ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of
ZBW
Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Felbermayr, Gabriel

Article

Was wissen wir über den Effekt von Investitionsschutz- und -förderverträgen auf ausländische Direktinvestitionen?

ifo Schnelldienst

Provided in Cooperation with:
Ifo Institute – Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich

Suggested Citation: Felbermayr, Gabriel (2018) : Was wissen wir über den Effekt von Investitionsschutz- und -förderverträgen auf ausländische Direktinvestitionen?, ifo Schnelldienst, ISSN 0018-974X, ifo Institut - Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München, München, Vol. 71, Iss. 03, pp. 17-24

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/175162

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

*Gabriel Felbermayr**

Was wissen wir über den Effekt von Investitionsschutz- und -förderverträgen auf ausländische Direktinvestitionen?

Investitionsschutz- und -förderverträge (IFV) sind völkerrechtliche Abkommen zwischen zwei Staaten. Sie haben das Ziel, ausländische Direktinvestitionen (ADI) zu fördern, indem sie die Rechtssicherheit für ausländische Investoren verbessern. Sie schützen Unternehmen der Signatarstaaten jeweils vor Enteignung, staatlicher Willkür und Diskriminierung und erlauben die Rechtsdurchsetzung außerhalb des Gerichtssystems des Ziellandes. Damit schränken sie – wie alle völkerrechtlichen Verträge – den Handlungsspielraum der Länder ein. Eine zentrale Frage ist daher: Führen diese Abkommen überhaupt zu zusätzlichen Direktinvestitionen? Dieser Artikel stellt die Ergebnisse einer Metastudie, die die existierende empirische Evidenz zusammenfasst, vor. Entgegen manchen Behauptungen findet die ökonometrische Literatur weitgehend positive Effekte. Im Durchschnitt führt ein IFV zu einem Zuwachs der ADI von ca. 25%; dieser Befund wird getrieben durch Abkommen von Industriestaaten mit Schwellen- und Entwicklungsländern, unter anderem in Osteuropa; für Nord-Nord-IFV gibt es kaum Evidenz, da nur sehr wenige Nord-Nord-Abkommen existieren. Es gibt keine systematischen Hinweise darauf, dass nur Studien veröffentlicht würden, die statistisch signifikante, positive Effekte zeigen.

Investitionsschutz- und -förderverträge (IFV) sollen ausländische Direktinvestitionen (ADI) in Ländern fördern, die ohne diese Verträge nicht glaubwürdig signalisieren könnten, dass sie die Bedingungen für private Investitionen nach erfolgter Investition nicht zum Nachteil der Investoren abändern. Funktionieren IFV in dem Sinne, dass sie in der Tat zu mehr Auslandsdirektinvestitionen führen?

Wenn die Antwort auf diese empirische Frage negativ oder nicht eindeutig ausfällt, dann entfällt eine wichtige Begründung für die Existenz der vielen deutschen IFV und die Begründung für die Verhandlung neuer Verträge durch die EU mit Drittstaaten. Denn IFV bedeuten immer auch eine Beschränkung der Handlungsfreiheit des heimischen Gesetzgebers und sind dadurch mit politökonomischen Kosten verbunden.

Die theoretische ökonomische Literatur zu der Begründung von IFV und zu ihren Effekten steckt noch in den Kinderschuhen. Wichtige neuere Arbeiten stammen von Janeba (2016), Kohler und Stähler (2016) sowie Konrad (2017). Eine sehr umfassende Modellierung der Grundproblematik wurde von Horn und Tangeras (2017) vorgelegt.

* Ein herzlicher Dank für wertvolle Unterstützung bei der Erstellung der Datenbasis geht an Uriel Braham und Jost von Petersdorff-Campen.

PARALLELE VERVIELFACHUNG DES BESTANDS AN AUSLANDSDIREKTINVESTITIONEN UND DER ANZAHL DER IFV

Der weltweite Bestand von Auslandsdirektinvestitionen hat sich seit 1990 auf ca. 26 250 Mrd. US-Dollar im Jahr 2016 verzwölffacht. Der deutsche Bestand im Ausland hat sich von 304 Mrd. US-Dollar im Jahr 1990 auf 1 366 Mrd. US-Dollar mehr als vervierfacht, stagniert aber seit einigen Jahren. Auch die Investitionen von Schwellenländern im Ausland sind stark gestiegen. Der Bestand chinesischer Auslandsdirektinvestitionen hat sich seit 1990 um den Faktor 170 erhöht und liegt heute, inklusive Hongkong, bei ca. 2 809 Mrd. US-Dollar; ein Wert, der doppelt so hoch ist wie der deutsche.

Nach Zählung der UNCTAD hat sich die Anzahl der in Kraft befindlichen IFV seit 1990 auf 3 324 Abkommen mit Ende des Jahres 2016 verfünffacht. Wurden in den 1990er Jahren bis zu 200 neue IFV pro Jahr in Kraft gesetzt, so ist die Anzahl der Neuabschlüsse seit vielen Jahren rückläufig und beträgt gegenwärtig etwa 30 pro Jahr. Ungefähr 20% der 185 WTO-Mitglieder und Beobachter haben bilaterale IFV miteinander.

Auch die Anzahl der Streitfälle vor ISDS-Tribunalen ist in den letzten Jahren gestiegen. Für das Jahr 2016 sind 61 Streitfälle bekannt; seit 2011 schwankt diese Zahl um 60; davor war sie aber deutlich geringer. Aller-

dings ist die Anzahl der Streitfälle im Gleichlauf mit dem Volumen der ADI gewachsen, so dass die Zunahme eigentlich wenig überraschend ist.[1]

Die UNCTAD berichtet, dass es ganz überwiegend entwickelte Länder sind, die Streitfälle vor Gerichte bringen. Dies spiegelt die Struktur der globalen Investitionsbestände wider. Die USA dominieren mit 148 Fällen, gefolgt von den Niederlanden. Deutsche Kläger waren bisher 55-mal aktiv. Braml und Felbermayr (2016) berichten, dass in der Schweiz eine Klage auf ein Investitionsvolumen von 59 Mrd. US-Dollar kommt, in Deutschland auf ein Volumen von ca. 31 Mrd. US-Dollar, in den USA auf Investitionsvolumen von ungefähr 45 Mrd. US-Dollar. US-Unternehmen sind also nicht aggressiver als Investoren aus anderen Ländern. Braml und Felbermayr (2016) berichten, dass in 55% der Fälle, in denen es zu einem Schiedsspruch kam, der Staat Recht behielt, während in 45% der Fälle der klagende Investor gewann. In 95% der von Investoren gewonnenen Fälle wurde tatsächlich auch Schadensersatz gezahlt.

Dennoch gibt es massive Kritik an IFV im Allgemeinen und an Investor-Staat-Schiedsgerichten im Speziellen. Hier ist nicht der Ort, die Argumente der Kritiker zu würdigen; in der Regel beziehen sich diese aber auf die offensichtliche Tatsache, dass IFV zu einer Einschränkung der Handlungsoptionen von Regierungen führen. Aus ökonomischer Sicht ist dies genau ihr Ziel. Es ist aber ebenfalls klar, dass der Verzicht auf diskretionäre Politikmaßnahmen mit politökonomischen Kosten verbunden ist. Daher ist es von zentraler Bedeutung, genau zu wissen, ob IFV wirklich leisten, wozu sie eingesetzt werden, also die Investitionen ausländischer Unternehmen im Inland zu erhöhen.

DER EFFEKT VON IFV AUF ADI: EMPIRISCHE STRATEGIEN

Die empirische Schätzgleichung wird meistens mit dem sogenannten »Knowledge-Capital«-Modell von Markusen und Maskus (2002) oder mit dem Gravitationsmodell motiviert. Head und Ries (2008) sowie Bergstrand und Egger (2007) bieten theoretische Mikrofundierungen für den letzteren Ansatz. Dabei wird in der Regel der bilaterale (d.h. zwischen zwei Ländern A und B) ADI-Strom oder Bestand erklärt, wobei Sende- und Empfängerland bzw. länderpaarspezifische Variablen in Frage kommen.

Um die beiden zentralen Motive für ADI – vertikale Integration entlang der Wertschöpfungskette und horizontale Integration für eine verbesserte Nähe zu den Kunden – abbilden zu können, werden in den älteren Studien typischerweise vier Typen von Variablen eingesetzt: (1) Kennzahlen für Niveau und Wachstum von Markt- oder Ländergröße, (2) Ausstattung mit Arbeit verschiedenen Ausbildungsgrades sowie mit Kapital, (3) Variablen zur Messung der makroökonomischen Stabilität und (4) Maße für die Kosten von internationalem Handel und internationalen Investitionen. Diese Einflussfaktoren werden mit den Bruttoinlandsprodukten der Sende- und Empfängerländer, der jeweiligen Pro-Kopf-Einkommen und Wachstumsraten eingefangen. Dazu tritt häufig die Inflationsrate, ein Maß der Handelsoffenheit, Proxys für politische und institutionelle Stabilität, Indikatorvariablen für das Vorliegen von Doppelbesteuerungsabkommen oder von regionalen Handelsabkommen und viele andere Kovariaten.

AUSLÄNDISCHE DIREKTINVESTITIONEN: DATENQUELLEN UND DATENQUALITÄT

Die meisten Studien verwenden aggregierte bilaterale Daten zu Beständen oder Flüssen von ADI, die von der OECD oder der UNCTAD zur Verfügung gestellt werden.[2] Einige wenige Arbeiten beruhen auf Mikrodaten einzelner Staaten zu den Investitionen, und zu anderen Aktivitäten multinationaler Unternehmen im Ausland. Informationen zu den abgeschlossenen IFV kommen in der Regel ebenfalls von der UNCTAD, die in ihrem Investment Policy Hub eine Datenbank mit allen bekannten internationalen Investitionsschutzabkommen unterhält.[3] Ein Kernproblem ist hierbei, dass es kaum IFV zwischen entwickelten Ländern gibt,[4] so dass man über die Wirkung von Investitionsverträgen zwischen diesen Ländern auch keine abgesicherten statistischen Aussagen treffen kann.

Ein zentrales Problem ist hierbei die Datenqualität. Die bilateralen Investitionsstrom- oder -bestandsdaten sind mit erheblichen definitorischen Problemen behaftet. Die Abgrenzung von Direktinvestitionen und Portfolioinvestitionen erfolgt in der Statistik anhand einer Ad-hoc-Regel, gemäß der ein über einen Anteil von 10% hinausgehender Erwerb des Eigenkapitals eines ausländischen Unternehmens eine Direktinvestition, andere Investitionen in das Eigenkapital aber als Portfolioinvestitionen gelten. Diese Regel hat keine ökonomische Begründung, und sie ist vor allem auch nicht als Schranke für die Anwendbarkeit von IFV vorgesehen.

Außerdem sind Ströme und Bestände von ADI-Schwankungen unterworfen, die wenig mit den intendierten realwirtschaftlichen Effekten der ADI zu tun haben. So unterliegt etwa die Bewertung von börsennotierten Beteiligungen im Ausland neben Wechselkursschwankungen den Bewegungen des Aktienmarktes; wenn ein inländisches Unternehmen im Ausland erzielte Gewinne – vielleicht aus Gründen der Steuergestaltung – nicht repatriiert, dann erhöht dies den Wert der ausländischen Direktinvestition und taucht in der Statistik als Zahlungsstrom auf.

[1] Braml und Felbermayr (2016) zeigen, dass die Anzahl der Streitfälle seit 1987 ziemlich genau proportional mit dem Bestand der globalen Direktinvestitionen angewachsen ist.

[2] OECD International Direct Investment Statistics, UNCTAD Data Extract Service.

[3] Verfügbar unter: http://investmentpolicyhub.unctad.org/.

[4] Eine Ausnahme stellt die Energiecharta dar, die ein plurilaterales IFV zwischen 54 Staaten darstellt und auf dessen Grundlage das schwedische Unternehmen Vattenfall gegen die Bundesrepublik Deutschland bezüglich der Schließung von Kernkraftwerken klagt. Hier handelt es sich aber um ein sektorspezifisches Abkommen.

Nur sehr wenige Studien betrachten die Wirkung von IFV auf das realwirtschaftliche Verhalten von multinationalen Unternehmen im Ausland. Egger und Merlo (2012) verwenden Daten der deutschen Bundesbank und untersuchen die Wirkung von IFV auf Beschäftigung, Output und andere Variablen von Auslandstöchtern deutscher Unternehmen.

Auch die unabhängige Variable der Regressionsanalysen – typischerweise eine Indikatorvariable, die den Wert von 1 annimmt, wenn zwischen zwei Ländern ein IFV vorliegt, und sonst 0 ist – ist nur ein sehr krudes Maß für die Wirkung eines IFV. Im deutschen Fall gilt beispielsweise, dass Bundesgarantien für Investitionen nur dann gewährt werden, wenn ein deutscher IFV mit dem Zielland der Investitionen vorliegt. So ist in vielen Fällen unklar, ob die empirische Analyse den Effekt der staatlichen Garantie oder aber des IFV selbst misst.

Diese Messprobleme bedeuten, dass der statistische Nachweis eines positiven oder negativen Effektes von IFV auf Direktinvestitionsströme oder -bestände schwierig ist. Zwar verzerrt ein unsystematischer Messfehler in der abhängigen Variablen nicht den geschätzten Effekt, er führt aber zu einer Aufblähung der Standardfehler und erschwert damit die statistische Inferenz. Ein Messfehler in der unabhängigen Variablen führt zu einer Verzerrung des Koeffizienten gegen null, selbst dann, wenn der Fehler unsystematisch ist.

SCHÄTZPROBLEME

Offensichtlich ist zu erwarten, dass IFV nicht zwischen zufälligen Partnern und zu zufälligen Zeitpunkten abgeschlossen werden. So ist etwa vorstellbar, dass nicht der Abschluss von IFV zu neuen Investitionsströmen führt, sondern die Aktivität multinationaler Konzerne erst zum Abschluss von IFV führt. Die Kausalität läuft dann in die umgekehrter Richtung. Genauso gut ist es möglich, dass unbeobachtbare Faktoren – zum Beispiel die politische Affinität zwischen zwei Ländern – gleichzeitig das Vorliegen eines IFV und hohe Investitionsströme begünstigen. Dies bedeutet, dass Schätzungen mit der Kleinstquadratmethode zu verzerrten Ergebnissen führen. Der Tendenz nach bedeutet dies, dass ein positiver Koeffizient geschätzt wird, obwohl der wahre kausale Effekt des IFV null ist. Es gibt aber die schon besprochene Verzerrung durch Messfehler, die den geschätzten Koeffizienten gegen null verzerrt, auch wenn der wahre Effekt von null verschieden ist.

Die neuere Literatur verwendet modernere empirische Methoden (Panelschätzer, Instrumentenvariablenschätzer, Propensity Score Matching und dergleichen), um der Gefahr solcher Verzerrungen zu entgegnen. Die am häufigsten beobachtbare Strategie besteht darin, die ökonometrische Schätzgleichung mit möglichst vielen Kontrollvariablen anzureichern. Dies wird am besten mit fixen Effekten bewerkstelligt, die alle sender- und empfängerspezifischen über die Zeit variierenden Einflussfaktoren sowie zeitinvariante paarspezifische Determinanten kontrollieren. Diese Strategie wird in der methodisch verwandten Schätzung der Effekte von Freihandelsabkommen auf Handelsströme sehr oft angewandt (vgl. Bergstrand und Baier 2007; Head und Mayer 2014). Dort, wie auch in unserem Fall, gilt, dass glaubwürdige Instrumentenvariablen bisher nicht entdeckt wurden und die Gefahr, durch schwache Instrumente die Probleme zu vergrößern, erheblich ist. Gleichwohl verbleiben Zweifel, ob die Literatur wirklich unverzerrte kausale Effekte schätzt.

METHODIK DER METASTUDIE

In diesem Aufsatz extrahieren wir eine große Anzahl von vergleichbaren Semielastizitäten aus einer umfassenden Sammlung verfügbarer empirischer Studien, die den Effekt von IFV auf ADI messen. Tabelle 2 bietet einen Überblick. Die Semielastizitäten sind die geschätzten Koeffizienten der Indikatorvariable (0,1), die das Vorliegen eines IFV misst, auf den logarithmierten Bestand oder Fluss an ADI. Studien, die die abhängige Variable nicht logarithmieren, sind in unserer Metastudie nicht enthalten.

Wir konzentrieren uns auf Arbeiten, die das oben besprochene dyadische Design aufweisen. Das bedeutet, dass empirische Studien, die als abhängige Variable den aggregierten Bestand an ADI (unabhängig von ihrer Herkunft) in einem Land verwenden, in unserer Metastudie nicht enthalten sind. Diese Studien sind ökonometrisch problematisch, weil sie weniger Möglichkeiten für die Kontrolle anderer Determinanten von ADI bieten, und ihre Ergebnisse sind auch nicht mit jenen aus einem bilateralen Ansatz vergleichbar. In der Regel finden diese Studien einen positiven Effekt von ADI; dieser Befund ist aber ökonometrisch wohl nicht belastbar.

Insgesamt werden 32 Studien betrachtet. Daraus werden jene Ergebnisse verwendet, die von den Autoren als zentral bezeichnet werden; die Ergebnisse von Sensitivitäts- und Robustheitsanalysen gehen nicht in unseren Datensatz ein. Dies führt zu einer Gesamtheit von 137 Schätzkoeffizienten, die in der Folge näher charakterisiert werden.

Wir betrachten nur die Effekte ratifizierter (d.h. tatsächlich in Kraft befindlicher) IFV. In der Literatur wird häufig gemutmaßt, dass es positive Vorzieheffekte gibt, die bereits eintreten, wenn ein IFV unterschrieben ist. Allerdings sind die geschätzten Effekte in der Regel nicht statistisch signifikant, und der Vorzieheffekt führt nicht zu einer weiteren Erhöhung der investitionsschaffenden Effekte von IFV.

Die Datenbank enthält alle bekannten Arbeiten, die als abhängige Variable den logarithmierten Fluss oder Bestand an ADI haben, und als zentrale unabhängige Variable eine Indikator (0,1) für das Vorliegen eines IFV.

Tab. 1

Empirische Forschungspapiere zu den Effekten von IFV auf Auslandsdirektinvestitionen

	Autor(en)	Titel	Datum	Quellenangabe
1	E. Aisbett	»Bilateral Investment Treaties and Foreign Direct Investment: Correlation vs Causation«	2009	K.P. Sauvant, L. Sachs (Hrsg.), *The Effect of Treaties on Foreign Direct Investment: Bilateral Investment Treaties, Double Taxation Treaties, and Investment Flows*, Oxford University Press, Oxford, 395–435
2	E. Aisbett, M. Busse, P. Nunnenkamp	»Bilateral investment treaties as deterrents of host-country discretion: the impact of investor-state disputes on foreign direct investment in developing countries«	2017	*Review of World Economics,* forthcoming, 1–37
3	T. Allee, C. Peinhard	»Contingent Credibility: The Impact of Investment Treaty Violations on Foreign Direct Investment«	2011	*International Organization* 65(3), 1–26
4	R. Banga	»Do Investment Agreements Matter? «	2006	*Journal of Economic Integration* 21(1), 40–63
5	F. Barthel, M. Busse, E. Neumayer	»The Impact of Double Taxation Treaties on Foreign Direct Investment: Evidence From large Dyadic Panel Data«	2008	*Contemporary Economic Policy* 28(3), 366–377
6	A. Berger, M. Busse, P. Nunnenkamp, M. Roy	»More stringent BITs, less ambiguous effects on FDI? Not a bit!«	2011	*Economics Letters* 112(3), 270–272
7	A. Berger,M. Busse, P. Nunnenkamp, M. Roy	»Do trade and investment agreements lead to more FDI? Accounting for key provisions inside the black box«	2013	*International Economics and Economic Policy* 10(2), 247–275
8	M. Busse, J. Königer, P. Nunnenkamp	»FDI promotion through bilateral investment treaties: more than a bit?«	2010	*Review of World Economics* 146(1), 147–177
9	T. Büthe, H. v. Milner	»Foreign Direct Investment and Institutional Quality in Trade Agreements«	2014	*World Politics* 66(1), 88–122
10	T. Büthe, H. v. Milner	»The Politics of Foreign Direct Investment into Developing Countries: Increasing FDI through International Trade Agreements?«	2008	*American Journal of Political Science* 52(4), 741–762
11	L. Colen, D. Persyna, A. Guariso	»Bilateral Investment Treaties and FDI: Does the Sector Matter?«	2016	*World Development* 83, 193–206
12	R. Desbordes, V. Vicard	»Foreign Direct Investment and Bilateral Investment Treaties: An international political perspective«	2009	*Journal of Comparative Economics* 37(3), 372–386
13	P. Egger, V. Merlo	»The Impact of Bilateral Investment Treaties in FDI Dynamics«	2007	*The World Economy* 30(10), 1536–1549
14	P. Egger, V. Merlo	»BITs Bite: An Anatomy of the Impact of Bilateral Investment Treaties on Multinational Firms«	2012	*Scandinavian Journal of Economics* 114(4), 1240–1266
15	P. Egger, M. Pfaffermayr	»The impact of bilateral investment treaties on foreign direct investment«	2004	*Journal of Comparative Economics* 32(4), 788–804
16	R. Falvey, N. Foster-McGregor	»Heterogeneous effects of bilateral investment treaties«	2017	*Review of World Economics*, forthcoming
17	R. Falvey, N. Foster-McGregor	»North-South foreign direct investment and bilateral investment treaties«	2017	*The World Economy*, forthcoming
18	S.S. Guerin	»Do the European Union's bilateral investment treaties matter? The way forward after Lisbon«	2010	CEPS Working Document No. 333/July 2010
19	M. Hallward-Driemeier	»Do Bilateral Investment Treaties Attract FDI? Only a bit … and they could bite«	2003	World Bank – Policy Research Working Papers
20	A. Kerner	»Why Should I Believe You? The Costs and Consequences of Bilateral Investment Treaties«	2009	*International Studies Quarterly* 53, 73–102
21	A. Kerner, J. Lawrence	»What's the risk? Bilateral Investment Treaties, Political Risk and Fixed Capital Accumulation«	2012	*British Journal of Political Science* 44, 107–122
22	A. Lejour, M. Safi	»The Regional Impact of Bilateral Investment Treaties on Foreign Direct Investment«	2015	CBP Discussion Paper No. 289
23	M. Lesher, S. Miroudot	»Analysis of the economic impact of investment provisions in regional trade agreements«	2006	OECD Trade Policy Working Paper No. 36
24	E. Neumayer, L. Spess	»Do Bilateral Investment Treaties Increase Foreign Direct Investment to Developing Countries?«	2005	*World Development* 33(10), 1567–1585

	Autor(en)	Titel	Datum	Quellenangabe
25	C. H. Oh, m. Fratianni	»Do Additional Bilateral Investment Treaties Boost Foreign Direct Investments?«	2010	Indianan University, Kelly School of Business, Department of Business Economics and Public Policy, Working Paper
26	J. Paniagua, E. Figueiredo, J. Spena	»Quantile regression for FDI gravity equations«	2015	*Journal for Business Research* 86(7), 1512–1518
27	T. Siegmann	»The Impact of Bilateral Investment Treaties and Double Taxation Treaties on Foreign Direct Investment«	2008	University of St. Gallen Law School, Law and Econmics Reseach Paper Series, Working Paper N0. 2008-22 (Master Thesis)
28	G. Sirr, J. Garvey, L.A. Gallagher	»Bilateral Investment Treaties and Foreign Direct Investment: Evidence of Asymmetric Effects on Vertical and Horizontal Investments«	2017	*Development Policy Review* 35(1), 93–113
29	J. Tobin, S. Rose-Ackerman	»Foreign Direct Investment and the Business Environment in Developing Countries: the Impact of Bilateral Investment Treaties«	2005	Yale Law & Economics Research Paper No. 293
30	J. Tobin, S. Rose-Ackermann	»When BITs have some bite: The political-economic environment for bilateral investment treaties«	2011	*Review of International Organizations* 6(1), 1–32

Quelle: Zusammenstellung des ifo Instituts.

ERGEBNISSE DER METASTUDIE

Tabelle 2 bietet einen Überblick über unsere Datenbank. Der obere Teil berichtet die von den diversen Autoren geschätzten Semielastizitäten; der untere Teil übersetzt diese in durch die IFV ausgelöste prozentuelle Zuwächse in der ADI Variablen.

Über alle 137 Schätzkoeffizienten hinweg, finden wir einen durchschnittlichen Effekt von 0,228; dies entspricht einem durchschnittlichen Anstieg der ADI von circa 26%. Der Mittelwert und der Median der Verteilung der Schätzkoeffizienten liegen sehr nahe zusammen; die durchschnittliche Standardabweichung der Koeffizienten beträgt 0,14; das heißt, im Durchschnitt sind die Effekte relativ ungenau geschätzt. Es gibt nur zwei leicht negative Koeffizienten in unserem Datensatz, die aber auch nicht statistisch signifikant von null zu unterscheiden sind. Ebenso gibt es einige stark positive Koeffizienten in unserem Datensatz, die aber durchaus statistisch signifikant sind.

Tabelle 2 vergleicht eine Reihe von Untergruppen von Studien miteinander. Zum Beispiel zeigt sie, dass die geschätzten Semielastizitäten nur unwesentlich davon abhängen, ob die abhängige Variable eine Bestandsgröße oder eine Flussgröße ist. Es scheint so zu sein, dass die geschätzten Koeffizienten stärker streuen, wenn Ströme an Stelle von Beständen betrachtet werden. Außerdem gibt es im letzteren Fall gar keine Studien, die negative Effekte geschätzt hätten.

Tab. 2

Zusammenfassende Statistiken

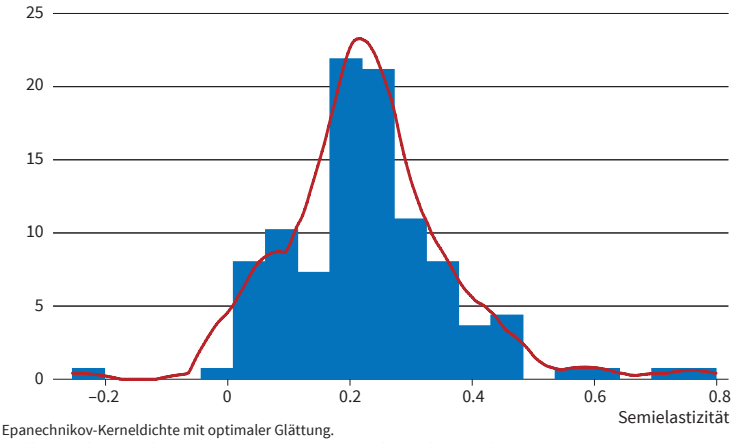
	Anzahl der Schätzer	Mittelwert	Median	Std. Abw.	Min	Max
Semielastizitäten						
Alle Arbeiten	137	0,228	0,221	0,140	– 0,254	0,799
ADI-Ströme	97	0,235	0,230	0,157	– 0,2542	0,799
ADI-Bestände	40	0,212	0,207	0,087	0,07308	0,457
Veröffentlicht	92	0,193	0,204	0,117	– 0,254	0,457
Statistisch signifikant am 10% Niveau	121	0,244	0,229	0,133	0,014	0,799
Neuere, veröffentlichte Arbeiten (ab 2010)	51	0,193	0,200	0,122	– 0,038	0,443
Nord-Süd-IFV	99	0,239	0,231	0,152	– 0,254	0,799
Nord-Nord-IFV	6	0,136	0,092	0,114	0,073	0,368
Gemischte IFV	32	0,212	0,211	0,091	– 0,038	0,457
Endogenität berücksichtigt	30	0,207	0,228	0,145	0,014	0,457
Partielle Effekte auf die ADI						
Alle Arbeiten	137	26%	25%	15%	– 22%	122%
ADI-Ströme	97	26%	26%	17%	– 22%	122%
ADI-Bestände	40	24%	23%	9%	8%	58%
Veröffentlicht	92	21%	23%	12%	– 22%	58%
Statistisch signifikant am 10%-Niveau	121	28%	26%	14%	1%	122%
Neuere, veröffentlichte Arbeiten (ab 2010)	51	21%	22%	13%	– 4%	56%
Nord-Süd-IFV	99	27%	26%	16%	– 22%	122%
Nord-Nord-IFV	6	15%	10%	12%	8%	44%
Gemischte IFV	32	24%	23%	10%	– 4%	58%
Endogenität berücksichtigt	30	23%	26%	16%	1%	58%

* In international referierten Fachzeitschriften veröffentlicht. Die partiellen Effekte wurden mittels der Transformation $(exp(b) - 1)100\%$ ermittelt.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 1

Verteilung der in der Literatur geschätzten Parameter



Epanechnikov-Kerneldichte mit optimaler Glättung.
Quelle: Berechnungen des ifo Instituts auf Basis von 32 Studien und 137 geschätzten Koeffizienten. © ifo Institut

Die einzige Unterscheidung, die wirklich maßgebliche Unterschiede zu Tage treten lässt, ist jene, zwischen Nord-Süd- und Nord-Nord Verträgen, wobei letztere deutlich weniger investitionsschaffende Effekte aufweisen.

Abbildung 1 zeigt die Dichtefunktion der Verteilung der geschätzten Parameter. Diese ist sehr symmetrisch und folgt fast einer Normalverteilung. Fast 60% der in der Literatur geschätzten Werte bewegt sich im Intervall zwischen 0,1 und 0,3.

Abbildung 2 betrachtet Unterschiede zwischen den einzelnen Studien; hierbei werden methodische und Stichprobenunterschiede thematisiert. Das Bild rechts oben zeigt, dass der Modus der Verteilung der statistisch am 10%-Niveau signifikanten Koeffizienten typischerweise größer ist als jener der nicht signifikanten. Dies und die analoge Information über die Mittelwerte in Tabelle 2 ist wenig überraschend. Allerdings haben beide Verteilungen ihren Modus deutlich im positiven Bereich, und sie streuen nur relativ schwach in den negativen Bereich hinein.

Das zweite Bild in der oberen Reihe vergleicht Studien, die für die Endogenität von IFV kontrollieren, mit solchen, die das nicht tun. Zwar haben beide Verteilungen der geschätzten Koeffizienten ungefähr denselben Mittelwert, aber die Berücksichtigung der Endogenität führt zu einer zweigipfligen Verteilung, die stärker streut. Offenbar gibt es unter den Studien, die explizit für Endogenität kontrollieren, zwei Gruppen: eine, die im Durchschnitt Schätzkoeffizienten von ca. 0,25 ausweist, und eine andere, deren Verteilungsmasse deutlich näher bei null liegt. Gleichwohl zeigt die Verteilungsanalyse, dass der Befund in Tabelle 1 stabil ist: Die Berücksichtigung der Endogenität führt mitnichten zu geringeren Schätzkoeffizienten, die Streuung scheint aber geringfügig höher zu sein.

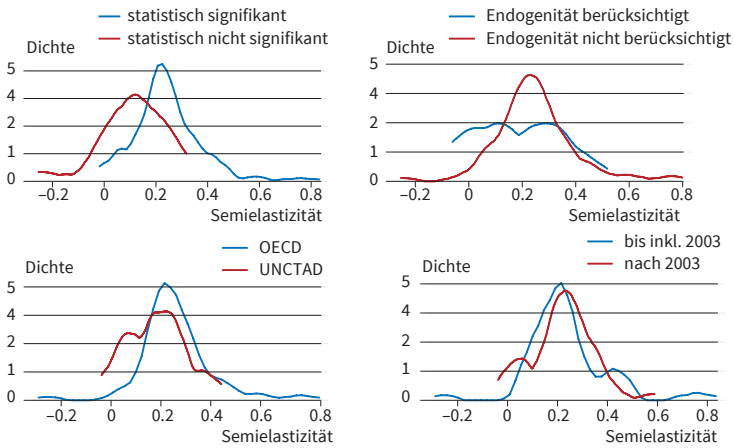
Die untere Reihe in der Abbildung 2 betrachtet verschiedene Subpopulationen unseres Datensatzes. Die linke Graphik unterscheidet hinsichtlich der Quelle für die abhängige Variable. Die Daten der OECD führen zu einer Verteilung, die jener der Gesamtpopulation sehr ähnlich ist; die Daten der UNCTAD scheinen hingegen mit höheren Unsicherheiten verbunden zu sein. Hier ist allerdings zu bemerken, dass Studien, die die OECD-Daten nutzen, fast immer entwickelte Sendeländer (OECD-Mitglieder) betrachten und mithin Nord-Süd- und Nord-Nord-Beziehungen analysieren, während Studien, die die UNCTAD-Daten heranziehen, auch arme Länder als potenzielle Sendeländer beinhalten.

Die Graphik rechts unten vergleicht Studien, die auf neuere Daten zurückgreifen, mit solchen, die ältere Daten verwenden. Auch hier zeigt sich, dass es keine wesentlichen Unterschiede zwischen den beiden Gruppen gibt. Es stimmt also nicht, dass neuere Forschung zu pessimistischeren Ergebnissen kommt als ältere.

MULTIVARIATE ANALYSE DER SCHÄTZERGEBNISSE

Abb. 2

Verteilung der geschätzten Semielastizitäten: Methoden und Stichproben



Quelle: Berechnungen des ifo Instituts auf Basis von 32 Studien und 137 geschätzten Koeffizienten. © ifo Institut

Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse simpler linearer Regressionen. Spalten (1) und (2) erklären die geschätzten Semielastizitäten, Spalten (3) und (4) widmen sich der Frage, ob die Schätzer statistisch signifikant (am 10%-Niveau) sind. Gerade Spaltennummern enthalten eine vollständige Liste von Dummy-Variablen für alle 32 verwendeten Studien. In diesen Spezifikationen erfolgt die Identifikation also durch unterschiedliche Modellvarianten innerhalb derselben Studie.

Das wichtigste Ergebnis aus Tabelle 3 ist, dass IFV mit Entwick-

Tab. 3

Multivariate Analyse der Schätzergebnisse

	Semielastizität		Signifikanz (0,1)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
IFV mit "Süd"-Land	0,092	0,238	– 0,149	– 0,286
	(2,30)*	(3,24)**	(1,62)	(2,16)*
Veröffentlicht	– 0,098		0,060	
	(2,82)*		(0,65)	
Endogenität berücksichtigt	0,000	0,089	0,015	0,015
	(0,01)	(3,42)**	(0,19)	(0,39)
Neue Daten	– 0,050		0,044	
	(1,78)		(0,53)	
OECD-Daten	– 0,001		0,033	
	(0,03)		(0,37)	
Konstante	0,234		0,940	
	(6,72)**		(10,10)**	
Studienspezifische fixe Effekte	NEIN	JA	NEIN	JA
R2	0,16	0,52	0,01	0,51

t-Werte (berichtigt um Clustering in Studien) in Klammern. * und ** bedeuten statistische Signifikanz am 10% bzw. am 5%-Niveau.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

lungs- und Schwellenländern (dazu gehören auch osteuropäische Länder vor ihrem EU-Beitritt) deutlich höhere Semielastizitäten aufweisen als andere IFV. Der in Spalte (1) ausgewiesene Koeffizient von 0.092 bedeutet, dass IFV im Nord-Süd-Kontext (es gibt keine Süd-Süd-IFV in unserer Datenbank) zusätzliche Investitionsströme oder –bestände von ca. 10% generieren. Außerdem sind die geschätzten Koeffizienten mit einer erheblich höheren Wahrscheinlichkeit statistisch signifikant. Diese Effekte sind noch deutlicher, wenn Dummy-Variablen für die einzelnen Studien eingesetzt werden.

Ansonsten gibt es zu berichten, dass veröffentlichte Studien im Durchschnitt zwar niedrigere Koeffizienten berichten, die Wahrscheinlichkeit signifikanter Ergebnisse aber nicht höher ausfällt. Die Berücksichtigung der Endogenität – über welche Methoden auch immer – führt im Durchschnitt hingegen eher zu höheren Schätzergebnissen. Ob neuere oder eher ältere Daten verwendet werden oder ob diese aus Quellen der OECD oder der UNCTAD stammen, macht – gegeben die Einflüsse der anderen in der Regression enthaltenen Variablen – aber offenbar keinen Unterschied.

SCHLUSSBEMERKUNGEN

Die Metaanalyse von 137 geschätzten Koeffizienten zeigt sehr deutlich, dass von einem positiven Effekt von IFV auf ADI auszugehen ist. Dieser Befund hängt vor allem von Nord-Süd-IFV ab; aber auch in anderen Fällen sind kleinere positive Effekte feststellbar. Es gibt keine systematischen Hinweise darauf, dass nur Studien veröffentlicht würden, die statistisch signifikante, positive Effekte zeigen.

Neben den Studien, die in die Metaanalyse eingegangen sind, existieren weitere Arbeiten, die nicht einfach mit dem Gros der Literatur vergleichbar sind. Hier sind zum Beispiel dynamische Modelle zu nennen. Egger und Merlo (2007) schlagen die Verwendung von dynamischen Paneldatenmodellen vor, um die langsame Anpassung von Investitionsströmen nach der Ratifikation von IFV aufzufangen. Die Autoren zeigen, dass statische Modelle zu verzerrten Ergebnissen wegen Spezifikationsfehlern führen und dass diese den geschätzten Effekt von IFV auf ADI nach oben verzerren können.

Hier seien noch zwei weitere interessante Arbeiten erwähnt, die nicht in die Metastudie eingegangen sind. Colen et al. (2016) interagieren IFV-Indikatoren mit sektoralen Maßen für die Versunkenheit von fixen Kosten. Aisbett et al. (2017) interagieren den IFV-Indikator mit einer weiteren Dummy-Variablen, die angibt, ob das Empfängerland vor der Unterschrift des IFV in einem Rechtsstreit involviert war. Wenn dies der Fall war, verschwindet der positive Effekt.

Schließlich sei noch kurz auf eine weitere empirische Frage im Zusammenhang mit IFV eingegangen, die bisher noch kaum systematisch untersucht wurde. Kritiker vermuten, dass die Existenz von IFV und die daraus resultierenden Klagerechte für Investoren zu *regulatory chill*, d.h. zu einem präventiven Verzicht auf Regulierung aus Angst, verklagt zu werden, führen. Das Problem ist auch hier, dass kontrafaktische Situationen nicht verfügbar oder nur schwer zu konstruieren sind, aber es gibt anekdotische Evidenz. Bonnitcha (2014) diskutiert Beispiele, in denen Regierungen vor Beschlüssen zu regulatorischen Maßnahmen genaue Informationen zu möglichen Klagen einholen oder Maßnahmen implementieren, obwohl Investoren mit Klagen drohen.

Etwas systematischere empirische Evidenz gibt es zur Frage, ob Handelsliberalisierung allgemein oder speziell Handelsabkommen zu einem Abbau von sozial-, umwelt- oder arbeitsrechtlichen Standards führt. Auch befindet sich die empirische Forschung in einem sehr frühen Stadium, und methodische Probleme erschweren die statistische Inferenz. Häberli und Jansen (2012) untersuchen, wie sich Freihandelsabkommen (die Investitionsklauseln enthalten können, aber dies oft nicht tun) auf Arbeitsstandards wirken. Die Autoren finden, dass zwischen entwickelten Ländern Chilling-Effekte festzustellen sind, für Entwicklungs- und Schwellenländern hingegen nicht. Eine ähnliche Untersuchung, die die Effekte von Investitionsschutzabkommen untersucht, existiert nicht. Die hierbei zu bewältigenden Probleme bei der Identifikation kausaler Effekte von IFV auf regulatorische Standards sind wegen der schwierigen Messung der abhängigen Variable allerdings noch erheblich größer als bei der Schätzung der Effekte auf Investitionsströme.

LITERATUR

Aisbett, E., M. Busse und P. Nunnenkamp (2016), »Bilateral investment treaties as deterrents of host country discretion: The impact of investor-state disputes on foreign direct investment in developing countries«, *Review of World Economics,* im Erscheinen.

Baier, S. und J. Bergstrand (2007), »Do free trade agreements actually increase members' international trade?« *Journal of International Economics* 71(1), 72–95.

Bergstrand, J. und P. Egger (2007), A knowledge-and-physical-capital model of international trade flows, foreign direct investment, and multinational enterprises, *Journal of International Economics* 73(2), 278–308.

Bonnitcha, J. (2014), *Substantive Protection under Investment Treaties: A Legal and Economic Analysis,* Cambridge University Press, Cambridge.

Braml, M. und G. Felbermayr (2016), »Bilateraler Investitionsschutz: Die Fakten«, *ifo Schnelldienst* 69(23), 23–28.

Colen, L., D. Persyn und A. Guariso (2016), »Bilateral Investment Treaties and FDI: Does the Sector Matter?«, *World Development* 83, 93–206.

Egger, P. und V. Merlo (2012), »BITs Bite: An Anatomy of the Impact of Bilateral Investment Treaties on Multinational Firms«, *Scandinavian Journal of Economics* 114(4), 1240–1266.

Häberli, C., M. Jansen und J.-A. Monteiro (2012), »Regional Trade Agreements and Domestic Labour Market Regulation«, in: D. Lippoldt (Hrsg.), *Policy Priorities for International Trade and Jobs,* OECD, Paris.

Head, K., und T. Mayer (2014),»Gravity Equations: Workhorse,Toolkit, and Cookbook«, in: G. Gopinath, E. Helpman und K. Rogoff (Hrsg.), *Handbook of International Economics*, Vol. 4, Elsevier, Amsterdam, 131–195.

Head, K. und J. Ries (2008), »FDI as an outcome of the market for corporate control: Theory and evidence«, *Journal of International Economics* 74(1), 2–20.

Horn, H. und T. Tangeras (2017), »Economics and Politics of International Investment Agreements«. RSCAS Working Paper 2017/19.

Janeba, E. (2016), »Regulatory Chill and the Effects of Investor State Dispute Settlements«, mimeo, Universität Mannheim.

Konrad, K. (2017), »Large investors, regulatory taking and investor-state dispute settlement«, *European Economic Review,* im Erscheinen.

Markusen, J.R. und K.E. Maskus (2002), »Discriminating Among Alternative Theories of the Multinational Enterprise«, *Review of International Economics* 10(4), 694–707.

Stähler, F. (2017), »An optimal investors state dispute settlement mechanism«, mimeo, Universität Tübingen.