

## 4 Panelanalyse

In den Kapiteln 1–3 wurde die Entwicklung des Exports unternehmensbezogener Dienstleistungen i. w. S. deskriptiv beschrieben und dabei auf vorhandene, potenziell erklärende Unternehmensmerkmale Bezug genommen. Das betraf (1) die Wirtschaftsbranche (ÖNACE 2008), in der die exportierenden Unternehmen tätig sind, (2) deren Unternehmensgröße (durchschnittliche Anzahl an Beschäftigten pro Jahr), (3) die Kontrollbeziehungen aus dem Ausland (inländische vs. ausländische Kontrolle in Abhängigkeit von einem zumindest 50%-igen Anteil am Grundkapital), (4) die Beteiligungsverhältnisse mit dem Ausland (aktive Direktinvestitionen im Ausland) sowie (5) deren Teilnahme am Außenhandel mit Waren. Erweitert werden können die Variablen um den Jahresumsatz der Unternehmen auf Basis der LSE. Zum Abschluss der Untersuchung soll der erklärende Einfluss der dargestellten Variablen auf den Dienstleistungsexport anhand einer linearen Regressionsanalyse untersucht werden. Dazu wurde ein *Panel* – auch *Longitudinal- oder Querschnitts-Zeitreihenanalyse* – aller im Beobachtungszeitraum 2011 bis 2019 Dienstleistungsexporte meldenden Unternehmen erstellt, sodass Informationen zu den genannten Variablen in allen Beobachtungsjahren vorliegen (*balanced panel*). Unternehmen, die im Beobachtungszeitraum keinen unternehmensbezogenen Dienstleistungsverkehr i. w. S. gemeldet haben, sind von der Untersuchung ebenso ausgeschlossen wie Unternehmen, die keine Firmenbuchnummer haben, über die Informationen in den Primärdatenquellen verknüpft werden können. Aufgrund der extremen Schiefe der Verteilung der kardinal bzw. metrisch skalierten erklärenden und zu erklärenden Variablen wurden diese logarithmiert (Dienstleistungsexport, Beschäftigte, Warenexport). Die erklärenden Variablen Branchenzugehörigkeit<sup>1</sup>, ausländische Kontrolle und aktive Direktinvestitionen wurden mittels dichotomer Dummy-Variablen (1/0 bzw. Ja/Nein) abgebildet. Das vorliegende Datenset setzt sich aus 80.955 Beobachtungen zu neun Variablen zusammen. Die Variable „Firmenbuchnummer“ hat 8.995 Ausprägungen. Die Variable „Jahr“ hat neun Ausprägungen. Es wird analysiert, ob es Effekte der Unternehmensgröße, der wirtschaftlichen Tätigkeit, des Außenhandels mit Waren und der internationalen Unternehmensverflechtung auf den Export unternehmensbezogener Dienstleistungen i. w. S. gibt und wie stark diese Effekte sind.

Die Paneldaten lassen sich wie folgt darstellen

$$(X_{it}, Y_{it}), i = 1, \dots, n \text{ und } t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

wobei sich der Index  $i$  auf die untersuchten Einheiten bezieht und  $t$  auf die Zeitperiode, also das Jahr. Es gibt Beobachtungen zu  $n$  Einheiten in  $T \geq 2$  Zeitperioden.<sup>2</sup>

Bevor die Ergebnisse der Regression dargestellt werden, soll der Exportstatus beobachtet werden: *Bei wie vielen Unternehmen ist der Export auf Dauer angelegt*, sodass in allen Jahren ein Export unternehmensbezogener Dienstleistungen i. w. S. festgestellt werden kann? Das ist bei rund 20 % der Unternehmen im Panel der Fall,

<sup>1</sup> Es wird zwischen Dienstleistern als privatwirtschaftliche Erbringer wirtschaftlicher Dienstleistungen und anderen Einheiten unterschieden. Zu den Dienstleistern wurden Unternehmen der Branchen G (Handel), H (Verkehr und Lagerei), I (Beherbergung und Gastronomie), J (Information und Kommunikation), K (Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen), L (Grundstücks- und Wohnungswesen), M (Erbringung von freiberuflichen, wissenschaftlichen und technischen Dienstleistungen) und N (Erbringung von sonstigen wirtschaftlichen Dienstleistungen) gezählt.

<sup>2</sup> Die Untersuchung folgt den Methoden beschrieben in Hanck et al. (2021).

was eine sehr geringe Exportkontinuität bedeutet: Weniger als ein Viertel der Unternehmen haben im gesamten Beobachtungszeitraum zwischen 2011 und 2019 durchgängig unternehmensbezogene Dienstleistungen i. w. S. exportiert. Die realwirtschaftliche Bedeutung von zeitlich begrenzten Projektaufträgen als auch die statistische Methode einer Konzentrationsstichprobe – die Unternehmen können unter die Meldeschwelle fallen – könnten dafür erklärend sein. Als Indikator für den Exportstatus kann deshalb auch herangezogen werden, wie viele Unternehmen im Durchschnitt auch im Folgejahr exportieren, d. h. in  $T$  und  $T+1$ . Damit steigt der Exportstatus auf rund 41 % aller Unternehmen im Panel. Die Eintrittsdynamik in den Export (ein Unternehmen war in  $T-1$  noch nicht Exporteur) ist dabei etwas höher (48 %) als die Austrittsdynamik (ein Unternehmen war in  $T+1$  nicht mehr Exporteur; 41 %). Einen statistischen Ausreißer stellt das Jahr 2013 dar, in dem es zu einer großen methodologischen Umstellung in der Unternehmensbefragung gekommen ist, dem Umstieg auf das sechste Zahlungsbilanzhandbuch des IWF, und einer methodischen Anpassung, nämlich der Nutzung von Informationen aus dem VIES für die Feststellung des Respondentenkreises sowohl bei den Exporten als auch bei Importen. Lässt man dieses Berichtsjahr außer Acht, gleichen sich Eintritts- und Austrittsdynamik aus dem Sample an.

Am Beginn der Regressionsanalyse zur Ableitung der bestimmenden Faktoren des Exports unternehmensbezogener Dienstleistungen i. w. S. auf Basis der Paneldaten wird ein einfaches lineares Regressionsmodell angewendet

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + u_i, \quad i = 1, \dots, n, \quad (2)$$

wobei  $Y_i$  die abhängige Variable darstellt (Regressant) und  $X_i$  die unabhängige Variable (Regressor).  $u_i$  ist der Fehlerterm. Dafür wurde das Panel in zwei Untergruppen geteilt, jeweils für die Perioden 2011 und 2019. Getestet wird der Zusammenhang zwischen Dienstleistungsexport und Warenexport, jeweils für den Beginn und das Ende des Beobachtungszeitraums. Im Ergebnis lauten die geschätzten Regressionsfunktionen

$$\begin{aligned} \text{Dienstleistungsexport} &= 4,70 + 0,39 \times \text{Warenausfuhr (Daten aus 2011)}, \\ &\quad (0,08) \quad (0,01) \\ \text{Dienstleistungsexport} &= 5,22 + 0,42 \times \text{Warenausfuhr (Daten aus 2019)}. \end{aligned} \quad (3)$$

Es ist ein positiver Zusammenhang zwischen den beiden Variablen zu erkennen, der zwischen den beiden Beobachtungszeiträumen zunimmt (Koeffizient steigt von 0,39 auf 0,42): Eine Erhöhung der Warenausfuhr um 10 % steigert den Dienstleistungsexport 2019 um 4,2 %. F-Statistik und p-Wert weisen einen signifikanten Wert aus ( $<0,05$ ). Das  $R^2$  nimmt zwar von 2011 auf 2019 zu, bleibt aber als Indikator für den Anteil der erklärten Varianz an der Gesamtvarianz der Dienstleistungsexporte niedrig (0,15).

Wie sieht das für die ausländische Kontrolle der exportierenden Unternehmen aus? Hier ergibt die lineare Regression für die beiden Beobachtungszeiträume die geschätzten Regressionsfunktionen



leistungsexport um 3,7 %; eine Zunahme der ausländischen Kontrolle auf exportierende Firmen in Österreich um 10 % steigert den Dienstleistungsexport um 71 %. Das erscheint außergewöhnlich hoch, selbst wenn die deskriptive Analyse eine große Bedeutung der Auslandsverflechtung für den Export unternehmensbezogener Dienstleistungen gezeigt hat.

Damit geht die Untersuchung über zur Schätzung einer multiplen Regression unter Einbeziehung der übrigen unabhängigen Variablen – Wirtschaftsbranche, Beschäftigtenzahl, Umsatz, Direktinvestitionen im Ausland. Die Regressionsgleichung lautet

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i, i = 1, \dots, n. \quad (8)$$

Geschätzt wird der Effekt auf  $Y_i$  durch Veränderung des Regressors  $X_{1i}$ , wobei sich die übrigen Regressoren  $X_{2i}$ ,  $X_{3i}$ , ...,  $X_{ki}$  nicht verändern. Der Fehlerterm  $u_i$  erfasst störende Einflüsse auf die abhängige Variable, die nicht als erklärende Variable beobachtet werden können. Die geschätzten Regressionsfunktionen für die beiden Beobachtungszeiträume, 2011 und 2019, lauten (isoliert, ohne Fehlerterm)

$$\begin{aligned} \text{Dienstleistungsexport} = & 0,64 + 3,10 \times \text{Wirtschaftsbranche} + 0,30 \times \text{Beschäftigte} \\ & + 0,44 \times \text{Umsatz} - 0,07 \times \text{Warenausfuhr} + 1,71 \times \text{aktive Direktinvestitionen} \\ & + 0,38 \times \text{ausländische Kontrolle} \\ & \text{(Daten aus 2011),} \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \text{Dienstleistungsexport} = & 0,65 + 3,32 \times \text{Wirtschaftsbranche} + 0,60 \times \text{Beschäftigte} \\ & + 0,40 \times \text{Umsatz} - 0,06 \times \text{Warenausfuhr} + 2,06 \times \text{aktive Direktinvestitionen} \\ & + 0,83 \times \text{ausländische Kontrolle} \\ & \text{(Daten aus 2019).} \end{aligned}$$

Durch die Einbeziehung der übrigen unabhängigen Variablen in die Untersuchung erhöht sich das korrigierte  $R^2$  (korrigiert um die Anzahl der Prädiktor-Variablen) als Maß für die Modellgüte auf 0,61 (2011) bzw. 0,67 (2019). Die p-Werte der T-Statistik zeigen, dass die beiden vorausgewählten Variablen, Warenausfuhr und ausländische Kontrolle, im Vergleich zu den übrigen erklärenden Variablen keinen signifikanten Einfluss auf den Dienstleistungsexport als abhängige Variable haben (die Beta-Koeffizienten der beiden unabhängigen Variablen sind nicht signifikant verschieden von null). Das Vorzeichen der Schätzung des Koeffizienten für die Warenausfuhr ändert sich in der multiplen Regression durch Erweiterung des Modells auf die übrigen unabhängigen Variablen. Eine mögliche Erklärung ist, dass nicht die Teilnahme am Warenhandel für den Export unternehmensbezogener Dienstleistungen i. w. S. bestimmend ist, sondern umgekehrt, das Angebot begleitender Dienstleistungen die Höhe bzw. den Wert der Warenausfuhr mitbestimmt. Das würde auch den theoretischen Annahmen über die Bedeutung von Dienstleistungen – nicht nur der Modes 1 bis 4, sondern auch des Mode 5, von Dienstleistungen als Vorleistung im Warenhandel –, entsprechen. Stattdessen haben vor allem die Zugehörigkeit zum Dienstleistungssektor und aktive Direktinvestitionen im Ausland einen signifikant positiven Einfluss auf die Höhe der Dienstleistungsexporte. Die Bedeutung der Dienstleistungsbranchen nimmt sogar zwischen den Beobachtungszeiträumen zu. Dieser Effekt verweist auf die deskriptive Analyse, nämlich die wachsende Bedeutung der Informationstechnologie im österreichischen

Dienstleistungsexport, die die Expansion des Anteils der Sachgüterindustrie am aktuellen Zeitrund gedämpft hat. Auch der Einfluss aktiver Firmenbeteiligungen im Ausland nimmt zwischen den beiden Beobachtungszeiträumen zu. Eine Erhöhung um 10% führt auf Basis der Daten aus dem Jahr 2019 zu einer Steigerung der Dienstleistungsexporte um 21%.

In einem nächsten Schritt wird ein *Fixed-effects*-Modell auf die Paneldaten angewandt, das dargestellt werden kann als

$$Y_{it} = \beta_1 X_{1,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + \alpha_i + u_{it} \quad (10)$$

für  $i = 1, \dots, n$  und  $t = 1, \dots, T$ .  $\alpha_i$  sind die einheitenspezifischen Interzepte, die die nicht beobachteten, zeitinvarianten Heterogenitäten zwischen den Firmeneinheiten erfassen. Geschätzt wird die Regressionsgleichung auf Basis des Panels 2011 bis 2019

$$\begin{aligned} \text{Dienstleistungsexport}_{it} = & \beta_1 \text{aktive Direktinvestitionen} \\ & + \text{einheitenfixierte Effekte} + u_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

mit 8.800 binären Regressoren, einen für jede Firmenbuchnummer.<sup>3</sup> Dadurch erhält man

$$\text{Dienstleistungsexport}_{it} = 7,00 \times \text{aktive Direktinvestitionen} + \text{einheitenfixierte Effekte}. \quad (12)$$

(0,15)

Der ermittelte Koeffizient ist positiv und signifikant. Es folgt daraus, dass ein Anstieg aktiver Direktinvestitionen im Ausland um 10% im Beobachtungszeitraum eine geschätzte Erhöhung im Dienstleistungsexport um 70% nach sich zieht, was außerordentlich hoch ist. Es werden deshalb im nächsten Schritt auch zeitfixierte Effekte eingeführt. Das kombinierte Modell erlaubt es, sowohl für einen Bias aufgrund nicht beobachtbarer Effekte, die sich über die Zeit verändern, aber konstant über die untersuchten Einheiten sind, als auch für Faktoren, die sich zwischen den Einheiten unterscheiden, aber über die Zeit konstant sind, zu kontrollieren. Die entsprechende Regressionsgleichung lautet

$$\begin{aligned} \text{Dienstleistungsexport}_{it} = & 7,10 \times \text{aktive Direktinvestitionen} + \\ & \text{einheitenfixierte Effekte} + \text{zeitfixierte Effekte}. \end{aligned} \quad (13)$$

(0,15)

Das Ergebnis entspricht jenem der Regression mit nur einheitenfixierten Effekten. Daraus kann geschlossen werden, dass der geschätzte Zusammenhang auf Basis des Panels zwischen Dienstleistungsexport und aktiven Direktinvestitionen nicht durch Faktoren, die über die Zeit konstant sind und nicht beobachtet werden, verzerrt wird.

Das Ergebnis ist jedoch nicht zufriedenstellend, zeigt es doch einen außerordentlich hohen Einfluss der aktiven Direktinvestitionen auf den Dienstleistungsexport. Deshalb werden zum Abschluss der Untersuchung alle anderen Variablen (Kovariaten) des Panels, die im Rahmen der multiplen Regression signifikant getestet wurden, schrittweise in die Untersuchung einbezogen, sodass sechs

<sup>3</sup> Es wurde dafür die Funktion *plm()* in R aus dem gleichnamigen Paket angewendet. Dafür wurde ein Vektor mit den Firmenbuchnummern der untersuchten Einheiten und den untersuchten Perioden eingeführt.

**Lineares Panelregressionsmodell des Dienstleistungsexports<sup>1</sup>**

Abhängige Variable: Export unternehmensbezogener Dienstleistungen i. w. S.

	SummeCRln					
	OLS			Panel		
				linear		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Aktivdum	7.436*** (0.078)	6.989*** (0.261)	7.057*** (0.258)	2.948*** (0.241)	1.389*** (0.190)	1.363*** (0.189)
NACEdum				10.519*** (0.075)	7.168*** (0.107)	4.348*** (0.170)
Beln					1.373*** (0.031)	0.305*** (0.053)
UMSln						0.375*** (0.017)
Constant	6.036*** (0.025)					
Observations	80,955	80,955	80,955	80,055	80,955	80,955
R <sup>2</sup>	0.057	0.03	0.031	0.560	0.639	0.657
Adjusted R <sup>2</sup>	0.057	-0.091	-0.09	0.505	0.594	0.614
Residual Std. Error	6.891(df = 80953) 4,890.407***	2,241.891***	2,287.746***	45,863.120***	42,436.960***	34,442.200***
F-Statistic	(df=1; 80953)	(df=1; 71959)	(df=1; 71951)	(df=2; 71950)	(df=3; 71949)	(df=4; 71948)
Note				*p<0.1	**p<0.05	***p<0.01

Quelle: Eigene Berechnungen. Zur Darstellung wurde die Funktion `stargazer()` in R verwendet: Hlavac und Marek (2022). `stargazer: Well-Formatted Regression and Summary Statistics Tables`. R package version 5.2.3. <https://CRAN.R-project.org/package=stargazer>.

<sup>1</sup> Zur Erläuterung der Benennung der Variablen im Datensatz: `SummeCRln` = logarithmierte Exporte unternehmensbezogener Dienstleistungen i. w. S.; `Aktivdum` = aktive Direktinvestitionen als Dummy-Variablen; `NACEdum` = Wirtschaftsbranche laut ÖNACE 2008 als Dummy-Variablen; `Beln` = logarithmierte durchschnittliche Beschäftigtenzahl; `UMSln` = logarithmierter Jahresumsatz.

Regressionsgleichungen (inklusive Firmenbuchnummer und Periode) geschätzt werden. Die Ergebnisse werden in Tabelle 6 zusammengefasst.

Die Schätzergebnisse in den Spalten 2 und 3 entsprechen jenen der Anwendung der einheiten- und zeitfixierten Regressionsmodelle auf die unabhängige Variable „aktive Direktinvestitionen“. Die Ergebnisse in Spalte 1 sind jene eines einfachen linearen Panel-Regressionmodells des Dienstleistungsexports gegen die aktiven Direktinvestitionen ohne fixierte Effekte. Es folgt daraus ein hoher, positiver Schätzer des Koeffizienten für Direktinvestitionen, der höchstwahrscheinlich überschätzt ist. Die Modellgüte  $R^2$  ist gering (0,01). Durch die Erweiterung des Modells auf einheiten- und zeitfixierte Effekte verringert sich das Schätzergebnis geringfügig, das korrigierte  $R^2$  wird negativ. Interpretiert man das als korrigiertes  $R^2 = 0$ , dann führt die Modellerweiterung zu keiner zusätzlichen Erklärungsqualität und die Schätzergebnisse sind weiter zu hoch.

Die Ergebnisse in den Spalten 4 bis 6 beruhen auf der Erweiterung des Modells um zusätzliche Kovariaten. Es zeigt sich, dass die Modellgüte (korrigiertes  $R^2$ ) dadurch deutlich zunimmt. Die Einbeziehung der Kovariaten führt zudem zu einer Verringerung des geschätzten Effekts der aktiven Direktinvestitionen auf den Dienstleistungsexport. Die Erweiterung auf eine zusätzliche Variable, die Branchenzugehörigkeit (Dienstleistungssektor Ja/Nein), erhöht das korrigierte  $R^2$  auf 0,51 und verringert den Koeffizienten aktiver Direktinvestitionen auf 3,00. Das heißt,

bei einer Zunahme der aktiven Direktinvestitionen im Ausland um 10 % steigt der Export unternehmensbezogener Dienstleistungen i. w. S. um 30 %. Durch die Einbeziehung der Kovariate „Unternehmensgröße“ auf Basis der Beschäftigtenzahl kann die Modellgüte nochmals verbessert werden (korrigiertes  $R^2 = 0,60$ ). Der Schätzer aktiver Direktinvestitionen sinkt auf 1,40. Durch die weitere Einbeziehung auch des Gesamtumsatzes lässt sich die Modellgüte nur noch geringfügig verbessern (korrigiertes  $R^2 = 0,61$ ) und auch der geschätzte Koeffizient der aktiven Direktinvestitionen verändert sich kaum mehr.

Zusammenfassend kann mittels Modellierung des Zusammenhangs zwischen dem Dienstleistungsexport als abhängiger Variable und den übrigen Unternehmenseigenschaften als unabhängige, erklärende Variablen auf Basis der Paneldaten kein signifikanter Einfluss von Warenausfuhren und ausländischer Kontrolle festgestellt werden. Hingegen werden für die Zugehörigkeit eines Unternehmens zum Dienstleistungssektor und das Halten aktiver Direktinvestitionen im Ausland signifikant positive Einflüsse auf die Höhe des Exports unternehmensbezogener Dienstleistungen i. w. S. abgeleitet. Die Größe eines Unternehmens (Anzahl der Beschäftigten, Gesamtumsatz) hat ebenfalls einen positiven Einfluss auf den Export und es kann durch deren Berücksichtigung vor allem die Qualität des Modells bzw. der Hauptaussagen verbessert werden. Das heißt, es lässt sich folgern, dass *die Bedeutung der Branchenzugehörigkeit und aktiver Direktinvestitionen für den Export unternehmensbezogener Dienstleistungen i. w. S. nicht unabhängig ist von der Größe der Unternehmen.*