von der Lippe, Peter

Working Paper

Methoden zum Nachweis von Spillover-Effekten bei Direktinvestitionen von Ausländern

Diskussionsbeitrag aus der Fakultät Wirtschaftswissenschaften der Universität Duisburg-Essen, Standort Essen, No. 179

DISKUSSIONSBEITRAG

aus der Fakultät für
WIRTSCHAFTSWISSENSCHAFTEN

der

UNIVERSITÄT DUISBURG - ESSEN
Campus Essen

Nr. 179
Februar 2010

Methoden zum Nachweis von Spillover-Effekten bei Direktinvestitionen von Ausländern

Peter von der Lippe

Universitätsstraße 12
45117 Essen

Methoden zum Nachweis von Spillover-Effekten bei Direktinvestitionen von Ausländern

von Peter von der Lippe

Vorbemerkung

Die folgenden Ausführungen sind eine Vorstudie zu einer gemeinsamen empirischen Arbeit (fast 3000 chinesische Unternehmen) mit Herrn Kollegen Markus Taube, Campus Duisburg. Sie versuchen den "state of the art" von Untersuchungen zu den Wirkungen von FDIs[1] (foreign direct investments) darzustellen.

Beim statistischen Teil (Abschnitte 5 ff.) des Papiers konnte ich erneut – wie auch schon bei einer kleinen, für Studenten gedachte Schrift über Paneluntersuchungen – sehr profitieren von Hinweisen, Ratschlägen und kritischen Anmerkungen, die mir Herr Jens Mehrhoff, Deutsche Bundesbank gab.

Für einen Großteil der verwendeten Literatur verwenden wir der Einfachheit halber die folgenden Abkürzungen:

BCW = Buckley, Peter J., Clegg, Jeremy + Wang, Chengqi, Is the relationship between inward FDI and spillover effects linear? An empirical examination of the case of China, Journal of International Business Studies (2007), Nr. 38, pp. 447 - 459

DHJ = Du, Luosha, Harrison Ann + Jefferson, Gary, Testing for Horizontal and Vertical Foreign Investment Spillovers in China, 1998 – 2005, Sept. 2008

SJ = Smarzynska-Javorcik, Beata, Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Forms? In Search of Spillovers Through Backward Linkages, American Economic Review Vol. 94, No. 3 (June 2004), pp. 606- 627

SX = Sheng, Yu + Xu, Xinpeng, Productivity Spillovers from Foreign Direct Investment: Evidence from Firm Level data in China, Mimeo

WZ = Wang, Chenqi + Zhao, Zhongxiu, Horizontal and vertical spillover effects of foreign direct investment in Chinese manufacturing, Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies, Vol. 1 No. 1, 2008, pp. 8 – 20.

YT = Yao, Juan + Taube, Markus, Intra- and inter-industry spillover effects from foreign enterprises in Shanghai manufacturing industry, draft version for Fundan conference

Methodische Literatur

LP = Levinsohn James + Petrin, Amil, Estimating production functions using inputs to control for unobservables, Review of Economic Studies 70 (2003), pp. 317 – 341.

MB = Moulton, Brent R, An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro units, Review of Economics and Statistics, 72, Nr. 2 (1990), pp 334 – 338.

PPL = Petrin, Amil, Poi Brian P. + Levinsohn James, Production function estimation in Stata using inputs to control for unobservables, Stata Journal (2004), pp. 113 – 123.

---

[1] In der wirtschaftsstatistischen Literatur ist inzwischen auch der Begriff inward FATS üblich geworden. Dabei versteht sich "inward" aus der Sicht des Landes, in dem Ausländer investieren und FATS steht für Foreign Affiliates Statistics, eine Statistik, die in Europa in einer Verordnung des Europäischen Parlaments und des Rates vom 20.6.2007 vorgeschrieben wurde. Vgl. J. Feuerhake u. K. Untz, Inward FATS – Auslandskontrollierte Unternehmen in Deutschland 2006, Wirtschaft und Statistik 7/2009, S. 676.

Gliederung

Die Arbeit gliedert sich wie folgt in sieben Abschnitte

1. Generelles zur Methode (Schätzgleichung)
2. Arten des spillovers und deren Operationalisierung
3. Zahlenbeispiel (zur Veranschaulichung der Operationalisierung der Spillover-Variablen)
4. Alternative und erweiterte Schätzansätze
5. Firm-level und industry-level Regressoren in einer Gleichung
6. Korrekturen für endogeneity of inputs bei einer Produktionsfunktion
7. Weitere ökonometrische Probleme

Die Abschnitte 1 bis 4 behandeln konzeptionelle Probleme, die dann folgenden Abschnitte mehr statistisch-ökonometrische Probleme. Nicht dargestellt werden die in der zitierten Literatur zu findenden verbalen Ausführungen, die dafür sprechen, dass diese oder jene Art eines spillover Effekts unter bestimmten Bedingungen (z.B. in China in der Branche j bei Auslandskapital aus dem Lande m usw.) auftritt oder nicht auftritt. Solche Überlegungen sind wichtig, um Hypothesen zu motivieren oder empirische Ergebnisse hinsichtlich Plausibilität zu prüfen. Sie sind jedoch nicht Gegenstand der folgenden Betrachtung.

1. Generelles zur Methode: Schätzgleichung (production function appraoch)

Der übliche Ansatz nach dem "augmented production function approach" (WZ) ist (nach SJ, 612, ebenso in YT[2]

(1) $$\ln Y_{ijt} = \alpha + \beta_1 \ln K_{ijt} + \beta_2 \ln L_{ijt} + \beta_3 \ln M_{ijt} + \beta_4 \ln S_{ijt} + \\ + \beta_5 H_{jt} + \beta_6 B_{jt} + \beta_7 F_{jt} + \alpha_i + \alpha_j + \varepsilon_{ijt}.$$

Zu alternativen und z.T. um weitere Regressoren ergänzte Ansätze siehe Abschn. 4.

Gegenüber der üblichen Zitierweise wurden Änderungen vorgenommen: von einem Subskript r für die Region wurde abgesehen, ferner wurden die Variablen wie folgt abgekürzt

S = Foreign Share,[3] H = Horizontal, B = Backward und F = Forward (zur Definition dieser Variablen [Regressoren, die vier Arten des spillovers], vgl. Abschn. 2)[4]

Die erste Zeile der Gl. (1), d.h. die abhängige Variable lnY und die Regressoren X_1 bis X_4 (jeweils logarithmierte Größen) betrifft firm-specific variables mit doppelter Indizierung i und j [firm i = 1,…, n_j in der industry j], die zweite Zeile (Regressoren X_5 bis X_7) umfasst dagegen Variablen auf dem industry level (und nicht logarithmierte Größen). Die Kombination von Firmen- und Branchendaten in einer Gleichung ist nicht unproblematisch (vgl. Abschn. 5). Die Indizierung t (=1,…,T) wird zunächst nicht beachtet. Sie weist darauf hin, dass wir hier üblicherweise mit Paneldaten rechnen.

Der Ansatz (1) entspricht der Vorstellung, dass vermehrter Einsatz ausländischen Kapitals wie ein zusätzlicher Produktionsfaktor neben K, L und M wirkt, sei es direkt und firmenspezifisch über S_{ijt} auf das Unternehmen i oder auch indirekt über die Branche j aufgrund von

$$\Phi_{jt} = \beta_5 H_{jt} + \beta_6 B_{jt} + \beta_7 F_{jt} + \alpha_i + \alpha_j + \varepsilon_{ijt}$$

---

[2] dort ohne S_{ij} als Regressor.

[3] Man beachte, dass die Auslandspräsenz zweimal in der Gl. (1) erscheint, zum einen mit S_{ij} (bezogen auf die Forma i im Sektor j) und zum anderen mit H_j (bezogen auf die Branche).

[4] Die für Produktionsfunktionen üblichen Variablen sind Y = output (Produktionswert), L = labour (als Löhne evtl. auch Zahl der Beschäftigten), K = Kapital (fixed assets) und M = intermediate inputs (materials etc.). Alle wertmäßigen Größen sind entsprechend deflationiert.

Der Einflussfaktor Φ_{jt} ist Ausdruck des produktiven Einflusses der Branche j insgesamt auf das Produktionsergebens des i-ten Unternehmens dieser Branche Y_{ijt} aufgrund des Auslandskapitals in den Branchen von denen j inputs bezieht, bzw. an die j outputs liefert.

2. Arten des spillovers und deren Operationalisierung

Das Verständnis der genauen Definition der für die Analyse maßgeblichen Variablen H, F und B bereitet beim ersten Kennenlernen der einschlägigen Literatur Schwierigkeiten. Die dort übliche Operationalisierung der Konzepte wird deshalb hier ausführlich dargestellt und auch mit einem Zahlenbeispiel veranschaulicht.[5] "Horizontal" oder intra-industry ist klar definiert, bei "vertical" bereitet die Unterscheidung zwischen forward und backward linkage (stets aus Sicht des multinational enterprise [MNE]) etwas Verständnisschwierigkeiten. Die Sache scheint so zu sein:

	forward	backward
consumers **downstream** Endprodukte (konsumnah)	domestic (locally owned enterprise LOE) ↑	multinational (MNE) ↓
suppliers **upstream** Vorleistungen (Urproduktion)	multinational (MNE) oder foreign affiliates ↑	domestic (LOE) ↓

Tatsächlich scheint es aber gar nicht der (umstrittenen) Vorstellung eines hierarchischen (oder "linearen") Produktionsaufbaus zu bedürfen, weil sich "forward" bei einer Industrie j versteht als die *Lieferungen* (outputs) von j an andere Branchen k = 1,… , n (j ≠ k) und backward als *Bezüge* (inputs) des Sektors (Branche, industry) j von anderen Branchen m = 1,… , n (m ≠ j). Es gilt also

forward = spillover Effekte in LOEs der von MNEs belieferten Sektoren
backward = in LOEs von Sektoren, die an die Sektoren mit MNE liefern

Dahinter steht die Vorstellung einer Input-Output Tabelle (IOT)

	1	2	…	k ⟶	…	n	Endnachfrage*		x
1	x_{11}	x_{12}		x_{1k}		x_{1n}			$x_{1.}$
2	x_{21}	x_{22}		x_{2k}		x_{2n}			$x_{2.}$
↑									
j	x_{j1}	x_{j2}		x_{jk}		x_{jn}	y_{j1}	y_{j2}	$x_{j.}$
n	x_{n1}	x_{n2}		x_{nk}		x_{nn}			$x_{n.}$
primäre inputs				p_{1k}					
				p_{2k}					
x	$x_{.1}$	$x_{.2}$		$x_{.k}$		$x_{.n}$			

* das hier (bei einer IOT) übliche Symbol y ist nicht zu verwechseln mit Y in Gl. (1), dem dortigen Y entspricht das x (der Produktionswert)

Für die Inputkoeffizienten α_{jk} und Outputkoeffizienten β_{jk} gilt

$$\alpha_{jk} = x_{jk} / x_{.k} = x_{jk} / \sum_j x_{jk} \quad \text{mit } x_{.k} = x_{1k} + x_{2k} + \ldots + x_{nk} + p_{1k} + p_{2k} \text{ und}$$

[5] Ich empfand es als wohltuend, dass es in diesem Punkt auch Herrn Jens Mehrhoff (Deutsche Bundesbank) ähnlich erging wie mir, und dass er das Beispiel von Abschn. 3 für sehr nützlich hielt.

$$\beta_{jk} = x_{jk} / x_{j.} = x_{jk} / \sum_k x_{jk} \text{ mit } x_{j.} = x_{j1} + x_{j2} + \ldots + x_{jn} + y_{j1} + y_{j2}.$$ [6]

Ein hierarchischer Aufbau wäre eine Dreiecksmatrix als Zentralmatrix, etwa[7]

	1	2	3	4	5
1	x_{11}				
2	x_{21}	x_{22}			
3	x_{31}	x_{32}	x_{33}		
4	x_{41}	x_{42}	x_{43}	x_{44}	
5	x_{51}	x_{52}	x_{53}	x_{54}	x_{55}

In diesem Fall wäre Sektor 5 die Urproduktion, die 4, 3, 2 und 1 beliefert während dagegen 1 die konsumnächste (am weitesten forward) Industrie ist, die von allen anderen Sektoren und 1 inputs erhält. Hier gäbe es deutlich eine Richtung zurück von 1 bis 5 (und vorwärts von 5 bis 1). Eine Lieferung von Sektor 5 an 3 (mit dem Wert x_{53}) kann man sinnvoll als forward bezeichnen (vom konsumfernen zum konsumnahen Sektor) aber eine umgekehrte Lieferung die dann backward wäre gibt es nicht, denn $x_{35} = 0$. Hinzu kommt, dass der hierarchische Aufbau ein ungewöhnlicher Spezialfall wäre und nicht die Regel ist. Die Regel ist, dass aus $x_{ij} > 0$ keineswegs notwendig folgt $x_{ji} = 0$.

Es stellt sich weiter heraus, dass ein solcher hierarchischer Aufbau in der einschlägigen Literatur aber (trotz der [irreführenden] Bezeichnungen forward und backward keineswegs vorausgesetzt ist. Statt von forward und backward spillovers wäre es besser von output und input spillovers zu sprechen.

Mit den Koeffizienten α und β und den Auslands-Kapitalanteilen in den Firmen (S_{ijt}) kann man die drei spillover Variablen H, B und F wie folgt definieren (nach SJ

(2) $$H_{jt} = \sum_i^{n_j} S_{ijt} \frac{Y_{ijt}}{\sum_i Y_{ijt}}$$

Man kann H_j als Präsenz von Auslandskapital (kurz "Auslandspräsenz" AP) im Sektor j interpretieren. Ferner ist

(3) $$B_{jt} = \sum_k \beta_{jk} H_{kt}$$ backward wird mit Output-Koeffizient β gerechnet;

die Betrachtung ist auf die *von j belieferten Sektoren* k = 1,…,n mit $k \neq j$ gerichtet; gibt es in ihnen kein Auslandskapital, ist also $H_{kt} = 0$ für alle $k \neq j$ dann gibt es auch keinen backward spillover

B_j ist also eine gewogene Summe der AP (und damit die Relevanz von MNE) in den von j belieferten Sektoren. Wenn das (domestic) Unternehmen i im MNE im Sektor j ist geht es um die von ihm belieferten MNEs in konsumnäheren Branchen (die Operationalisierung von B ist also konsistent mit der Begriff "backward", wie er in diesem Zusammenhang gebraucht wird). Gibt es keine AP in den von j belieferten Sektoren ($H_k = 0$) oder beliefert j keine anderen Sektoren (alle $\beta_{jk} = 0$), dann gibt es keine backward spillovers, also keine positiven Effekte von MNEs in konsumhäheren Sektoren auf die einheimischen supplier. Der Regressionskoeffizient β_6 für den Regressor B misst wie eine Vergrößerung der AP in den von j belieferten

[6] β_{jk} ist bei SJ α_{jk} "the proportion of sector j's output supplied to sector k", also der output-Koeffizient. Die obigen output-Koeffizienten α entsprechen den Koeffizienten γ in YT (entsprechend ist α bei YT mit δ bezeichnet).

[7] Es ist offensichtlich, dass eine andere Anordnung von Zeilen und Spalten (also eine Permutation der Sektoren) die Dreiecksgestalt zerstören würde. In der Praxis der IO-Analyse wird gelegentlich versucht durch Optimierung der Anordnung der Sektoren einer Triangulation der Zentralmatrix möglichst nahe zu kommen.

Sektoren die Produktion im Unternehmen i des Sektors j steigert, denn $\beta_6 = \frac{\partial \ln Y_{ij}}{\partial B_j}$. Auch das ist konsistent mit der üblichen, hier zitierten Begriff von "backward".

Entsprechend ist

(4) $F_{kt} = \sum_j \alpha_{jk} \sum_{i=1}^{n_j} S_{ijt} \frac{Y_{ijt} - X_{ijt}}{\sum_{i=1}^{n_j} (Y_{ijt} - X_{ijt})} = \sum_j \alpha_{jk} S^*_{kt}$ forward wird mit Input-Koeffizienten α gerechnet: die Betrachtung ist auf *die k beliefernden Sektoren* j = 1,…, n mit j ≠ k gerichtet; wenn in den dortigen Firmen Auslandskapital vorhanden ist, dann ist ein spillover auf die von dort belieferten Sektoren j möglich (also "forward"). Es ist sinnvoll den output Y der Firma i um die Exporte X zu verringern weil es bei den Lieferungen von j an andere Sektoren k nur um die im Inland abgesetzte Produktion gehen kann. [8]

Hätten wir die Dreiecksmatrix, also einen streng hierarchischen Produktionsaufbau, dann gälte für den Urproduktionssektor 5

$B_5 = \beta_{51}H_1 + \beta_{52}H_2 + \ldots + \beta_{54}H_4$ und $F_5 = 0$ (die AP in den Sektoren 1 – 4 spielt keine Rolle).

Die Vorstellung von vorwärts (F) und rückwärts (B) ist nicht sehr intuitiv in diesem Zusammenhang. Sektor 5 steht "unter" den anderen als Urproduktion, er beliefert 4, 3, usw., was man als Richtung von unten nach oben empfinden könnte. Andererseits geht es um das in den "oberen" Sektoren 4,3, … vorhandene Auslandskapital, was quasi zurückwirkt, und daher B = backward.

Und für den konsumnächsten Sektor 1 gilt dann

$B_1 = 0$ und $F_1 = \alpha_{51}H_5 + \alpha_{41}H_4 + \ldots + \alpha_{21}H_2$

sowie für einen dazwischen liegenden Sektor, etwa 3 (für den die Sektoren 4 und 5 "upstream" und die Sektoren 1 und 2 "downstream" sind):

(3a) $B_3 = \beta_{31}H_1 + \beta_{32}H_2$ und

(4a) $F_3 = \alpha_{53}H_5 + \alpha_{43}H_4$.

Für einen "in der Mitte" zwischen Urproduktion und konsumnaher Produktion liegenden Sektor macht es durchaus Sinn, dass B > 0 *und* F > 0 ist. Im Normalfall einer IOT wäre

(3b) $B_3 = \beta_{31}H_1 + \beta_{32}H_2 + \beta_{34}H_4 + \beta_{35}H_5$

wobei nicht gesagt ist, dass die "client"-Sektoren 4 und 5 nicht auch zugleich "supplier" (von Vorprodukten) sind, denn sie erscheinen auch in

(4b) $F_3 = \alpha_{53}H_5 + \alpha_{43}H_4 + \alpha_{23}H_2 + \alpha_{13}H_1$

[8] Die Definition von F bei YT (dort FS genannt) weicht von Gl. 3 ab, indem anstelle der Größen S* mit H (gem. Gl. 2) gerechnet wurde. d.h. das die in den Export gegangene Produktion X nicht vom gesamten output Y abgezogen wurde. Die Definitionen von H und B (bzw. HS und BS) bei YT entsprechen den Gl. 2 und 3. Bei WZ ist die Variable $VERT_j$ (es wird nicht zwischen B und F unterschieden) bei n Branchen definiert als Summe (über k) von $HORIZ_k$ (entspricht H_k gem. Gl. 2) dividiert durch n-1, also quasi ein Mittelwert der H-Werte über alle Sektoren (außer j) gerechnet, also $VERT_j = (\Sigma H_k - H_j)/(n-1) = (C - H_j)/(n-1)$. Es ist klar, dass dann HORIZ (= H) und VERT linear abhängig sind (denn dann ist $VERT_j = C/(n-1) - HORIZ_j/(n-1)$), weil die Summe über alle H eine Konstante C ist und es erscheint einigermaßen sonderbar, wie es WZ dann gleichwohl gelungen ist, Koeffizienten für HORIZ und VERT zu schätzen, die noch dazu beide positiv und signifikant sind.

Entsprechend sind die Sektoren 1 und 2 nicht nur clients (downstream) wie in B_3, sondern auch suppliers (upstream) in F_3.

Das Auslandskapital in Sektor 4 oder 5 bewirkt nicht eindeutig einen backward spillover (wie gem Gl. 3b) zum Sektor 3 im Sinne eines Einflusses von einem downstream (konsumnäheren) Sektor zum upstream Sektor 3, denn gem. Gl. 4b bewirkt das gleiche Auslandskapital in Sektor 4 oder 5 einen forward spillover. Im Unterschied zum hierarchischen Modell gibt es jetzt (Gl. 3b und 4b) keine Sektoren, die aus Sicht von Sektor 3 nur downstream sind (wie Sektor 1 und 2 gem. Gl. 3a) oder die nur upstream sind (wie Sektor 4 und 5 in Gl. 4a). Auslandskapital in einem Sektor (etwa den markierten Sektoren 4 und 5) kann sich sowohl auf F als auch auf B auswirken.

Irritierend ist außerdem, dass die drei industry- und spillover-Variablen H, B und F alle eng mit der firm-Variable S_{ij} zusammenhängen und von ihr abgeleitet sind.

*Aus einer Variable S_{ij} (Auslandskapitalanteile der Firmen i von Sektor [Branche] j) werden drei weitere Variablen **H, B und F** konstruiert. Sie alle **sind Linearkombinationen von S_{ij}.**[9] Konzepte, wie vor- und nachgelagert (up- oder downstream) sind problematisch und es kann bei dem verwendeten Konzept von B und F definitionsgemäß keinen Produktivitäts-spillover in einen Sektor geben, wenn es in diesem kein Auslandskapital gibt.*

Ist im Falle von B in den Unternehmen eines empfangenden (von j belieferten) Sektors k kein Auslandskapital vorhanden, dann trägt j auch zu B nicht bei (aber warum sollte ein solcher Sektor mit ausschließlich einheimischen Betrieben nicht auch von ihn beliefernden MNEs profitieren?[10] Bei B ist doch gerade der Empfänger ein LOE, kein MNE).

Verständlicher dürfte dagegen die entsprechende Aussage über F sein: gem. Gl. 3 trägt der j-te Sektor zu F_k (d.h. zu F des von ihm belieferten Sektors k) nicht bei, wenn in ihm (Sektor j) kein Auslandskapital vorhanden ist, wenn die Unternehmen in ihm nur für den Export produzieren (so dass jeweils $Y_{ijt} = X_{ijt}$) oder – trivial - wenn er j gar nicht beliefert also $\alpha_{jk} = 0$.

Wie im folgenden Abschnitt illustriert wird sind die Regressoren B_j und F_j nur unterschiedlich gewogene Linearkombinationen der gleichen Auslandskapitalanteile S (in den Unternehmen *aller* anderen Sektoren außer j [die Auslandspräsenz in j selber wird repräsentiert durch H_j] mit k = 1, …, n und k j)). Hinzu kommt die allgegenwärtige Kollinearität, wonach es fraglich sein dürfte, ob $\beta_5 H_{jt}$ in der Tat der *isolierte* Einfluss von H darstellt bzw. $\beta_7 F_{jt}$ der von F. Bei DHJ (aber auch SJ) findet man Betrachtungen, wonach $\beta_5 \overline{H}_{jt} + \beta_7 \overline{F}_{jt}$ (der Querstrich bedeutet, dass hier der sample Mittelwert der fraglichen Variable eingesetzt wird) der "net impact on firm productivity across all sectors" (DHJ) sei, wobei sich wegen des unterschiedlichen Vorzeichens (β_5 = -0,37 und β_7 = +0,77) die beiden Einflüsse z.T. gegenseitig aufheben. Bei SJ findet man ähnliche Ausführungen zu Effekten[11] *ceteris paribus*: "A one-standard-deviation increase in the foreign presence in the sourcing sector (that is, an increase of 4 percentage points in the backward variable) is associated with a 125-percent rise in output of each domestic firm in the supplying industry"(SJ, 621).

[9] Weil sich horizontale und vertikale spillovers auf verschieden Sektoren (und die dort in den Unternehmen gegebenen Auslandskapitalanteile) beziehen und bei den Sektoren in B und F mit verschiedenen Koeffizienten (Input- bzw. Outputkoeffizienten) gewichtet wird liegt keine lineare Abhängigkeit, also offene Kollinearität vor (vgl. Fußnote 7), aber es ist anzunehmen, dass die Größen H, B und F untereinander hoch korrelieren. Es ist bemerkenswert, dass über entsprechende Korrelationen in den zitierten Studien durchgängig nicht berichtet wird.

[10] Es ist einleuchtend, dass in einem solchen Fall $H_k = 0$ ist (ist in k kein Auslandskapital, dann kann es auch dort keinen horizontalen spillover geben), aber dass dann auch der Beitrag zu B Null sein muss (was formal wegen Gl. 2 gilt) ist nicht überzeugend.

[11] von Einflüssen die untereinander korreliert sind.

Der Einfluss der gleichen Größe (B) – wieder *ceteris paribus* – wäre anders, wenn die Regressionsgleichung anders spezifiert wäre (z.B. ohne $\beta_4 \ln S_{ijt}$), weil dann der Regressionskoeffizient für B einen anderen Wert annähme.

3. Ein Zahlenbeispiel zur Veranschaulichung der Operationalisierung der Spillover-Variablen

Die Abhängigkeiten von den S-Werten sind verwickelt und es mag für die Interpretation nützlich sein, sich dies an einem Zahlenbeispiel zu verdeutlichen.

Angenommen es gäbe nur drei Sektoren mit je zwei Unternehmen und der IOT (alles sehr vereinfachend)

	1	2	3	End-nachfrage	Σ
1	5	7	4	14	30
2	8	2	3	23	36
3	10	15	5	10	40
Primär-inputs	7	12	28		
Σ	30	36	40		

Für die ***Koeffizienten*** erhält man

output erste Zeile $\beta_{11} = 5/30 = 0{,}1667$, $\beta_{12} = 7/30 = 0{,}1944$, $\beta_{13} = 4/30 = 0{,}1333$,

zweite Zeile $\beta_{21} = 8/36 = 0{,}2222$, $\beta_{22} = 2/36 = 0{,}05555$, $\beta_{23} = 3/36 = 0{,}08333$

dritte Zeile $\beta_{31} = 10/40 = 0{,}25$, $\beta_{32} = 15/40 = 0{,}375$, $\beta_{33} = 5/40 = 0{,}125$

input angeordnet als Matrix der input-Koeffizienten $\begin{bmatrix} 0{,}1667 & 0{,}1944 & 0{,}1 \\ 0{,}2667 & 0{,}0555 & 0{,}075 \\ 0{,}3333 & 0{,}4167 & 0{,}125 \end{bmatrix}$

Man erhält dann für die ***spillover Variablen***

Horizontal (Y im Sinne von Gl. 1 nicht im Sinne der IOT-Notation)

$H_1 = (S_{11}Y_{11} + S_{21}Y_{21})/Y_{1.} = 0{,}6S_{11} + 0{,}4S_{21}$ mit $Y_{11} + Y_{21} = 12+8 = Y_{1.} = 20$

$H_2 = (S_{12}Y_{12} + S_{22}Y_{22})/Y_{2.} = 0{,}5S_{12} + 0{,}5S_{22}$ mit $Y_{12} + Y_{22} = 9+9 = Y_{2.} = 18$

$H_3 = (S_{13}Y_{13} + S_{23}Y_{23})/Y_{3.} = 0{,}75S_{13} + 0{,}25S_{23}$ mit $Y_{13} + Y_{23} = 30+10 = Y_{3.} = 40$

Backward

Man erhält dann für die Variable Backward

$B_1 = 7/30 * H_2 + 4/30 * H_3 = 0{,}11667S_{12} + 0{,}11667S_{22} + 0{,}1S_{13} + 0{,}0333S_{23}$

$B_2 = 8/36 * H_1 + 3/36 * H_3 = 0{,}1333S_{11} + 0{,}0888S_{21} + 0{,}0625 * S_{13} + 0{,}02083 * S_{23}$

$B_3 = 1/4 * H_1 + 15/40 * H_2 = 0{,}15S_{11} + 0{,}1S_{21} + 0{,}1875 * S_{12} + 0{,}1875 * S_{22}$

Forward

Um die Variable Forward zu konstruieren sind Angaben zu den Exporte X und dem Inlandsabsatz Y – X anzunehmen.

Angenommen, für die Exporte der Firmen gelte $X_{11} = 4$, $X_{21} = 2$, dann gilt für Sektor 1

$Y_{11} - X_{11} = 12 - 4 = 8$ und $Y_{21} - X_{21} = 6 - 2 = 6$. Die Gewichte bei F sind dann 8/14 und 6/14.

Entsprechend seien die Anteile beim Sektor 2 8/15 und 7/15 und bei Sektor 3 24/30 und 6/30. Man erhält dann für F

$F_1 = \alpha_{21}[(8/15)S_{12} + (7/15)S_{22}] + \alpha_{31}[(24/30)S_{13} + (6/30)S_{23}]$

$F_2 = \alpha_{12}[(8/14)S_{11} + (6/14)S_{21}] + \alpha_{32}[(24/30)S_{13} + (6/30)S_{23}]$

$F_3 = \alpha_{13}[(8/14)S_{11} + (6/14)S_{21}] + \alpha_{23}[(8/15)S_{12} + (7/15)S_{22}]$ oder

$F_1 = 0{,}14222S_{12} + 0{,}12442S_{22} + 0{,}26667\ S_{13} + 0{,}06667S_{23}$

$F_2 = 0{,}111086S_{11} + 0{,}083314S_{21} + 0{,}33334S_{13} + 0{,}083334S_{23}$

$F_3 = 0{,}05714S_{11} + 0{,}04286S_{21} + 0{,}04S_{11} + 0{,}035S_{22}$ oder

In jeder Gleichung kommen jetzt praktisch die Auslandskapitalanteile aller betrachteten Firmen mit unterschiedlicher Gewichtung vor, etwa

Sektor 1 $\ln Y_{11} = \alpha + \ldots + \beta_4 S_{11} + \beta_5\,(0{,}6S_{11}+0{,}4S_{21}) + \beta_6\,(0{,}11667S_{12} + 0{,}11667S_{22} + 0{,}1S_{13} + 0{,}0333S_{23}) + \beta_7\,(0{,}1422S_{12}+ 0{,}12442S_{22}+ 0{,}2667\ S_{13} + 0{,}06667S_{23})+\ldots$

$\ln Y_{21} = \alpha + \ldots + \beta_4 S_{21} + \beta_5\,(0{,}6S_{11}+0{,}4S_{21}) + \beta_6\,(0{,}11667S_{12} + 0{,}11667S_{22} + 0{,}1S_{13} + 0{,}0333S_{23}) + \beta_7\,(0{,}1422S_{12}+ 0{,}12442S_{22}+ 0{,}2667\ S_{13} + 0{,}06667S_{23}) + \ldots$

Sektor 2 $\ln Y_{12} = \alpha + \ldots + \beta_4 S_{12}+ \beta_5\,(0{,}5S_{12}+0{,}5S_{22}) + \beta_6\,(0{,}1333S_{11} + 0{,}0888S_{21} + 0{,}0625{*}S_{13} + 0{,}02083{*}S_{23}) + \beta_7\,(0{,}111086S_{11} + 0{,}083314S_{21} + 0{,}33334S_{13} + 0{,}083334S_{23}) + \ldots$

Wie man an der ersten Gleichung (für $\ln Y_{11}$) sieht, erscheint der Auslandskapitalanteil S_{11} zweimal der entsprechende Anteil der anderen (hier des zweiten S_{21}) Unternehmen des gleichen Sektors einmal und die Anteile S bei allen anderen Unternehmen auch jeweils zweimal. In der Gleichung für $\ln Y_{11}$ bzw. $\ln Y_{12}$ (also beim Sektor 1) erscheinen z.B. die Auslandskapitalanteile in den Sektoren 2 und 3 sowohl in B, als auch in F. Wenn z.B. für backward gilt (als Extremfall) B = 0 weil $S_{12} = S_{22} = S_{13} = S_{23} = 0$, dann kann $F \neq 0$ nicht gelten; denn offenbar sind die Regressoren B_j und F_j nur unterschiedlich gewogene Linearkombinationen der gleichen Auslandskapitalanteile S (in den Unternehmen aller Sektoren außer j).

4. Alternative und erweiterte Schätzansätze

In diesem Abschnitt beschreien wir einige Spezifikationen der Schätzgleichung, die in der oben angegebenen Literatur vorkommen. Die Darstellung hat Mühe bereitet, weil nicht erklärte Symbole und die Verwendung verschiedener Symbole für die gleiche Sache (oder auch das gleiche Symbol für unterschiedliche blen) in der Literatur geradezu die Regel ist.

Für Gl. 1 werden verschiedene Modifikationen vorgenommen, z.B. lags eingeführt

(1a) $\ln Y_{ijt} = \ldots. + \beta_5 H_{j,t-1} + \beta_6 B_{j,t-1} + \beta_7 F_{j,t-1} + \alpha_i + \alpha_j + \varepsilon_{ijt}$

oder es wird als zusätzlicher (industry-specific) Regressor H4 (Herfindahlindex $H4 = \sum_{i=1}^{4} q_i^2$ also die Summe der quadrierten Marktanteile der vier größten Unternehmen einer Branche) in die Gleichung einbezogen. Dabei soll H4 die "Wettbewerbsintensität repräsentieren. Ein großer Wert von H4 $(0 \leq H4 \leq 1)$[12] heißt hohe absolute Konzentration 0 und damit (?) wenig Wettbewerb. Man spricht hier von Wettbewerb *eines Sektors* (!) und nicht auf einem Markt für ein bestimmtes *Produkt*, und eine oligopolistische Situation wird als wenig Wettbewerb

[12] Wird q "in Prozent" gerechnet $(0 \leq q \leq 100)$, wie das in der Literatur verbreitet ist, so gilt $0 \leq H \leq 10000$ statt $0 \leq H \leq 1$.

interpretiert. Umgekehrt bedeutet viele kleine Unternehmen (H4 ist groß) intensiver Wettbewerb, was sicher nicht unproblematisch ist.

Üblich ist es auch Gl. 1 bzw. 1a getrennt zu schätzen für inländische und ausländische ($S_{ij} \geq 0{,}1$) Unternehmen (so bei DHJ), oder das Modell in Differenzen zu schätzen (SJ, 617)

(1b) $$\Delta \ln Y_{ijt} = \alpha + \beta_1 \Delta \ln K_{ijt} + \beta_2 \Delta \ln L_{ijt} + \beta_3 \Delta \ln M_{ijt} + \beta_4 \Delta \ln S_{ijt} + \ldots$$

In WZ findet man die Gleichung

$$\ln Q_j = \beta_0 + \beta_1 \ln(SK_{jt}) + \beta_2 \ln(NSK_{jt}) + \beta_3 \ln(L_{jt}) + \beta_4 (Size_{jt}) + \ldots$$

Q ist value added, SK und NSK sind state owned und non-state owned capital (bei domestic firms) und size ist definiert als "total assets", womit im Prinzip der Kapitaleinsatz doppelt ins Spiel kommt. L ist wie üblich Labor[13] und es folgen die Regressoren H (= Horiz), Vert (ohne Unterscheidung zwischen B und F).Was die Betrachtung besonders problematisch macht ist die dürftige und skeptisch machende "Definition" von Horiz und Vert (für die horizontalen du vertikalen spillovers) auf die bereits hingewiesen wurde.[14]

Bei SX wird der horizontal spillover H_j (dort auch "FDI Presence" oder "FDI Share" oder auch nur "FDI" genannt) auch als quadrierter Regressor einbezogen sowie die "HKTW Ratio" (hier R genannt) als weitere erklärende Variable eingeführt. [15]

(1c) $$\ln Y_{ijt} = \alpha + \beta_1 \ln K_{ijt} + \beta_2 \ln L_{ijt} + \beta_3 \ln M_{ijt} + + \gamma S_{ijt} + \beta_4 H_{jt} + \beta_5 H_{jt}^2 + \beta_6 R_{jt} + \\ + \beta_7 B_{jt} + \beta_8 F_{jt} + \alpha_j + \alpha_r + \alpha_t + \varepsilon_{ijkt} .$$

Ein positives β_4 und negatives β_5 bestätigt SX in der Vermutung (die zur Spezifikation 1c führte), dass "FDI have significant positive impacts on domestic firms' productivity within the same sector, but that this impact declines as the level of FDI presence increases and turns negative when the level of FDI presence reaches a certain threshold…"(SX, 20)[16]

In BCW findet man noch völlig andere Regressoren, wie KL = capital labour ratio, RI = R&D intensity, LQ = labour quality (Anteil der diplomierten Beschäftigten) sowie eine dummy variable zur Unterscheidung zweier Zeiträume, die sich durch eine verschiedene FDI-Politik von China unterscheiden. Mit "firm size" (FS) dürfte S_{ijt} gemeint sein und die Foreign presence (FP) entspricht H (differenziert nach HMT[17] und other). Auch bei BCW erscheinen quadrierte Auslandskapitalanteile, H^2 neben H (genauer H_{HMT}^2, H_{OTHER}^2 neben H_{HMT}, H_{OTHER}) und zu den untersuchten Hypothesen gehört, dass Investitionen von Ausländern bei BCW unterschiedlich wirken je nach

---

[13] Hier wie auch sonst Anzahl der Beschäftigten also keine Wertgröße.

[14] vgl. Fußnote 7.

[15] Bei SX ist "FDI_Backward" "FDI_Forward" (offenbar gleich B und F) nicht definiert und für "Share" wird definiert YFDI und KFDI als mit output-, bzw. mit Kapital-Anteilen gewogenes Mittel der S-Werte der Unternehmen einer Branche (bei Y nach Art von Gl. 2). *Neben* YFDI und KFDI, die ja schon aggregiert sind, wird "FDI Share" definiert als "the share of foreign equity in sector j … at time t and is defined als foreign equity participation averaged over all firms in the sector" (weshalb wir die Größe oben mit H bezeichnet haben). R ist der H-Wert einer Branche speziell bezogen auf die Kapitalanteile von Hongkong und Taiwan (HT, auch Macao??) im Verhältnis zum H-Wert der Kapitalanteile anderer nichtchinesischer Kapitalgeber)

[16] Dass der Einfluss von H negativ werden kann ist natürlich Unsinn, denn H kann als Mittel über Auslandskapital*anteile* nicht größer als 1 sein. Die mittleren Werte für YFDI (offenbar = H) werden mit 0,22 bis 0,24 angegeben (S.24) und für β_4 und β_5 sind Werte +1,056 und - 0,999 bzw. 1,223 und - 0,585 angegeben (S. 30). Rechnet man $\beta_4 H + \beta_5 H^2$ mit H = 0,24, so erhält man die Werte 0,196 bzw. 0,260. Von negativen Werten trotz anfänglich (bei kleinem H) positiven Werten (bei $\beta_4 > 0$) kann aber wohl kaum die Rede sein. Dazu müsste bei $H \approx 1/4$ das negative β_5 einen Betrag von $> 4\beta_4$ haben. Es ist aber wohl in der Regel betragsmäßig kleiner als β_4.

[17] Hongkong, Macao, Taiwan.

- Nationalität des Kapitalgebers (source of equity)
- Dauer des engagements (nichtlinearer Verlauf); zeitliche Aspekte (primärer und sekundärer Effekt) werden abgebildet durch die Größe von H (und damit H^2), weil man davon ausgehen kann, dass H im Zeitablauf kontinuierlich zunimmt und
- Art der Branche (low- und high technology)

Gruppenbildung (mit Einführung einer entsprechenden Dummy Variable) und Berechnungen der baseline regression (Gl. 1, 1a usw.) getrennt für die Gruppen ist sehr beliebt. So wird differenziert nach

- state owned enterpreises (SOE) und non-SOE und darunter weiter differenziert nach domestic ($S_i < 0{,}1$) und foreign mit Auslandsanteile von 10% ($S_i \geq 0{,}1$), also statt S als Regressor (und stetige Variable) Gruppenzugehörigkeit nach Maßgabe von S (so DHJ)
- Gruppenzugehörigkeit aufgrund von H (Herfindahl) competitive vs. more monopolistic (so bei SJ)
- Standort des MNE (in China Küstennähe oder Inland, Vorschlag bei DHJ)
- full versus partial foreign ownership (weil: partial is more likely to source locally)
- export oriented vs. domestic-market oriented industries
- wie oben schon genannt source of equity (= nationality of investor).

Neben oder statt der firm-level Variable M_{ijt} gibt es auch eine brachenbezogene (Sektor k) Nachfrage nach Material ("intermediates"[18]) aufgrund der Inputkoffizienten α_{jk} und der Produktionswerte (outputs) (Variable "Demand" bei SJ)[19]

***

Wir kommen in diesem und den folgenden Abschnitten zu statistisch-ökonometrischen Problemen die mit der empirischen Analyse verbunden sind. Typischerweise werden die im Abschnitt 5 und 6 behandelten Probleme in der zitierten Literatur mehr oder weniger ausführlich behandelt. Ferner wird Bezug genommen auf bestimmte Tests, die in Abschn. 7 behandelt werden.

5. Firm-level und industry-level Regressoren in einer Gleichung

In der Literatur werden auch Gründe dafür angegeben, dass es vorteilhafter ist mit Firmendaten zu arbeiten als "nur" mit Branchendaten.[20] Im üblichen Ansatz werden in der Regressionsgleichung (Gl. (1)) Variablen verschiedener Art kombiniert: neben Firmendaten wie Y und die firmenbezogen Regressoren L, K, M gibt es auch branchenbezogene Regressoren, wie die spillover Variablen (H, B und F), die ihrer Natur nach branchenbezogen sind. Damit sind Probleme für das Testen von Hypothesen[21] verbunden, wenn man "normal" mit OLS schätzen würde.

[18] Genauer "intermediate consumption" in der Terminologie der IOT.

[19] Der Sinn dabei ist zu differenzieren zwischen einer technologisch bedingten Veränderung von M_{ij} (i als Empfänger von MNE know how) und einer veränderten Nachfrage nach Vorprodukten durch die Präsenz eines MNE.

[20] Unverständlich finde ich das Argument "industry studies fail to disentangle the direction of causality between foreign presence and productivity improvement" (DHJ), was also die treibende Kraft war, die Produktivität (Ausländer investieren gezielt in produktive Branchen) oder das Auslandskapital.

[21] Im Vordergrund stehen nur Hypothesen über die spillover-Variablen also über die Parameter β_5 bis β_7. Die Parameter β_1 bis β_4 für Regressoren wie Kapital- oder Arbeitseinsatz interessieren demgegenüber wenig.

In dem folgenden Problem geht es – im Unterschied zu Abschn. 6 – nicht um die Schätzung der Koeffizienten $\hat{\beta}$, sondern nur um deren (geschätzte) Varianz $\hat{\sigma}^2_{\hat{\beta}}$.

Bei der Interpretation der Ergebnisse wird vor allem darauf geachtet, ob ein Regressionskoeffizient signifikant verschieden ist von Null. Wird beispielsweise die Hypothese H_0: $\beta_5 = 0$ verworfen, so gilt dies als Beweis für die Existenz von horizontalem (intra-industry) spillover. Damit ist es von entscheidender Bedeutung ob die Standardabweichungen der Regressoren $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$ richtig geschätzt werden, denn dies beeinflusst die t-Statistik $t = \hat{\beta}_k / \hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$. Nach Brent Moulton (MB) ist in einer Regressionsgleichung, die sowohl firmen- (micro data) als auch branchenspezifischen (aggregate data) Regressoren enthält damit zu rechnen dass bei Anwendung von OLS die geschätzten Standardabweichungen $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$ unterschätzt und damit t überschätzt wird (oder H_0 mehr als gerechtfertigt verworfen wird, "spurious significance").[22] Ursache hierfür ist die Korreliertheit von je zwei Störgrößen $\hat{u}_{ijt}$ mit $\hat{u}_{mjt}$ wobei i und m (i, m = 1, …, n_j und i ≠ m) zwei Unternehmen der gleichen Branche j sind. Der (eine) Korrelationskoeffizient ρ, der hier häufig genannt wird, scheint mir eine mittlere Korrelation über alle $\binom{n_j}{2}$ Korrelationen zwischen $\hat{u}_{ijt}$ und $\hat{u}_{mjt}$ zu sein.[23]

Man kann in EViews dem beschriebenen Problem durch Schätzung von robusten Varianzen begegnen und findet hierzu[24] den Schätzer der $n \times n$ Varianz-Kovarianzmatrix

$$\hat{\mathbf{\Omega}}_{WCS} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}^2_{\hat{u}_1} & \hat{\sigma}_{\hat{u}_1\hat{u}_2} & \cdots & \hat{\sigma}_{\hat{u}_1\hat{u}_2} \\ \hat{\sigma}_{\hat{u}_2\hat{u}_1} & \hat{\sigma}^2_{\hat{u}_2} & \cdots & \hat{\sigma}_{\hat{u}_2\hat{u}_n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{\sigma}_{\hat{u}_n\hat{u}_1} & \hat{\sigma}_{\hat{u}_n\hat{u}_2} & \cdots & \hat{\sigma}^2_{\hat{u}_n} \end{bmatrix} \text{ statt } \hat{\mathbf{\Omega}}_{OLS} = \hat{\sigma}^2\mathbf{I}$$

nach der "White cross-section method" (WCS) aufgrund der T Zeitpunkte der Paneldaten.[25] Dieser Varianzschätzer ist robust gegenüber beliebiger kontemporärer Korrelation der Residuen der Firmen untereinander (er ist so gesehen allgemeiner als ein auf Branchenebene abstellender Schätzer), als auch unterschiedlichen Varianzen der *Firmen-spezifischen* Residuen weil er (z.B. $\hat{\sigma}_{\hat{u}_i\hat{u}_m}$ für die Einheiten i und m) aus den Wertetupeln $\hat{u}_{i1}, \hat{u}_{m1}$, $\hat{u}_{i2}, \hat{u}_{m2}$, …. $\hat{u}_{iT}, \hat{u}_{mT}$ hergeleitet wird. Er sichert aber nicht ab gegen Autokorrelation und Heteroskedastizität.

Man gelangt zu dieser Option in EViews mit equation → panel options → coeff. covar. method White. In anderen Programmen, etwa Stata werden noch andere Verfahren angeboten.

---

22 Die praktische Relevanz dieses Problems wird von Moulton in einem Rechenbeispiel demonstriert: er fügte in eine Regressionsfunktion zur Schätzung von Löhnen neben sinnvollen "Makrovariablen" (auf das Bundesland bezogen "aggregate state variables") auch a priori irrelevante Makrovariablen ein und er konnte zeigen, dass sich bei Schätzung mit OLS fälschlich Regressoren wie die Wasserfläche eines Staats als signifikant herausstellten. Dabei ist jedoch zu berücksichtigen, dass man schon aufgrund der Gesetzmäßigkeiten des Zufalls bei genügend vielen hinzugefügten a priori unsinnigen Regressoren (bei Moulton waren es 13 Regressoren x_4 bis x_{17}, wovon x_{12} = total water area in square kilometers war) eine findet, die sich als signifikant heraussetellt.

23 Ob und wie in einer empirischen Arbeit dem in Abschn. 5 beschriebenen Problem Rechnung getragen wurde ist nicht immer ganz klar. So ist für SJ, 617 der Einwand von Moulton dadurch erledigt, weil: "To address this issue, the standards errors are corrected for a correlation between observations belonging to the same industry in a given year (in other words, standard errors are clustered for all observations in the same industry and year)."

24 Siehe EViews 6-Handbuch zur White cross-section method Gleichung (37.32). Für das hier anstehende Problem scheint auch oft der Begriff "cluster-robust" verwendet zu werden.

25 Fünf Jahre (2002 bis 2006) bei YT.

6. Korrekturen für endogeneity of inputs bei einer Produktionsfunktion (Probleme mit nicht-exogenen inputs als Regressoren)

Das im folgenden angesprochene Problem findet sich außerhalb der hier besprochenen Literatur selten, bzw. es wird dort unter dem Aspekt der (kontemporären) Korreliertheit einer Störgröße mit den Regressoren einer Gleichung behandelt und das damit verbundene Problem der Inkonsistenz der Schätzer $\hat{\beta}$ mit der Methode der Instrumentvariablen (IV) gelöst. Die IV-Methode[26] setzt jedoch voraus, dass man geeignete Instrumentvariablen hat.[27] Sie müssen mit der Störgröße nicht, wohl aber mit den Regressoren korreliert sein. Ohne solche zusätzlichen Variablen müsste man ein dynamisches Panel Modell konstruieren, z.B. in Gl. 1 rechts als Regressor auch $\ln Y_{ij,t-1}$ aufnehmen und mit GMM schätzen.[28]

Die im Folgenden referierte Methode von Levinson und Petrin (L+P) kommt ohne zusätzliche Variable oder eine Dynamisierung des Modells aus und konstruiert aus den vorhandenen Regressoren (lnM und lnK) in einem zweistufigen Verfahren eine nicht mit den Regressoren korrelierte Störgröße ω.

L+P gehen davon aus, dass die Störgröße ε_{ijt} im Falle einer Produktionsfunktion "unobservable productivity shocks" ω_{ijt} enthalten kann, die ihrerseits die Entscheidungen über die eingesetzten input-Mengen beeinflussen, so dass die Regressoren $\ln K_{ijt}$, … in (1) mit der Störgröße ε_{ijt} korreliert sein dürften und somit die Koeffizienten β_1, …, β_7 nicht konsistent geschätzt werden können. Das Problem, das auch unter dem Stichwort "simultaneity problem in production function estimation"(PPL) bekannt ist, verlangt eine Zerlegung von ε_{ijt} in einen unobserved productivity term ω_t und den üblichen i.i.d. N(0,1) verteilten Teil η_t. Das Problem ist, wie ein proxy für ω_t gefunden werden kann. Olley und Pakes gehen von den Investitionen aus, Levinsohn und Petrin (LP, PPL) dagegen von den materiellen inputs (intermediates), die im Unterschied zu den Investitionen kontinuierlicher anfallen und auch nicht in bestimmten Perioden mal Null sein können.

Anders als das in Abschn. 5 besprochene Problem wirkt sich dieses Problem nicht nur auf die Varianzen der Regressionskoeffizienten ($\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$)aus, sondern auf die Koeffizienten ($\hat{\beta}$) selber. Nach SX, 32 unterscheiden sich die Koeffizienten β_1 bis β_3 (für die Regressoren K_{ijt}, L_{ijt} und M_{ijt}) in den Branchen (sie werden nach 30 Branchen differenziert, also β_{1j} bis β_{3j} mit j = 1,…,30) nicht unerheblich.

Das Modell (1) wird von PPL als Cobb-Douglas Funktion mit (kleine Buchstaben = logarithmierte Variablen)

(5) $$y_t = \beta_0 + \beta_l l_t + \beta_k k_t + \beta_m m_t + \omega_t + \eta_t = \beta_l l_t + \beta_m m_t + \phi(k_t, m_t) + \eta_t$$

angegeben. Mit value added v_t statt gross output y_t als abhängige Variable entfällt der Regressor m_t und es gilt

(5a) $$v_t = \beta_0 + \beta_l l_t + \beta_k k_t + \omega_t + \eta_t = \beta_l l_t + \phi(k_t, m_t) + \eta_t .$$

Die Schätzung ist zweistufig. In der ersten Stufe wird β_l aus der folgenden Gl. 6 geschätzt, wobei für $\phi(\ldots)$ gem. Gl. 5a gilt

[26] In EViews aufzurufen mit equation → specification-Method → TSLS (= two stage least squares) und man wird dann aufgefordert Instrumentvariablen anzugeben, die im workfile vorhanden sein müssen.

[27] In SX wurde mit foreign visitors als IV gearbeitet (vgl. unten Abschn. 7).

[28] auch das ist grundsätzlich mit EViews möglich. Zu dynamischen Modellen und den damit verbundenen Schätzproblemen vgl. J. Mehrhoff, A solution to the problem of too many instruments in dynamic panel data GMM, Discussion Paper Series 1 der Deutschen Bundesbank, Economic Studies, No 31/2009.

(5b) $\quad \phi_t(k_t, m_t) = \beta_0 + \beta_k k_t + \omega_t$

und eine Approximation mit einem Polynom vom Grade 3 in k und m (das ist die Doppelsumme im Folgenden) angenommen wird:

(6) $\quad v_t = \delta_0 + \beta_l l_t + \sum_{i=0}^{3} \sum_{j=0}^{3-j} \delta_{ij} k_t^i m_t^j + \eta_t$ also mit

$$\Sigma\Sigma = \delta_{00} + \delta_{01} m_t + \delta_{02} m_t^2 + \delta_{03} m_t^3 + \delta_{10} k_t + \delta_{11} k_t m_t + \delta_{12} k_t m_t^2 + \delta_{20} k_t^2 + \delta_{21} k_t^2 m_t + \delta_{30} k_t^3 .$$

Mit geschätztem β_l (also $\hat{\beta}_l$) und dem Regresswert $\hat{v}_t$ erhält man dann

(7) $\quad \hat{\phi}_t = \hat{v}_t - \hat{\beta}_l l_t$ aufgrund von 5a,

und daraus ergeben sich mit den geschätzten Werten $\hat{\phi}_t$ und angenommenen Werten β_k^* für β_k für folgenden Schätzwerte für ω_t

(8) $\quad \hat{\omega}_t = \hat{\phi}_t - \beta_k^* k_t$, für die andererseits auch gilt

(9) $\quad \hat{\omega}_t = E\left[\omega_t \middle| \widehat{\omega_{t1}}\right] = \gamma_0 + \gamma_1 \omega_{t-1} + \gamma_2 \omega_{t-1}^2 + \gamma_3 \omega_{t-1}^3 + \varepsilon_t .$

Man kann auch sagen, dass die Koeffizienten $\hat{\beta}_k$ und $\hat{\beta}_l$ (aus Stufe 1) gewonnen werden aus der Minimierung von $\sum_t \left(v_t - \hat{\beta}_l l_t - \beta_k^* k_t - E\left[\omega_t \middle| \omega_{t-1}\right]\right)^2$. Die Varianzen der Regressionskoeffizienten $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_l}$ und $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_k}$ werden durch bootstrapping (also Stichproben aus der Stichprobe) geschätzt.

Ist der output y statt der value added v die zu erklärende Variable, so ist nicht nur bezüglich β_k^* sondern auch bezüglich β_m^* zu minieren. Statt Gl 5b gilt jetzt

(5b*) $\quad \phi_t(k_t, m_t) = \beta_0 + \beta_k k_t + \beta_m m_t + \omega_t$ und statt Gl. 8

(8a) $\quad \hat{\omega}_t = \hat{\phi}_t - \beta_k^* k_t - \beta_m^* m_t .$

Für den Nutzer werden die Prozeduren von Levinsohn und Petrin oder Olley und Pakes meist nicht sehr transparent sein und sie werden sie (oder evtl. andere gleichwertige) quasi als "black box" nutzen, ohne sich viel Gedanken darüber zu machen, was hier im Einzelnen geschieht.

7. Weitere ökonometrische Probleme und Tests

SX unterscheidet vier "identification issues" (besser wäre wohl "issues of specification and estimation"). Dabei sind 1. Endogeity of input choices und 2. Cluster effects die in Abschn. 6 bzw. 5 besprochenen Probleme. Ferner wird behandelt

a) ***Omitted variables***, das Standardproblem bei Fehlspezifikation, und

b) ***Selection bias*** (aufgrund von Eintritten in das und Austreten aus dem Panel).

zu a) Omitted variables

Das erstgenannte Problem gilt nach SX als gelöst mit zwei verschiedenen Ansätzen:

1. mit der IV-Methode, wobei "number of foreign visitors in each sector" als Instrument[29] benutzt wird. Es ist mir ein Rätsel, wie man bei den China-Besuchern aus dem Ausland (einschl. Touristen) unterscheiden will, welcher Branche ihr Besuch dienen soll.[30] Die Modifikation der Schätzgleichung lautet dann (die Variable[31] IV(H) und $[IV(H)]^2$ treten an die Stelle von H und H^2)

   $$\text{(1e)} \quad \ln Y_{ijt} - (\beta_1 \ln K_{ijt} + \beta_2 \ln L_{ijt} + \beta_3 \ln M_{ijt}) = \ln TFP_{ijt} = \alpha + \beta_4 \ln S_{ijt} + \\ + \beta_5 IV(H)_{jt} + \beta_5^* [IV(H)_{jt}]^2 + \beta_6 B_{jt} + \beta_7 F_{jt} + \alpha_t + \varepsilon_{ijt}$$

   Im Vergleich zu (1) wird angenommen $\beta_4 = 0$, TFP ist "total factor productivity" und der Regressor HKTWRatio[32] in (1e) und (1f) ist hier aus Platzgründen weggelassen und die mit V = visitors konstruierte Variable IV(H) ist wie folgt definiert

   $$\text{(1f)} \quad IV(H)_{jt} = \theta_0 + \theta_1 V_{jt} + \theta_2 V_{jt}^2 + \theta_5 [V_{jt}]^2 + \theta_6 B_{jt} + \theta_7 F_{jt} + \alpha_t + \varepsilon_{ijt}$$

   wodurch B und F in (1e) direkt und noch einmal indirekt über V bzw. V^2 gem. (1f) erscheint (!!).

2. durch Schätzung des Modells in Differenzen ("we run first-differencing regression")

   $$\Delta \ln TFP_{ijt} = \beta_0 + \beta_5 \Delta H_{jt} + \beta_6 \Delta B_{jt} + \beta_7 \Delta F_{jt} + \alpha_i + \alpha_j + \varepsilon_{ijt}$$ [33]

Es ist klar, dass man – wie schon in Abschn. 5 dargelegt – das Problem einer mit Regressoren korrelierten Störgröße, das Inkonsistenz der Schätzung von Regressionskoeffizienten zur Folge hat, mit der IV Methode lösen kann. Aber es war mir nicht bekannt, dass dies auch gilt für eine Fehlspezifikation in Gestalt eines "underfitted" Modells (mit omitted variables) und das in diesem Fall auch die Differenzenbildung Abhilfe schaffen soll.[34]

zu b) Selection bias

Hinsichtlich der Fluktuationen des samples, also des Problems der *selection bias* unternehmen SX Berechnungen für drei unterschiedliche Datensätze

1. "firms that exist in all sample year (the balanced panel)", auch bezeichnet als "with no entry and exit" oder "firms surviving through the whole four years" (das ist die kleinste Gesamtheit)[35]

---

[29] Es ist richtig, dass die Instrumentvariable unkorreliert sein sollte mit der Störgröße (und damit mit dem productitivity shock) aber korreliert sein sollte mit den Regressoren (siehe oben unsere Bemerkungen in Abschn. 6)

[30] Die branchenspezifischen Besucherzahlen werden mit den Anteilen der Branche am Output gewichtet ("inbound foreign visitors in each region multiplied by industrial share"). Dabei wird zugegeben, dass man keine Besucherzahlen nach Branchen hat und deshalb so vorging: "we appropriate foreign visitors to each sector according to the relative importance of the sector" (SX, 16) (gemeint ist wohl: we allocate…; und wie die "importance" gemessen wurde, ist nicht mitgeteilt worden).

[31] Die Schreibweise IV(H) verleitet zu dem falschen Gedanken, man habe es mit einer anderen Variable als H zu tun. Tatsächlich ist nicht die Variable anders, sondern nur der vor ihr stehende Regressionskoeffizient.

[32] Verhältnis Fremdkapital aus Hongkong, Taiwan (und Macao?) zu Fremdkapital aus anderen Ländern.

[33] Auch hier ist (wieder) ΔHKTWRatio weggelassen.

[34] Zur allerdings einleuchtend erscheinenden Begründung wird angeführt: "Taking first- differences removes any unobserved firm-specific, sector-specific and region-specific effects and is commonly used in the literature to deal with omitted variables". In der Fußnote wird jedoch eingeschränkt, dass dies nicht gelte für Einflussfaktoren, die im Zeitablauf variieren (was ja die omitted *variables* tun), jedoch werde dieses Problem durch die Methode von Levinsohn und Petrin gelöst. Für die im Zeitablauf *konstanten* Einflüsse sind die fixed effects relevant. Beim Problem der omitted variables geht es nicht darum solche *konstanten* Einflüsse zu beseitigen (was jedoch mit Differenzenbildung möglich wäre), so dass also die erste (IV Methode) Überlegung von SX allein zielführend ist, nicht aber die zweite.

[35] Im Falle von YT scheinen wir ein solches balanced panel zu haben.

2. "firms that have observations in any sample year, thus allowing for free entry and exit" (= "with free entry and exit" oder auch "full sample"), was offenbar die grundsätzlich in SX zugrunde gelegte Gesamtheit ist und
3. firms with observations in any sample year, but controlling for productivity difference between entry and exit firms" (= "with matched exit and entry")[36]

Es ist sehr fraglich, ob es im Einzelfall gelingt, ohne ein konstantes Identifikationsmerkmal aus Querschnittsdaten die nötigen Informationen herauszufiltern um solche Unterscheidungen durchführen zu können.

Im Fall ("scenario") 1 dürfte die Repräsentativität der Auswahl (und damit die Validität der geschätzten Koeffizienten) zu den verschiedenen Zeitpunkten ein Problem sein, zumindest dann wenn die Bewegungen (Ein- und Austritte) groß sind im Verhältnis zum Bestand. Genau das scheint aber der Fall zu sein, denn die Anzahl der Unternehmen (domestic firms) ist je nach dem welches scenario gelten soll sehr unterschiedlich. Nach SX, 29 gilt:

Number of domestic firms

scenario	2000	2001	2003	2003
1. no exit/entry	49658	49658	49658	49658
2. free exit/entry	108714	119113	123816	135355
3. matched exit/entry	80236	76603	78061	89030

Man kann daraus errechnen: [37] Bei einem Beobachtungsintervall von m = 3 Jahren (2000 bis 2003), Abgänge A_{0m} = 108714 - 49658 = 59056 und Zugänge Z_{0m} = 135355 - 49658 = 85697 innerhalb des Intervalls und einer geschätzten Zeitmengenfläche $\frac{1}{2}B_0 + B_1 + B_2 + \frac{1}{2}B_3$ = 108714/2 + 119113 + 123816+ 135355/2 = 364963,5 sowie einem Durchschnittsbestand von $\overline{B} = F_{0m}/m$ = 121654,5 errechnet sich eine nicht unerhebliche durchschnittliche Verweildauer[38] von nur $\overline{d} = \frac{2m\overline{B}}{A_{0m} + Z_{0m}}$ = 5.043 und eine Umschlaghäufigkeit von $U = m/\overline{d}$ = 0,595. Bei einem Fünf-Jahres-Zeitraum (wie bei YT) könnte demnach der Bestand an Unternehmen bereits einmal umgeschlagen sein, so dass das Problem der selection bias (und damit auch die Frage ob ein balanced panel [no exit/entry] bei einem Intervall von fünf Jahren repräsentativ ist) durchaus ernst zu nehmen ist.

Das Problem bei Fall 2 ist, dass zeitliche Unterschiede (gemessen im Koeffizient α_t) neben echten Unterschieden im Zeitablauf auch Strukturunterschiede widerspiegelt.

Bei Fall 3 ist nicht klar, wie hier gerechnet wurde. Offenbar ist gemeint, dass Zu- und Austritte rechnerisch die Struktur des samples nicht verändern sollen. Die Rechnung dürfte z.T. fiktiv sein und es fragt sich ob dieser Nachteil nicht den Vorteil größerer Fallzahlen aufwiegt.

[36] Auch definiert als "firms surviving through any consecutive two years plus those matched firms between the exit and entry firms"(SX, 29).
[37] zu den Formeln vgl. v. d. Lippe, Deskriptive Statistik (UTB- Buch), p.436 ff.
[38] Die Schätzung ist jedoch unzuverlässig solange m nicht erheblich größer ist (als Faustregel das Vierfache) als die durchschnittliche Verweildauer (hier ist sie mit 3 sogar erheblich kleiner als 5,043.