \frac{rk}{c^{V*}},$$

zodat

$$\frac{\partial \log c^V}{\partial \log y}(y^*, p, k) + \frac{\partial \log c^V}{\partial \log k}(y^*, p, k) = 1.$$

Toegepast op de korte-termijn translogkostenfunctie levert dit

$$\alpha_y + \beta_{yk} \log k + \beta_y \log y^* + \sum_{j=1}^n \beta_{yj} \log p_j = 1 + \frac{rk}{c^{V*}} \quad (9)$$

Uit (8) en (9) volgt

$$\begin{aligned} \alpha_k + \alpha_y - 1 + (\beta_k + \beta_{yk}) \log k + (\beta_{yk} + \beta_y) \log y^* \\ + \sum_{j=1}^n (\beta_{kj} + \beta_{yj}) \log p_j = 0. \end{aligned} \quad (10)$$

Derhalve moet gelden¹

$$\alpha_k + \alpha_y = 1, \quad \beta_k = \beta_y = -\beta_{yk}, \quad \beta_{kj} = -\beta_{yj}. \quad (11)$$

Uit (3) en (11) volgt dan

$$s_i^V = \alpha_i + \beta_{yi} \log \frac{y}{k} + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j,$$

zodat de variabele-kostenaandelen een functie zijn van de kapitaalproductiviteit y/k en de variabele-inputprijzen p_j .

¹Op zich zou (10) ook kunnen gelden als een relatie tussen k , y^* en de prijzen p_j . Uit het lange-termijn kostenminimalisatieprobleem volgt echter dat k een functie is van y^* en de prijzen p_j en r . Omdat de prijs van kapitaal, r , niet in (10) voorkomt, kan (10) dus ook niet een algemene relatie tussen k , y^* en de prijzen p_j , maar moeten de coëfficiënten gelijk aan 0 zijn.

Tevens geldt dan dat op de lange termijn de elasticiteiten van de productiefactoren met betrekking tot de productie gelijk zijn aan 1; daarom geldt

$$k = y^* \kappa(p, r)$$

waarin $\kappa(p, r)$ de kapitaalcoëfficiënt, die alleen van de inputprijzen afhangt, is. Dus geldt

$$\log k = \log y^* + \log \kappa(p, r).$$

We benaderen nu $\log \kappa(p, r)$ door de eerste-orde Taylor benadering:

$$\log \kappa(p, r) \approx \bar{\alpha}_k + \sum_{j=1}^n \bar{\gamma}_{kj} \log p_j + \bar{\gamma}_{kr} \log r.$$

Er geldt dan

$$s_i^V = \alpha_i^* + \beta_{yi} \log \frac{y}{y^*} + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij}^* \log p_j + \gamma_{ir}^* \log r. \quad (12)$$

waarin $\alpha_i^* = \alpha_i - \beta_{yi} \bar{\alpha}_k$, $\gamma_{ij}^* = \gamma_{ij} - \beta_{yi} \bar{\gamma}_{kj}$, en $\gamma_{ir}^* = -\beta_{yi} \bar{\gamma}_{kr}$. De kostenaandelen hangen dus af van de bezettingsgraad en van de prijzen, inclusief de prijs van kapitaal. Merk op dat de oorspronkelijke coëfficiënten γ_{ij} niet uit de parameters γ_{ij}^* van (12) terugberekend kunnen worden.

6 Samenvatting

Als kapitaal een vaste productiefactor is, dan hangt de vraag naar de andere, variabele, factoren af van de omvang van de kapitaalgoederenvoorraad. Gegevens over de kapitaalgoederenvoorraad zijn echter vaak moeilijk te verkrijgen, vooral als de analyse op individueel of bedrijfstakniveau gedaan wordt. In dit artikel worden drie herformuleringen van het neoklassieke model van de vraag naar productiefactoren gegeven, die gemakkelijker toe te passen zijn. De drie herformuleringen zijn: meting van de kapitaalgoederenvoorraad door een verdeelde vertraging van de investeringen, meting van de reële kapitaaldiensten door de gedeefeerde kapitaalkosten, en uitdrukken van de kapitaalgoederenvoorraad als een functie van productie en bezettingsgraad.

Alle manieren hebben, afgezien van de beschikbaarheid van data, hun beperkingen. Bij de eerste manier is verondersteld dat de afstoot gedeeltelijk proportioneel is met de bestaande voorraad; dit is echter niet noodzakelijk het geval. Bij de tweede manier is verondersteld dat de afstoot proportioneel is met de bestaande voorraad en dat de gemeten afschrijvingen gelijk zijn aan de economische. Bij de derde manier is op lange termijn constante schaalopbrengsten verondersteld. Het is daarom zinvol om meer dan één manier te proberen en te bezien of er grote verschillen in uitkomsten zijn.

Referenties

Bean, C.R., 1994, European unemployment: a survey. *Journal of Economic Literature* 32, blz. 573-619.

- Coase, R.H., 1994, The institutional structure of production. In: R.H. Coase, Essays on economics and economists. University of Chicago Press, Chicago, blz. 3-14.
- Hamermesh, D., 1986, The demand for labor in the long run. In: O. Ashenfelter en R. Layard (red.), Handbook of labor economics. North-Holland, Amsterdam, blz. 429-471.
- Hartog, H. den, en H.S. Tjan, 1974, Investerings, lonen, prijzen en arbeidsplaatsen. Occasional Paper 1974/2, Centraal Planbureau, Den Haag.
- Huigen, R.D., A.J.M. Kleijweg, G. van Leeuwen en C. Zeelenberg, 1992, Analysis of producer behaviour using panel data of Dutch manufacturing. Netherlands Official Statistics 1992/3, blz. 4-17.
- Huigen, R., A. Kleijweg, G. van Leeuwen en K. Zeelenberg, 1993, A microeconomic analysis of interrelated factor demands. Rapport, Hoofdafdeling Statistische Methoden, Centraal Bureau voor de Statistiek, Voorburg.
- Kleijweg, A.J.M., G. van Leeuwen, R.D. Huigen en C. Zeelenberg, 1990, Firm size and the demand for energy in Dutch manufacturing, 1978-1986. Small Business Economics 2, pp. 171-181.
- Leeuwen, G. van, 1992, Investerings in bouwwerken in de nijverheid. Rapport, Centraal Bureau voor de Statistiek, Voorburg.
- Neary, J.P. en K.W.S. Roberts, 1980, The theory of household behavior under rationing. European Economic Review 13, blz. 25-42.
- Nickell, S.J., 1986, Dynamic models of labour demand. In: O. Ashenfelter en R. Layard (red.), Handbook of labor economics. North-Holland, Amsterdam, blz. 474- 522.
- Stafford, F., 1986, Forestalling the demise of empirical economics: the role of microdata in labor economics research. In: O. Ashenfelter en R. Layard (red.), Handbook of labor economics. North-Holland, Amsterdam, blz. 387-423.
- Zeelenberg, C., 1978, Lonen en werkgelegenheid; een studie over het jaargangenmodel van Den Hartog en Tjan. Onderzoeksverslag 29, Interfaculteit der Actuariële Wetenschappen en Econometrie, Vrije Universiteit, Amsterdam.